

# JOURNAL OF RESEARCH IN ECONOMICS, POLITICS & FINANCE

EKONOMİ, POLİTİKA & FİNANS  
ARAŞTIRMALARI DERGİSİ



Volume: 7

Issue: 4

2022

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

Assoc. 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, Turkey
Bulent ALTAY	Afyon Kocatepe University, Turkey
Şükrü APAYDIN	Nevşehir Hacı Bektaş Veli University, Turkey
Nicholas APERGIS	University of Piraeus, Greece
Ismail AYDOĞUŞ	Afyon Kocatepe University, Turkey
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, Turkey
Levent CITAK	Erciyes University, Turkey
Erhan DEMIRELİ	Dokuz Eylül University, Turkey
Zulal DENAUX	Valdosta State University, USA
Mehmet Hasan EKEN	Economic and Financial Research Foundation, Turkey
Furkan EMİRMAHMUTOĞLU	Ankara Hacı Bayram Veli University, Turkey
Ozcan ISIK	Cumhuriyet University, Turkey
Pawel KACZMARCZYK	The Mazovian State University in Plock, Poland
Destan KIRIMHAN	The University of Texas at El Paso, USA
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, Turkey
M. Basaran OZTURK	Nigde Omer Halisdemir University, Turkey
Alex S. PAPAĐOPOULOS	The University of North Carolina at Charlotte, USA
Muhammed SHAHBAZ	Beijing Institute of Technology, China
Ulas UNLU	Akdeniz University, Turkey
Abdullah YALAMAN	Eskisehir Osmangazi University, Turkey
Yeliz YALÇIN	Ankara Hacı Bayram Veli University, Turkey
Erinc YELDAN	Kadir Has University, Turkey

### Editorial Assistant / Sekreteryaya

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

### Peer-reviewed, Scientific and Quarterly

Journal of Research in Economics, Politics & Finance is an international 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:** Economic and Financial Research Association / **Yayıncı:** Ekonomi ve Finansal Araştırmalar Derneği  
**Contact / İletişim:** epfjournal@gmail.com

**December 2022 Volume: 7 Issue: 4 / Aralık 2022 Cilt: 7 Sayı: 4**

**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 400 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-NonCommercial (CC BY-NC) 4.0 International License. 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. Authors may not use the material for commercial purposes.

## 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 yayın 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 yayın 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 Yayın 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 yayın giderlerini karşılamak amacıyla gönderilen makalelerden 400 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, orjinal ve revize edilmiş makalelerin hızlı bir şekilde yüklenebildiği; yazarlar, editörler ve hakemler arasında içsel iletişime imkan tanıyan web tabanlı bir platformdur. Tüm sorularınız için mail adresinden ([epfjournal@gmail.com](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-Gayriticari 4.0 Uluslararası Lisansı (CC BY-NC) 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 dağıtılabilir, kopyalanabilir, üzerinde çalışmalar yapılabilir, yine sahibine atıfta bulunarak türevi çalışmalar yapılabilir veya buna benzer işler yapılabilir. Ancak ticari amaçlarla kullanılamaz.

---

---

**REFEREES OF THIS ISSUE / BU SAYIDA KATKISI OLAN HAKEMLER**

---

---

Ramazan AKBULUT	Harran University
Erdiñ AKYILDIRIM	Boğaziçi University
Murat ATİK	OSTİM Teknik University
İlkut Elif KANDİL GÖKER	Kırıkkale University
Mustafa Alpin GÜLŞEN	Alanya Alaaddin Keykubat University
Adalet HAZAR	Başkent University
Bade EKİM KOCAMAN	Başkent University
Selahattin KOÇ	Sivas Cumhuriyet University
Cumali MARANGOZ	Ağrı İbrahim Çeçen University
Faruk MİKE	Osmaniye Korkut Ata University
Tuğba NUR	Şırnak University
Hüseyin ÖZDEMİR	Atılım University
Zeynel ÖZDEMİR	Ankara Hacı Bayram Veli University
İbrahim Erem ŞAHİN	Selçuk University
Zekai ŞENOL	Sivas Cumhuriyet University
Ebru TOPCU	Nevşehir Hacı Bektaş Veli University
Erdost TORUN	Dokuz Eylül University
Mert URAL	Dokuz Eylül University
Umut UYAR	Pamukkale University
Furkan YILDIRIM	Akdeniz University

---

## CONTENTS / İÇİNDEKİLER

---

### Research Papers / Araştırma Makaleleri

- The Effect of Working Capital Management on the Performance of the Textile Firms: Evidence from Fragile Five Countries (FFCs) / Çalışma Sermayesi Yönetiminin Tekstil Firmalarının Performansına Etkisi: Kırılgan Beşli Ülkelerden Kanıtlar**  
Ayşegül Toy, Ayhan Kapusuzoğlu, Nildağ Başak Ceylan ..... 814-838
- Examination of the Relationship between Stock Management and Profitability in Businesses: An Application on Borsa Istanbul Manufacturing Companies / İşletmelerde Stok Yönetimi ile Kârlılık İlişkisinin İncelenmesi: BIST İmalat Şirketleri Üzerine Bir Uygulama**  
Ayşegül Ertuğrul Ayrancı, Gizem Arı ..... 839-854
- Analysis of the Relationship between Green Bonds and Equity Markets by Cross-Quantilogram Method / Yeşil Tahvil ile Pay Piyasaları Arasındaki İlişkinin Çapraz Kantilogram Yöntemi ile Analizi**  
Burak, Büyükoğlu ..... 855-868
- Effects of Fiscal Rules and Political Framework: Evidence from COVID-19 Crisis / Mali Kuralların ve Siyasi Yapının Etkileri: COVID-19 Krizinden Kanıtlar**  
Erdem Kılıç, Sıtkı Sönmezer, Orhan Özaydın ..... 869-888
- Altının Riskten Korunma Etkinliği: Farklı Dinamik Portföy Yaklaşımları İle Bankacılık Sektörü İçin Bir Analiz / Hedging Effectiveness of Gold: An Analysis for The Banking Sector with Different Dynamic Portfolio Approaches**  
Hüseyin Özdemir ..... 889-908
- Ekonomik Özgürlükler İndeks Göstergelerinin Yeni Sanayileşen Ülkelerin Kredi Notları Üzerine Etkisi / The Effect of Economic Freedoms Index Indicators on the Credit Ratings of Newly Industrialized Countries**  
Gizem Vergili, Mehmet Sinan Çelik, Bahar Taş ..... 909-924
- Kripto Paralarla Borsalar Arasındaki Volatilité Yayılımı / Volatility Spillover between Cryptocurrencies and Stock Markets**  
Zekai Şenol, Tuba Gülcemal, Oğuz Çakan ..... 925-943
- İlk Halka Arzların BİST100 Endeksi Volatilitésine Etkisi: Covid-19 Pandemisi Dönemi / Initial Public Offerings Effect on BİST100 Index: Covid-19 Period**  
Seçil Bayraktar Yetim, Ayben Koy ..... 944-965
- Artan Kurumsal Kalite İşsizliği Azaltır mı? OECD Ülkelerinden Kanıtlar / Does Increased Institutional Quality Reduce Unemployment? Evidence from OECD Countries**  
Özlem Öztürk Çetenak ..... 966-981
- İslami Bankacılık Konvansiyonel Bankacılık Üzerinde Etkili mi? Türkiye Örneği Üzerinden Bir Nedensellik Analizi / Is Islamic Banking Effective on Conventional Banking? A Causality Analysis on the Case of Türkiye**  
Hasan Kazak ..... 982-998



# THE EFFECT OF WORKING CAPITAL MANAGEMENT ON THE PERFORMANCE OF THE TEXTILE FIRMS: EVIDENCE FROM FRAGILE FIVE COUNTRIES (FFCs)\*

Çalıřma Sermayesi Yönetiminin Tekstil Firmalarının Performansına Etkisi:  
Kırılğan Beřli Ülkelerden Kanıtlar

Ayřegül TOY\*\*, Ayhan KAPUSUZÖĐLU\*\*\* & Nildağ Bařak CEYLAN\*\*\*\*

## Abstract

**Keywords:**  
Working Capital Management, Profitability, Firm Performance, Fragile Five, Driscoll-Kraay, Textile.

**JEL Kodları:**  
G32, C33, M10.

**Anahtar Kelimeler:**  
Çalıřma Sermayesi Yönetimi, Karlılık, Firma performansı, Kırılğan Beřli, Driscoll-Kraay, Tekstil

**JEL Codes:**  
G32, C33, M10.

An effective working capital can contribute to achieving the firm's financial profitability, increasing the value of companies, creating a short-term financing source, continuing their activities and increasing their sustainability. This study examines the effect of working capital management on firm performances (ROA and TOBIN's Q) of firms operating in the textile industry in 4 countries (Brazil, India, Indonesia and Turkey) called the Fragile Five countries between 2010 and 2020. In the estimation of the coefficients of the panel regression models determined in this study, the Driscoll-Kraay estimator, which is robust against the problems of unobserved heterogeneity, autocorrelation, varying variance and cross-section dependence, was used. In the general evaluation of the panel data analysis estimation results, it is seen that the effect of working capital management on financial performance differs significantly depending on the selected performance variable. All of these results show that successful and effective working capital management in the textile sector depends on taking into account the differences in economic conditions, differences in capital markets, financial market performance and daily working habits, and evaluating each component of working capital separately.

## Öz

Etkin bir çalıřma sermayesi; firmaların finansal karlılıđa ulařmalarını sađlamak, firmaların deđerlerini artırmak, kısa dönem finansman kaynađı yaratmak, faaliyetlerini devam ettirmek ve sürdürülebilirliklerini artırmak bakımından katkı sađlayabilir. Bu çalıřma, 2010-2020 yılları arasında Kırılğan Beřli ülke olarak adlandırılan 4 ülkedeki (Türkiye, Hindistan, Endonezya ve Brezilya) tekstil sektöründe faaliyet gösteren firmaların çalıřma sermayesi yönetimlerinin firma performansları (ROA ve TOBIN's Q) üzerindeki etkisini incelemektedir. Bu çalıřmada belirlenen panel regresyon modellerinin katsayılarının tahmininde, gözlemlenmemiř heterojenlik, otokorelasyon, deđiřen varyans ve yatay kesit bađımlılıđı problemlerine karřı sađlam olan Driscoll-Kraay tahmincisi kullanılmıřtır. Panel veri analizi tahmin sonuçlarının genel deđerlendirmesinde, iřletme sermayesi yönetiminin finansal performans üzerindeki etkisinin seçilen performans deđiřkenine bađlı olarak önemli ölçüde farklılařtıđı görölmektedir. Bu sonuçların bütünü, tekstil sektöründe başarılı ve etkin iřletme sermayesi yönetiminin ekonomik kořullardaki farklılıkları, sermaye piyasalarındaki farklılıkları, finansal piyasa performansını ve günlük çalıřma alışkanlıklarını dikkate almasına ve iřletme sermayesini oluřturan her bir unsurun ayrı ayrı deđerlendirilmesine bađlı olduđunu göstermektedir.

\* This paper is based on Aysegul Toy's Ph.D. Dissertation in Ankara Yıldırım Beyazıt University, Graduate School of Social Sciences, Ankara, Türkiye.

\*\* Lecturer, Dr., Sivas Cumhuriyet University, Y.M.Y.O., Türkiye, [atoy@cumhuriyet.edu.tr](mailto:atoy@cumhuriyet.edu.tr), ORCID: 0000-0003-2353-8906

\*\*\* Prof. Dr., Ankara Yıldırım Beyazıt University, Faculty of Business, Türkiye, [akapusuzoglu@aybu.edu.tr](mailto:akapusuzoglu@aybu.edu.tr), ORCID: 0000-0002-4280-3827

\*\*\*\* Prof. Dr., Ankara Yıldırım Beyazıt University, Faculty of Business, Türkiye, [nbceylan@aybu.edu.tr](mailto:nbceylan@aybu.edu.tr), ORCID: 0000-0003-3128-8863

Received Date (Makale Geliř Tarihi): 15.11.2022 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 25.12.2022

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



## 1. Introduction

Financial management decisions are; divided into short-term and long-term financing decisions. Short-term financial decisions are easier for managers than long-term financial decisions, but they are never less important (Brealey et al., 2019: 551). Corporate finance literature focuses on long-term financing decisions such as company valuation, dividend, capital structure, but since short-term assets and liabilities have a significant share in total assets, working capital management (WCM), which is the focus of short-term decisions, is also an indispensable part of financial management (Nazir and Afza, 2009).

Decisions regarding the WCM are about managing cash, stocks, receivables and debts and are one of the most important issues in finance, especially in today's world (Jose et al., 1996). Working capital (WC), in its most general sense, refers to the amount of capital a company attributes to its economic values in an accounting period with a maturity of one year or less. The absence or inadequacy of WC will prevent a company from operating at full capacity and producing consistently (Sariaslan and Erol, 2008: 360). Inadequate WC is often considered the main cause of firm failure (Rafuse, 1996). Due to deficiencies in production as a result of WC inadequacy, companies will not be able to meet customer demands and orders as they wish, and they will not be able to reach their targeted sales level (Sariaslan and Erol, 2008: 360). Failure to manage WC in a planned, efficient, correct and effective manner (Pass and Pike, 1984); It can cause companies to lose investment opportunities, fail to meet their short-term cash needs, decrease their profitability and even cause companies to go bankrupt (Samiloglu and Demirgunes, 2008; Brealey et al., 2019: 551).

Conversely, when managers manage their companies' WC efficiently, companies will be able to cover their short-term costs and liabilities, increase free cash flows in the treasury of the company, reduce risks and financing needs, and have the opportunity to maximize shareholder value (Pass and Pike, 1984; Aktas et al., 2015; Berk et al., 2016: 15).

The literature on the WC-profitability relationship has developed and continues to evolve, especially after Deloof's pioneering work and since the 2007 financial crisis, due to its importance to companies in these contexts. After the crisis, companies began to investigate the causes of the collapse of the financial system and to take measures for the financial system again. Firm managers have had to acknowledge the importance of effectively managing the firm's profitability, especially in the WC area, in order to prevent further losses and bankruptcies (Jakpar et al., 2017). As a result, since WCM affects both profitability and risk, and after the crises and epidemics, especially after the economic difficulties experienced during the COVID-19 process, the importance of WCM has increased even more. Many companies that cannot effectively manage their stocks, receivables or especially short-term debts have failed in this process.

Companies give priority to an effective WCM in order to achieve their objectives such as increasing market value, continuing its operations and generating financial profit. (Hingurala Arachchi et al., 2017). Managers need to devote a significant amount of time to WCM, which is one of the most important components of business finance, which has a large share and function in the success/failure of their companies (Chambers and Cifter, 2022). In fact, it can be said that the WCM's decisions regarding the management of the investments to be made by the companies focus on non-long-term financing, in other words, on short-term monetary resources and fields of activity (Banos-Caballero et al., 2010). The cash that the companies keep in their safes, the securities that can be converted into cash at any time, the trade receivables obtained as a result of



the sales and the current assets they hold are evaluated within this scope. It is aimed to keep the needs to a minimum and to maximize profit and profitability by managing and using these assets in the most appropriate way (Ganesan, 2007).

Textile, which has an important role in economic development in the world and is accepted as a locomotive sector with its contribution to exports, production and employment, is one of the oldest manufacturing industry branches (Hamid et al., 2014). WCM in providing short-term financing resources to textile companies, like all companies, has important effects on success and profitability for textile companies as in the other sectors. (Akguc, 2013: 204). This situation has also been observed in many studies in the literature. (Khan et al., 2011; Tufail and Khan, 2013; Akbar, 2014; Sheikh et al., 2016) and it was also demonstrated in the analysis performed in this study. For this reason, it is one of the issues that should be emphasized as much as it is financially important. In this context, financial managers of textile companies should aim to focus on the management of each component of WC items that concern financial management, keep the WC at optimal levels and make the right investments in order to continue their activities with sustainable profitability and efficiency (Akbar et al., 2020).

Effective policies are needed for WCM as textile companies can increase their profitability with efficient management and lowest cost financing (Asad, 2012). As a result of effective WC management in the textile sector, companies with short cash conversion cycle (CCC) will prevent their external financing calls, borrow less, thus provide interest cost advantage and thus increase the profitability of textile companies (Tahir and Anuar, 2016).

The importance of using CCC, which is used as a WCM criterion in the study, is first expressed in Gitman's research (Gitman, 1974). A substantial body of the literature has used CCC as one of several measures of WCM efficacy. This is because CCC is a powerful measure of financial performance for assessing how well a firm is managing WC. It indicates how quickly a firm can convert its initial capital investment into cash. CCC was introduced by Richards and Laughlin (1980), who suggested it as a dynamic indicator in liquidity analysis, and was later used in many studies as a benchmark for WCM in terms of its impact on firm profitability and performance (Shin and Soenen, 1998; Hutchison et al., 2007; Lind et al., 2012; Yazdanfar and Ohman, 2014) and it has been extended to the study of its impact on firms' profitability (Shin and Soenen, 1998; Deloof, 2003; Iftikhar, 2013; Yazdanfar and Ohman, 2014).

WC is an important indicator for all companies regardless of their size, showing their financial position and corporate liquidity (Entrepreneur, 2013). However, WC in particular is more important in developing countries than in developed countries. Effective management of WC is essential for companies operating in developing economies due to their limited use of funds, difficult access to capital through external financing due to inactive capital markets, difficulties in finding long-term funds and exposure to high interest rates. Because WC, which is the source of internal financing, is the primary source for them. (Allen et al., 2012; Zariyawati et al., 2016).

"Brazil, Indonesia, Turkey, South Africa and India", which are called the "Fragile Five" and are also among the developing countries, are in the top ten of the world lists. In this direction, the aim of this study is to empirically examine the effect of WC variables on financial performance with a sample consisting of companies operating in the textile sector of the "Fragile Five" countries in the period of 2010-2020. South African textile companies, one of the Fragile Five countries, could not be included in the sample due to lack of data.

This study contributes to the past literature on WCM in four ways: First, this study is the first to examine textile firms' WCM in FFCs using panel data regression analysis. Secondly, this study adds to the available knowledge about the relationship between WC and financial performance by using the most up-to-date data of textile companies operating in FFCs. Third, the results of this study provide guidance to managers operating in the textile industry to develop meaningful strategies to effectively manage WC and improve financial performance. Finally, panel data methodology based on the Driscoll-Kraay standard error estimator was used to deal with variance, autocorrelation, cross-section dependence, and unobservable heterogeneity.

## 2. Literature Review

Many applied studies in literature show that effective management of WC is associated with higher firm performance and firm value. Therefore, WC decisions that focus on short-term financing and investment decisions can provide companies with a competitive advantage, increase profitability and performance, and contribute significantly to the development of the real sector and financial markets. As a result, efficient WCM is of great importance not only for corporate governance but also for all stakeholders.

When the former studies focusing on the association between WC variables and financial performance are examined, it has been observed that various variables are employed to measure WC elements. For example, researchers such as Deloof (2003), Lazaridis and Tryfonidis (2006), García-Teruel and Martínez-Solano (2007), Mathuva (2010), Sharma and Kumar (2011), and Abuzayed (2012) have employed the accounts receivables period (ARP), the inventory holding period (IHP), the accounts payable period (APP), and CCC variables to represent WC in their studies. However, researchers such as Mun and Jang (2015), Saglam and Karaca (2015), Boşoc and Anton (2017), Anton and Afloarei Nucu (2020), Osama and Al-Gazzar (2021), Chambers and Cifter (2022), and Jaworski and Czerwonka (2022) have utilized the WC ratio in their studies to measure WC.

The literature offers five groups of conflicting results concerning the influence of WC variables on financial performance: (i) WC variables have a negative influence on financial performance, (ii) WC variables have a positive impact on financial performance, (iii) there exist blended results between WC components and financial performance measures, (iv) WC variables has a neutral influence on financial performance, and (v) there exists a non-linear association between WC variables and financial performance.

The first group of studies suggesting a negative relationship between WC variables and financial performance are Yucel and Kurt (2002), Nobanee et al. (2011), Ebben and Johnson (2011), Ogundipe et al. (2012), Enqvist et al. (2014), Yazdanfar and Ohman (2014), Sensini (2020), Lin and Wang (2021), and Jaworski and Czerwonka (2022). These studies reported that the effect of CCC on financial performance variables is negative. Also, Deloof (2003), García-Teruel and Martínez-Solano (2007), Mansoori and Muhammad (2012), Aygun (2012), Ukaegbu (2014), Pais and Gama, (2015), Hussain et al. (2021), Gołaś (2020), on the other hand, reported that there is a negative correlation between the CCC and the elements that make up the CCC and performance indicators.

The studies in the second group, which argue that WC variables have a positive effect on financial performance, are as follows; Alvarez et al. (2021) have provided empirical evidence that

there is a positive relationship between financial performance as measured by ROA and ROE and all WC components for Argentine manufacturing firms. Also, Saglam and Karaca (2015) have reported that financial performance indicators for Turkish textile companies are positively affected by the WC ratio. Similarly, Amponsah-Kwatiah and Asiamah (2020) have revealed that WC components have positive effects on both ROA and ROE.

Lazaridis and Tryfonidis (2006), Mathuva (2010), Sharma and Kumar (2011), Abuzayed (2012), Napompech (2012), Vahid et al. (2012), Ademola (2014), Samiloglu and Akgun (2016), Keskin and Gokalp (2016), Kayani et al. (2019), Braimah et al. (2021), and Durdu and Aydin (2021) are among the third group of studies suggesting blended results between WC components and financial performance measures.

The studies conducted by Atmaca (2016) and Ahmed et al. (2017) can be given as an example of the fourth group of studies that determined that there is no linkage between WC variables and financial performance.

As the last group works, the findings regarding the existence of a nonlinear relationship between WC variables and financial performance have been reported in empirical studies conducted by Afrifa et al. (2014), Mun and Jang (2015), Bořoc and Anton (2017), Singhanian and Mehta (2017), Anton and Afloarei Nucu (2020), Prempeh and Peprah-Amankona (2020), Ahangar (2021), Akbar et al. (2021), Chambers and Cifter (2022), and Ersoy et al. (2022) Jaworski and Czerwonka (2022).

### **3. Methodology**

#### **3.1. Dataset and Descriptive Statistics**

This study aims to analyze the influence of WC elements on textile firms' financial performance in fragile five countries. However, South African companies are not included in the sample due to lack of data. In this context, of the textile companies that made up our sample, 12 operate in Brazil, 11 in Indonesia, 17 in Turkey, and the remaining 145 in India. Financial data of textile firms over the period of 2010–2020 are obtained from Thomson Reuters Eikon database. Econometric analyses were performed using the Stata 17 software. Our sample is a balanced panel dataset. All firm-level variables are winsorized at 1% and 99% levels to minimize the influence of possible spurious outliers. The variables employed in this study and their influence on financial performance are shown in Table 1.

**Table 1. Definitions of Variables**

Variable	Measure	Notation	Expected Sign
<b>Dependent variables</b>			
Return on Assets	Net profit/total assets	ROA	
Tobin's Q	(The market value of equity + short- and long-term liabilities)/total assets.	TQ	
<b>Independent variables</b>			
Accounts receivable period	[Average receivables * 365/sales]	ARP	+/-
Inventory holding period	[Average inventories * 365/cost of goods sold]	IHP	+/-
Accounts payable period	[Average payables * 365/cost of goods sold]	APP	+/-
Cash conversion cycle	[ARP + IHP-APP]	CCC	+/-
<b>Control variables</b>			
Current ratio	Total current assets/total current liabilities	CR	+
Leverage	The ratio of total debt to total assets.	LEV	-
Firm size	Natural logarithm of total assets	SIZ	+/-
Growth	(Current year sales/ previous year sales) – 1	GRO	+/-

Descriptive statistics values calculated for all variables used in the analysis are shown in Table 2. According to the summary statistics calculated for all textile companies regarding these variables, the average value of the ROA variable is approximately 2.2%. The average value of Tobin's Q is about 1.19. When the summary statistics presented in Table 2 are analyzed in terms of WC variables, the ARP variable has an average value of about 54. This means that textile firms give their customers about 54 days to pay their dues. In other words, firms tend to collect their receivables on sales after an average of 54 days. With regard to IHP variable, it is found that mean value of IHP is close to 126 days. This means that textile firms wait about 126 days to convert their inventories into sales. The APP variable has an average value of about 60. This statistic demonstrates that textile firms tend to pay their debts within 60 days. Finally, the average CCC is approximately 118 days.

**Table 2. Descriptive Statistics for Full Sample**

Variable	Mean	SD	Median	Min	Max	N
ROA	0.022	0.060	0.0235	-0.122	0.133	2035
TQ	1.191	0.685	0.940	0.031	3.226	2035
ARP	53.898	37.669	46.024	1.583	139.671	2035
IHP	125.753	71.776	112.04	28.070	302.681	2035
APP	60.189	39.830	53.280	6.545	152.883	2035
CCC	117.874	78.270	108.328	-11.913	295.048	2035
CR	1.734	1.293	1.284	0.493	6.102	2035
LEV	0.609	0.222	0.628	0.192	1.067	2035
SIZ	18.158	1.318	18.058	15.884	20.741	2035
GRO	0.010	0.200	0.0246	-0.450	0.368	2035

Summary statistics obtained using sub-samples of textile companies operating in Brazil, Indonesia, Turkey and India are reported in Table 3. Columns 1, 4, 7, and 10 of Table 3 report the mean values of variables for firms in Brazil, Indonesia, Turkey, and India, respectively.

According to Table 3, the textile firms with the highest ROA with an average value of 0.025 are Indian companies. The positive average ROA value of textile companies in other countries indicates that companies operating in the textile industry are profitable companies. According to Table 3, the fact that the average Tobin's Q value of the textile companies operating in all 4

countries is above 1 indicates that these companies, on average, create value for their shareholders.

Among the textile firms operating in 4 countries, Indonesian textile firms expect their customers to pay their debts in approximately 43 days, while Brazilian textile firms provide their customers with an average of 96 days to pay their debts. This result demonstrates that the firms that make the fastest (slowest) collection on their sales are Indonesian (Brazilian) textile companies.

Regarding the IHP variable, compared to firms in other countries, Brazilian firms tend to convert their inventories into sales in a shorter time (an average of 112 days). With regard to the APP variable, compared to firms in other countries, Brazilian firms tend to convert their inventories into sales in a shorter time (an average of 112 days). Concerning the ARP variable, Turkish firms take longer time to pay back their debts when compared to firms in other countries. Interestingly, regarding the CCC variable, the study reveals that Brazilian firms take a longer time (an average of 150 days) to complete the conversion cycle as compared to firms in other countries.

**Table 3. Descriptive Statistics for Sub-Samples (Brazil, Indonesia, Turkey, and India)**

	Brazil			Indonesia			Turkey			India		
	Mean	SD	N	Mean	SD	N	Mean	SD	N	Mean	SD	N
ROA	0.008	0.086	132	0.009	0.064	121	0.019	0.067	187	0.025	0.056	1595
TQ	1.402	0.782	132	1.263	0.727	121	1.256	0.651	187	1.161	0.674	1595
ARP	95.760	23.403	132	43.118	21.458	121	64.582	35.977	187	49.998	37.381	1595
IHP	111.656	44.474	132	120.490	80.114	121	117.239	71.760	187	128.317	72.757	1595
APP	54.442	42.815	132	53.038	35.205	121	76.672	38.187	187	59.274	39.635	1595
CCC	149.802	77.984	132	109.806	79.654	121	105.903	74.756	187	117.248	77.981	1595
CR	2.062	1.733	132	1.635	1.251	121	1.588	1.239	187	1.732	1.256	1595
LEV	0.614	0.307	132	0.611	0.278	121	0.539	0.212	187	0.617	0.208	1595
SIZ	19.556	0.955	132	18.795	0.946	121	18.565	1.237	187	17.946	1.281	1595
GRO	-0.045	0.228	132	-0.001	0.184	121	-0.023	0.214	187	0.019	0.196	1595

### 3.2. Econometric Model

Following Deloof (2003), Zariyawati et al. (2009), Banos-Caballero et al. (2007), Sharma and Kumar (2011), and Singhania and Mehta (2017), the two-way fixed effects equations are estimated to investigate the association between WCM and financial performance.

$$(FP)_{it} = \alpha_0 + \gamma(ARP)_{it} + \sum_{j=1}^4 (FLCV)_{it} \beta_j + \sum_{t=1}^{11-1} \lambda_t(Year)_t + \varepsilon_{it} \quad (\text{Model 1})$$

$$FP)_{it} = \alpha_0 + \gamma(IHP)_{it} + \sum_{j=1}^4 (FLCV)_{it} \beta_j + \sum_{t=1}^{11-1} \lambda_t(Year)_t + \varepsilon_{it} \quad (\text{Model 2})$$

$$(FP)_{it} = \alpha_0 + \gamma(APP)_{it} + \sum_{j=1}^4 (FLCV)_{it} \beta_j + \sum_{t=1}^{11-1} \lambda_t(Year)_t + \varepsilon_{it} \quad (\text{Model 3})$$

$$(FP)_{it} = \alpha_0 + \gamma(CCC)_{it} + \sum_{j=1}^4 (FLCV)_{it} \beta_j + \sum_{t=1}^{11-1} \lambda_t(Year)_t + \varepsilon_{it} \quad (\text{Model 4})$$

In these models, subscripts *i* and *t* represent individual firm and year, respectively.  $\alpha_0$  is the intercept.  $FP_{it}$  is the dependent variable, and it is measured by accounting-based financial performance (ROA) and market-based financial performance (Tobin’s Q).  $ARP_{it}$ ,  $IHP_{it}$ ,  $APP_{it}$ , and  $CCC_{it}$  are the independent variables and they represent WC variables such as ARP, IHP, APP, and CCC. The term  $\beta$  is the vector of coefficients to be estimated. In the above equations,  $FLCV_{it}$  is a vector of independent variables consisting of the variables such as current ratio, growth, firm size, and leverage. The coefficients  $\alpha_0$ ,  $\gamma$ ,  $\beta_j$ , and  $\lambda_t$  are the parameters to be estimated.  $\varepsilon_{it} = \omega_i + u_{it}$ , where  $\omega_i$  demonstrates time-invariant firm-level fixed effects and  $u_{it}$  denotes the random error terms.

### 3.3. Method

The econometric analysis consists of the following steps: Firstly, Spearman correlation analysis is carried out to determine whether there is a multicollinearity problem between the independent variables and control dependent. Secondly, as it is known, there are three traditional estimators used to estimate coefficients in panel data regression analysis in the literature. These are the Pooled OLS (POLS), random effects (REs), and fixed effects (FEs) estimators, respectively. The POLS is ignored in this study. Because it is based on the assumption that there is no correlation between independent variables and firm-specific fixed effects. Also, the POLS estimation assumes no unit and time effects, which is not a realistic assumption. As a result, the Hausman test is employed to choose between the remaining two estimators (i.e., REs and FEs). The Hausman test is based on the null hypothesis that the REs model is more appropriate than the FEs model (Baum, 2006).

Third, after it was decided that the FEs (REs) estimator was the most appropriate estimator for the estimation of the coefficients in the financial performance model, diagnostic tests were conducted to investigate the existence of serial correlation, varying variance and cross-section dependence in error terms in the panel data model. For diagnostic tests, Wooldridge test (Drukker, 2003) for serial correlation, Modified Wald test (Levene) (Baum, 2001) for varying variance and Pesaran CD test (De Hoyos and Sarafidis, 2006) were used for cross-section dependence, respectively. The Wooldridge test is based on the null hypothesis that there is no serial correlation in the data. While the modified Wald (Levene) test is based on the null hypothesis that there is no heteroscedasticity, the Pesaran CD test is also based on the null hypothesis that there is no cross-sectional dependence.

Finally, if serial correlation, varying variance, and cross-section dependence are detected in the panel data, the Driscoll and Kraay (1998) estimator, which uses regressions of FEs or REs, was used to obtain robust test statistics (Hoechle, 2007).

### 3.4. Investigation of Multi-Collinearity Problem

The correlations between the independent and control variables were estimated in the analysis, and the estimated coefficients of the correlation coefficients between the independent

and control variables used in the regression models for the full sample are shown in Table 4. A negative and significant correlation (-0.628) was found between the CR and LEV variables. On the other hand, CCC shows a significant positive correlation with IHP (0.719). More importantly, the predicted high correlation coefficient between CCC and IHP indicates that including the two variables in the same regression model will result in multicollinearity. As a result, the fact that other estimated correlation coefficients are lower than 0.80 reveals that multicollinearity is not a significant problem in terms of other variables (Kennedy, 2003; Gujarati, 2004).

Estimated correlation coefficients analysis was performed for the sub-samples of Brazil, Indonesia, Turkey and India, and all these results show that the WC components should be modeled separately.

**Table 4. Spearman Correlation Between Independent and Control Variables for Full Sample**

	ARP	IHP	APP	CCC	CR	LEV	SIZ	GRO
ARP	1.000							
IHP	0.041*	1.000						
APP	0.190***	0.239***	1.000					
CCC	0.373***	0.719***	-0.195***	1.000				
CR	0.123***	0.115***	-0.179***	0.271***	1.000			
LEV	-0.078***	-0.024	0.181***	-0.152***	-0.628***	1.000		
SIZ	-0.008	0.101***	-0.023	0.103***	-0.067***	0.048**	1.000	
GRO	-0.117***	-0.045	-0.073***	-0.056**	0.139***	0.036	0.061**	1.000

**Note:** \*\*\*, \*\* and \* indicate the level of significance at 1%, 5%, and 10%.

#### 4. Estimation Results of Panel Data Models

In this part of the study, firstly, the estimation results obtained from the models in which ROA, an accounting-based performance measure, is the dependent variable, are summarized. Then, the findings obtained from the models in which Tobin's Q, which is a market-based performance measure, is employed as the dependent variable, are given.

##### 4.1. Estimation Results of ROA Models

Table 5 reports the values of the estimated coefficients of the regression models shown in Equations (Model1) -(Model4). The model goodness of fit ( $R^2$ ) demonstrates that about 18% of the variation in ROA of textile companies is explained by the independent and control variables used in the regression models. Moreover, according to the results of the F statistic, which tests whether the models are significant or not, it has been decided that all models are significant.

As can be seen at the bottom of Table 5, Hausman statistics for all models are highly significant. Therefore, a fixed effects estimator is used to estimate the effect of WC variables on ROA for the full example in the analysis. Before reporting the analysis results, three important assumptions concerning the error process, i.e. heteroscedasticity, serial correlation, and cross-sectional dependence are tested under a fixed effect specification, respectively, employing the Modified Wald test, Wooldridge test, and Pesaran CD test. The results reported at the bottom of Table 5 demonstrate the presence of heteroscedasticity, serial correlation, and cross-sectional dependence. Because the statistics that test these assumptions are highly significant. Therefore,



all the models are estimated based on the Driscoll-Kraay standard errors estimator utilizing FEs regression to overcome these issues.

**Table 5. Estimation Results of the Driscoll-Kraay Standard Errors Estimator for the Full Sample**  
**Dependent Variable: ROA**

	(Model1)	(Model 2)	(Model 3)	(Model 4)
ARP	0.000* (0.000)			
IHP		0.000 (0.000)		
APP			0.000 (0.000)	
CCC				0.000 (0.000)
CR	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.003 (0.002)	0.002 (0.002)
LEV	-0.119*** (0.010)	-0.119*** (0.010)	-0.121*** (0.010)	-0.119*** (0.010)
SIZ	-0.012** (0.004)	-0.012** (0.004)	-0.012** (0.004)	-0.012** (0.004)
GRO	0.057*** (0.011)	0.057*** (0.012)	0.057*** (0.011)	0.056*** (0.012)
cons	0.296*** (0.071)	0.304*** (0.081)	0.295*** (0.072)	0.300*** (0.077)
Hausman	66.70***	59.10***	66.43***	57.85***
Wooldridge	13.928***	15.041***	31809.32***	15.653***
Modified Wald	31197.17***	31138.63***	31809.32***	30953.82***
Pesaran's CD	17.502***	17.790***	18.414***	17.363***
Within R <sup>2</sup>	0.178	0.177	0.178	0.177
F-statistic	597.60***	66.37***	61.86***	55.48***
Obs.	2035	2035	2035	2035
No of firms	185	185	185	185
Estimator	DK-FE	DK-FE	DK-FE	DK-FE

**Notes:** Robust standard errors are reported in parentheses. DK-FE is the Driscoll-Kraay standard errors estimator using FEs regression. \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

After giving the estimation results for the firms in the full sample, the main sample was divided into sub-samples considering the four countries included in the study. Thus, the regression models given in Equations (1)-(4) are re-estimated for textile companies in different countries. Estimation results for Brazilian, Indonesian, Turkish and Indian firms are given in Table 8-11 in the appendix, respectively.

#### 4.2. Estimation Results of Tobin's Q Models

In study, the estimation results obtained from the models in which Tobin's Q variable, which is a market-based financial performance measure, is the dependent variable, are presented in Table 6. As can be seen at the bottom of Table 6, the R<sup>2</sup> values of the regression models vary between approximately 17% and 18%. Furthermore, the significant F-values imply that all the independent and control variables included in the financial performance model are important for explaining the variations in textile firms' financial performance.

The highly significance of the statistics for the Hausman test reported in the bottom of Table 6 for the full sample reveals that the FEs estimator is the most appropriate estimator in the estimation of model parameters. In the study, three important assumptions regarding error processes are tested under the fixed effects model, following the determination of the most appropriate panel estimate. Results for the assumptions such as heteroscedasticity, serial correlation, and cross-sectional dependence are reported in Table 6. The highly significance of the test statistics for these assumptions reveal the presence of heteroscedasticity, serial correlation, and cross-sectional dependence in the FEs models' error terms. Thus, to deal with these problems, all the regression models for the full sample are estimated employing the Driscoll-Kraay standard errors estimator based on FEs regression.

**Table 6. Estimation Results of the Driscoll-Kraay Standard Errors Estimator for the Full Sample**  
**Dependent Variable: TQ**

	(Model1)	(Model2)	(Model3)	(Model4)
ARP	-0.001 (0.001)			
IHP		-0.001*** (0.000)		
APP			0.000 (0.000)	
CCC				-0.001** (0.000)
CR	0.024** (0.009)	0.028** (0.009)	0.024** (0.009)	0.032*** (0.008)
LEV	0.629*** (0.141)	0.654*** (0.139)	0.624*** (0.137)	0.618*** (0.129)
SIZ	-0.258*** (0.023)	-0.234*** (0.024)	-0.261*** (0.026)	-0.231*** (0.020)
GRO	0.180*** (0.043)	0.156*** (0.037)	0.188*** (0.049)	0.161*** (0.037)
cons	5.565*** (0.438)	5.179*** (0.443)	5.565*** (0.454)	5.146*** (0.384)
Hausman	66.12***	62.22***	74.35***	60.59***
Wooldridge	44.807***	45.088***	45.142***	44.324***
Modified Wald	2.0e+05***	2.0e+05***	2.1e+05***	1.9e+05***
Pesaran's CD	53.889***	57.744***	49.692***	56.201***
Within R <sup>2</sup>	0.176	0.182	0.173	0.188
F-statistic	56.77***	142.46***	1201.65***	161.83***
Obs.	2035	2035	2035	2035
No of firms	185	185	185	185
Estimator	DK-FE	DK-FE	DK-FE	DK-FE

**Notes:** Robust standard errors are reported in parentheses. DK-FE is the Driscoll-Kraay standard errors estimator using FEs regression. \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

After giving the estimation results for the firms in the full sample, the main sample was divided into sub-samples considering the four countries included in the study. Thus, the regression models given in Equations (1)-(4) are re-estimated for textile companies in different countries. Estimation results for Brazilian, Indonesian, Turkish and Indian firms are given in Table 12-15. in the appendix, respectively.

### 4.3. Summary of Findings from Regression Models

The findings from the regression models are summarized in Table 7. The findings obtained from the ROA model covering all textile companies can be summarized as follows; There exists a positive and statistically significant connection between ARP and ROA. This result shows that the longer the ARP, the higher the profitability of the firm. This finding supports the finding of Amponsah-Kwatiah and Asiamah (2020). No significant relation is found between other variables (IHP, APP and CCC) representing WC strategies and ROA. As for firm-level control variables, it is concluded that the variables like firm size, financial leverage and sales growth except for liquidity variable are significant determinants of ROA.

**Table 7. The Summary of The Results from The Regression Model**

	Full Sample		Brazil		Indonesia		Turkey		India	
	ROA	TQ	ROA	TQ	ROA	TQ	ROA	TQ	ROA	TQ
ARP	(+)*		(-)**			(-)**	(+)**			(-)*
ICP		(-)**				(-)**		(-)*		(-)**
APP						(+)*		(+)**		
CCC		(-)**	(-)*			(-)**		(-)**		(-)**

**Notes:** \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01 (-) : Negative relationship (+): Positive relationship.

The findings of the estimated ROA model using Brazilian textile companies can be summarized as follows; It has found a negative association between ARP and ROA. This conclusion is supported by many studies (e.g., Deloof, 2003; García-Teruel and Martínez-Solano, 2007; Mansoori and Muhammad, 2012; Pais and Gama, 2015; Samiloglu and Akgun, 2016; Keskin and Gokalp, 2016; Kayani et al., 2019; Gołaś, 2020; Singh, 2021) in the previous literature. The findings indicate that an increase in CCC leads to a decrease in ROA. This finding is consistent with the results of the studies carried out by Yucel and Kurt (2002), Deloof (2003), García-Teruel and Martínez-Solano (2007), Mansoori and Muhammad (2012), Ogundipe et al. (2012), Aygun (2012), Enqvist et al. (2014), Yazdanfar and Ohman (2014), Pais and Gama, (2015), Dalci et al. (2019), Kayani et al. (2019), NGuyen et al. (2020), Gołaś (2020), Braimah et al. (2021), and Singh (2021). This result shows that the managers of companies operating in the textile sector in Brazil manage their WC more efficiently. The findings also demonstrate that the estimated coefficients of IHP and APP are not significant. Regarding firm-level control variables, it is concluded that financial leverage and sales growth are significant variables in ROA models.

The findings of the estimated ROA model using Indonesian textile companies can be summarized as follows; Neither CCC nor the variables constituting CCC are found to be statistically significant in explaining the change in the ROA models. While the effect of financial leverage and sales growth is significant, the influence of liquidity and firm size are not significant.

The results of the estimated ROA model for companies operating in the Turkish textile sector are as follows; Among the WC variables, the only variable that is statistically significant is ARP. The effect of this variable is positive. This finding shows that companies with high trade receivables tend to generate more revenue by offering longer payment opportunities to their customers. The estimated positive coefficient of the ARP variable is also consistent with those of the study conducted by Sharma and Kumar (2011), Amponsah-Kwatiah and Asiamah (2020) and Alvarez et al. (2021). Other WC variables are not significant determinants of ROA. These results, found for Turkish companies, are similar to those of the study conducted by Atmaca (2016). Firm

size, financial leverage and growth in sales are found to be significant in explaining the change in ROA.

The findings of the ROA model employing Indian textile companies can be summarized as follows; Estimation results for Indian textile companies show that the coefficients of variables representing WC indicators are not found statistically significant at any significance level Sharma and Kumar (2011) reported that the estimated coefficients of all WC variables are insignificant except for the ARP variable for 263 non-financial Indian firms. Similar findings were also reported by Vahid et al. (2012) for 50 Iranian pharmaceutical and cement companies. As for the control variables, firm size, financial leverage and sales growth have a significant impact on ROA. However, it has not been determined that liquidity level has a significant effect on ROA.

The results obtained from the Tobin's Q model for all textile companies can be summarized as follows; It is observed that the coefficients of the IHP and CCC variables are negative and significant. Results from IHP and CCC variables are similar to the those of Ogundipe et al. (2012) and NGuyen et al. (2020) but different from the results reported by Abuzayed (2012). In addition, ARP and APP variables are not statistically significant determinants of Tobin's Q of textile firms. All firm-level variables included in Tobin's Q model are significant.

The findings of the Tobin's Q model using Brazilian textile companies can be summarized as follows; The estimation results imply that there exists no significant link between WC components and market performance measured by Tobin's Q. Similarly, Abuzayed (2012) reported similar findings for a sample including Jordanian firms, except for the APP variable. Regarding the control variables, it observes that liquidity ratio, firm size and leverage have a negative and statistically significant effect on market performance of the firms.

The findings of the estimated Tobin's Q model employing textile companies in Indonesia can be summarized as follows; All variables employed to measure WC policies are found to be significant in the Tobin's Q model. More specifically, the predicted coefficients of the ARP, IHP, and CCC variables are negative while the predicted coefficients of the APP variable are positive. The negative and significant coefficients of the ARP, IHP, and CCC variables are consistent with those of Hingurala et al. (2017). Moreover, Perera and Priyashantha (2018) found in their study that the coefficient of APP was positive. Among the firm level control variables, financial leverage and firm's size are the significant variables in the Tobin's Q model.

The results of Tobin's Q model for the Turkish textile companies are as follows; There is a significant correlation between APP, IHP, and CCC variables and Tobin's Q. The influence of IHP and CCC is negative. It shows that a reduction in the IHP and CCC period can help improve firm value. Whereas, the effect of the APP variable is positive. It shows that the increase in debt payment periods of Turkish textile companies contributes to the market value. These results are in line with the results of the study conducted by Aygun (2012), except for the APP variable. Tobin's Q is significantly correlated with financial leverage and firm size.

The findings of Tobin's Q model for Indian textile companies can be summarized as follows; It is observed that the coefficients of all variables, except APP, are negative and statistically significant. These results imply that lower ARP, IHP, and CCC enhance market based financial performance of Indian textile companies. Tobin's Q is significantly correlated with liquidity level, financial leverage, firm size, and sales growth. More specifically, variables like

liquidity level, financial leverage, and sales growth enhance firms' market performance. However, firm size leads to a decrease in the market performance of firms.

According to the results of the study; in the ROA model, the ARP variable is negative for Brazilian textile firms and positive and statistically significant for Turkish textile firms. In the Tobin's Q model, the ARP variable is found to be negative and statistically significant for Indonesian and Indian firms. There may be a number of reasons for the effect of receivable collection periods on the performance of firms. Accounts receivable can be considered as trade credit given by the firms to customers. In connection with the cost and benefit of accounts receivable, firms may offer shorter or longer trade credits to their current or potential customers. First, offering customers a longer credit period can help increase the firm's profitability performance by attracting new customers who normally can't afford to buy and have financial problems. However, as the trade credit extension decisions taken by the companies will cause the opportunity costs to increase, the increased costs may also harm the companies' profitability (Braumah et al., 2021; Rey-Ares et al., 2021).

Because inventories are an important cost element, especially for manufacturing companies, inventory management policies are one of the critical success factors that directly impact company profitability and performance. On the other hand, however, holding a high level of inventory can increase various costs (security costs, heating, theft, rent, obsolesce, etc.) associated with inventories, which can harm firm profitability and value (Afrifa et al., 2014). In this context, according to the TQ performance criterion in this study, the fact that textile firms in Indonesia, Turkey and India have less inventory may be the reason for their improved performance.

According to the TQ model, the APP variable was found to be positive and statistically significant only for textile firms in Indonesia and Turkey. A delay in payments to suppliers of the firm not only enables companies to evaluate the quality of purchased products and services, but also provides companies with a cheap source of financing. Therefore, this can lead to an increase in the profitability of the company. (Alvarez et al., 2021; Othuon et al., 2021).

Among the textile firms in the study, Brazilian firms were found negative and statistically significant according to ROA model, while Indonesia, Turkey and India were found negative and statistically significant according to TQ model. The firm's more efficient management of WC may be associated with a shorter CCC. Because firms with a shorter CCC have more cash flow and a more aggressive WC policy, which indicates that they will seek less external financing and be more profitable. Thus, a short CCC may be beneficial for firm financial performance (Banos-Caballero et al., 2013; Hussain et al., 2021).

## 5. Conclusion

In this study, it is aimed to empirically investigate whether there is an association between WC variables and financial performance measures. Firms operating in the textile sector of the FFCs (i.e., Brazil, South Africa, Indonesia, Turkey and India) in the period covering the years 2010-2020 constitute the sample of study. South African companies, however, are not included in the sample due to lack of data. Finally, of the textile firms that made up sample, 12 operate in Brazil, 11 in Indonesia, 17 in Turkey, and the remaining 145 in India. In line with the previous literature, ROA and Tobin's Q are employed as financial performance indicators of textile firms,

respectively. The variables that are frequently used in the WC indicator such as ARP, IHP, APP, and CCC are included in the regression models as independent variables. In addition, firm-level control variables such as firm size, financial leverage, sales growth and liquidity level are also included in the regression models.

Before estimating the coefficients in the regression models determined in the study, the correlation coefficients between the variables were calculated by using the Spearman test to investigate the multi-collinearity. Then, summary statistics on the financial variables used in the study are given. The Hausman test was used to determine the most suitable estimator within the framework of static panel data analysis.

Following deciding that the FEs (REs) estimator is the most appropriate estimator for the estimation of the coefficients in the financial performance models, it carried out diagnostic tests to investigate the presence of serial correlation, heteroscedasticity, and cross-sectional dependence in the error terms in the panel data. Robust estimators are used to make parameter estimations as a result of the diagnostic tests performed.

The results obtained from this study have important implications for all stakeholders in the textile industry. When the panel data analysis estimation results are evaluated in general, it can be stated that the influence of WCM on financial performance differs significantly according to the selected performance variable. In addition, when the main sample is divided into sub-samples, the linkage between WC variables and financial performance variables tends to change. When all these findings are assessed together, it can be concluded that successful WCM in the textile sector depends on both taking into account the differences between countries (in terms of economic conditions, development of capital and financial markets, daily work habits, WC policies followed, etc.) and evaluating each element that forms the WC individually. The results of this study will guide managers working in the textile industry to develop the right strategies to effectively manage WC and improve financial performance. As a result of these suggestions, firms can contribute to both themselves and the national economies by taking WCM into consideration.

Regarding the research topic, the influence of WC components can be investigated in depth by using different performance measures in future studies. In addition, future studies can benefit from dynamic panel methodology. Moreover, the research subject can be deepened through samples consisting of different country groups. Finally, non-linear relationships can be tested in the relationship between WCM and financial performance.

#### **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 analysis part was carried out by first author, the other parts were made all authors equally.

#### **Declaration of Researcher's Conflict of Interest**

There is no potential conflicts of interest in this study.

## References

- Abuzayed, B. (2012). Working capital management and firms' performance in emerging markets: The case of Jordan. *International Journal of Managerial Finance*, 8(2), 155-179. <https://doi.org/10.1108/17439131211216620>
- Ademola, O.J. (2014). Working capital management and profitability of selected quoted food and beverages manufacturing firms in Nigeria. *European Journal of Accounting Auditing and Finance Research*, 2(3), 10-21. Retrieved from <http://www.ea-journals.org/>
- Afrifa, G.A., Tauringana, V. and Tingbani I. (2014). Working capital management and performance of listed SMEs. *Journal of Small Business & Entrepreneurship*, 27(6), 557-578. <https://doi.org/10.1080/08276331.2015.1114351>
- Ahangar, N. (2021). Is the relationship between working capital management and firm profitability non-linear in Indian SMEs? *Small Enterprise Research*, 28(1), 23-35. <https://doi.org/10.1080/13215906.2021.1872685>
- Ahmed, S.U., Mahtab N., Islam M.N and Abdullah M. (2017). Impact of working capital management on profitability: A study on textile companies of Bangladesh. *Journal of Business & Financial Affairs*, 6(4), 1-7. <https://doi:10.4172/2167-0234.100029>
- Akbar, A. (2014). Working capital management and corporate performance: Evidences from textile sector of China. *European Academic Research*, 2(9), 11440-11456. Retrieved from <https://www.euacademic.org/>
- Akbar, M., Akbar, A. and Draz, MU. (2021). Global financial crisis, working capital management, and firm performance: Evidence from an Islamic market index. *SAGE Open*, 11(2), 1-14. <https://doi:10.1177/21582440211015705>
- Akbar, A., Jiang, X. and Akbar, M. (2020). Do working capital management practices influence investment and financing patterns of firms? *Journal of Economic and Administrative Sciences*, 38(1), 91-109. <https://doi.org/10.1108/JEAS-07-2019-0074>
- Akguc, O. (2013). *Finansal yönetim* (9. Bs.). Istanbul: Avcıol Basım Yayın.
- Aktas, N., Croci, E. and Petmezas, D. (2015). Is working capital management value-enhancing? Evidence from firm performance and investments. *Journal of Corporate Finance*, 30, 98-113. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2014.12.008>
- Allen, F., Chakrabarti R., De, S., Qian, J.QJ. and Qian, M. (2012). Financing firms in India. *Journal of Financial Intermediation*, 21(3), 409-445. <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2012.01.003>
- Alvarez, T., Sensini L. and Vazquez, M. (2021). Working capital management and profitability: Evidence from an emergent economy. *International Journal of Advances in Management and Economics*, 11(1), 32-39. Retrieved from <https://www.emerald.com/>
- Amponsah-Kwatiah, K. and Asiamah, M. (2020). Working capital management and profitability of listed manufacturing firms in Ghana. *International journal of Productivity and Performance Management*, 70(7), 1751-1771. <https://doi.org/10.1108/IJPPM-02-2020-0043>
- Anton, S.G. and Afloarei Nucu, A.E. (2020). The impact of working capital management on firm profitability: Empirical evidence from the Polish listed firms. *Journal of Risk and Financial Management*, 14(1), 9. <https://dx.doi.org/10.3390/jrfm14010009>
- Asad, M. (2012). Working capital management and corporate performance of textile sector in Pakistan. *A Research Journal of Commerce, Economics and Social Sciences*, 6(1), 100-114. Retrieved from <https://paradigms.ucp.edu.pk/>
- Atmaca, M. (2016). Effect of components of working capital over profitability by financial ratios: A research study about the businesses in the chemicals, petroleum, rubber and plastic goods sector in Borsa Istanbul. *Journal of Administrative Sciences*, 14(28), 633-649. Retrieved from <http://ybd.comu.edu.tr/>



- Aygun, M. (2012). The effect of working capital on firm performance: An examination on Turkish manufacturing sectors. *Ege Academic Review*, 12(2), 215-223. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/eab>
- Banos-Caballero, S., Garcia-Teruel P.J. and Martinez-Solana P. (2007). Effect of working capital management on SME profitability. *International Journal Management Finance*, 3(2), 164-167. <https://doi.org/10.1108/17439130710738718>
- Banos-Caballero, S., Garcia-Teruel, P.J and Martinez-Solano, P. (2010). Working capital management in SMES. *Accounting & Finance*, 50, 511-527. <https://doi.org/10.1111/j.1467-629X.2009.00331>
- Banos-Caballero, S, García-Teruel, P.J. and Martínez-Solano, P. (2013). The speed of adjustment in working capital requirement. *The European Journal of Finance*, 19(10), 978-992. <https://doi.org/10.1080/1351847X.2012.691889>
- Baum, C.F. (2001). Residual diagnostics for cross-section time series regression models. *The Stata Journal*, 1(1), 101-04. <https://doi.org/10.1177%2F1536867X0100100108>
- Baum, C.F. (2006). *An introduction to modern econometrics using Stata* (1. ed.). USA: Stata Press.
- Berk, J., De Marzo, P. and Harford, J. (2016). *Fundamental of corporate finance* (4. ed.). New York: Prentice Hall.
- Bořoc, C. and Anton, S.G. (2017). Is profitability driven by working capital management? Evidence for high-growth firms from emerging Europe. *Journal of Business Economics and Management*, 18(6), 1135-1155. <https://doi.org/10.3846/16111699.2017.1402362>
- Braimah, A., Mu, Y., Quaye, I. and Ibrahim, A.A. (2021). Working capital management and SMEs profitability in emerging economies: The Ghanaian case. *SAGE Open*, 11(1), 1-16. <https://doi.org/10.1177/2158244021989317>
- Brealey, R.A., Myers, S.C. and Marcus, A.J. (2019). *Fundamentals of corporate finance* (10. ed.). USA: The McGraw-Hill Companies.
- Chambers, N and Cifter, A. (2022). Working capital management and firm performance in the hospitality and tourism industry. *International Journal of Hospitality Management*, 102, 103144. <https://doi.org/10.1016/j.ijhm.2022.103144>
- Dalci, I., Tanova, C., Ozyapici, H and Bein, M.A. (2019). The moderating impact of firm size on the relationship between working capital management and profitability. *Prague Economic Papers*, 28(3), 296-312. <https://doi.org/10.18267/j.pep.681>
- De Hoyos, R.E. and Sarafidis, V. (2006). Testing for cross-sectional dependence in panel-data models. *The Stata Journal*, 6(4), 482-496. <https://doi.org/10.1177/1536867X0600600403>
- Deloof, M. (2003). Does working capital management affect profitability of Belgian firms? *Journal of Business Finance & Accounting*, 30(3-4), 573-588. <https://doi.org/10.1111/1468-5957.00008>
- Driscoll, J.C. and Kraay, A.C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-560. <https://doi.org/10.1162/003465398557825>
- Drukker, D.M. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *Stata Journal*, 3(2), 168-77. <https://doi.org/10.1177/1536867X0300300206>
- Durdu, D. and Aydin A. (2021). The effect of working capital management on firm profitability: An application on food, beverage and tobacco industry in BIST. *The Journal of Kesit Academy*, 7(29), 437-453. <https://doi.org/10.29228/kesit.52703>
- Ebben, J.J and Johnson, A.C. (2011). Cash conversion cycle management in small firms: Relationships with liquidity, invested capital, and firm performance. *Journal of Small Business & Entrepreneurship*, 24(3), 381-396. <https://doi.org/10.1080/08276331.2011.10593545>
- Enqvist, J., Graham, M. and Nikkinen, J. (2014). The impact of working capital management on firm profitability in different business cycles: Evidence from Finland. *Research in International Business and Finance*, 32, 36-49. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2014.03.005>

- Entrepreneur. (2013). How to determine your working capital needs. Retrieved from <http://www.entrepreneur.com/article/225658>
- Ersoy, E., Isik, O. and Gunay, F. (2022). Nonlinear influence of working capital management on profitability of tourism firms: Panel data evidence from developed and developing countries. *Anais Brasileiros de Estudos Turísticos*, 12(1), 1-12. <https://doi.org/10.5281/zenodo.6879205>
- Ganesan, V. (2007). An analysis of working capital management efficiency in telecommunication equipment industry. *Rivier Academic Journal*, 3(2), 1-10. Retrieved from <https://www2.rivier.edu/>
- García-Teruel, P.J. and Martínez-Solano, P. (2007). Effects of working capital management on SME profitability. *International Journal of Managerial Finance*, 3(2), 164-177. <https://doi.org/10.1108/17439130710738718>
- Gitman, L.J. (1974). Estimating corporate liquidity requirements: A simplified approach. *The Financial Review*, 9(3), 79–88. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.1974.tb01453.x>
- Gołaś, Z. (2020). Impact of working capital management on business profitability: Evidence from the Polish dairy industry. *Agricultural Economics*, 66(6), 278-285. <https://doi.org/10.17221/335/2019>
- Gujarati, D.N. (2004). *Basic econometrics* (4. ed.). India: Tata McGraw-Hill Companies.
- Hamid, N., Nabi, I. and Zafar, R. (2014). The textiles and garments sector: Moving up the value chain. *The Lahore Journal of Economics*, 19, 283-306. Retrieved from <http://lahoreschoolofeconomics.edu.pk/>
- Hingurala Arachchi, A., Perera, W. and Vijayakumaran, R. (2017). The impact of working capital management on firm value: Evidence from a frontier market. *Asian Journal of Finance & Accounting*, 9(2), 399-413. <https://doi.org/10.5296/ajfa.v9i2.12449>
- Hoechle, D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *The Stata Journal*, 7(3), 281-312. <https://doi.org/10.1177/1536867X0700700301>
- Hussain, S., Nguyen, V.C., Nguyen, Q.M., Nguyen, H.T. and Nguyen, T.T. (2021). Macroeconomic factors, working capital management, and firm performance-A static and dynamic panel analysis. *Humanities and Social Sciences Communications*, 8(1), 1-14. <https://doi.org/10.1057/s41599-021-00778-x>
- Hutchison, P.D., Farris, M.T. and Anders, S.B. (2007). Cash-to-cash analysis and management. *The CPA Journal*, 77(8), 42-47. Retrieved from <https://www.cpajournal.com/>
- Iftikhar, M.F. (2013). Determinants of working capital management efficiency: Case study of Pakistani automotive and engineering firms listed in Karachi Stock Exchange. *Research Journal of Finance and Accounting*, 4(7), 216-236. Retrieved from <https://iiste.org/>
- Jakpar, S., Tinggi, M., Siang, T.K., Johari, A., Myint, K.T. and Sadique, M. (2017). Working capital management and profitability: Evidence from manufacturing sector in Malaysia. *Journal of Business & Financial Affairs*, 6(2), 1-9. <https://doi.org/10.4172/2167-0234.1000255>
- Jaworski, J. and Czerwonka L. (2022). Profitability and working capital management: Evidence from the Warsaw Stock Exchange. *Journal of Business Economics and Management*, 23(1), 180-198. <https://doi.org/10.3846/jbem.2022.15087>
- Jose, M.L., Lancaster, C. and Stevens J.L. (1996). Corporate returns and cash conversion cycles. *Journal of Economics and Finance*, 20(1), 33-46. <https://doi.org/10.1007/BF02920497>
- Kayani, U.N., De Silva, T-A. and Gan, C. (2019). Working capital management and corporate governance: A new pathway for assessing firm performance. *Applied Economics Letters*, 26(11), 938-942. <https://doi.org/10.1080/13504851.2018.1524123>
- Kennedy, P. (2003). *A guide to econometrics* (5. ed.). Cambridge: MIT Press.
- Keskin, R. and Gokalp, F. (2016). THE effects of working capital management on firm’s profitability: Panel data analysis. *Dogus University Journal*, 17(1), 15-25. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/doujournal>
- Khan, M.I., Akash, R.S.I., Hamid, K. and Hussain, F. (2011). Working capital management and risk-return trade off hypothesis: Empirical evidence from textile sector of Pakistan. *European Journal of*

*Economics, Finance and Administrative Sciences*, 40(3), 146-152. Retrieved from <https://www.europeanjournalofeconomicsfinanceandadministrativesciences.com/>

- Lazaridis, I. and Tryfonidis, D. (2006). Relationship between working capital management and profitability of listed companies in the Athens stock exchange. *Journal of Financial Management and Analysis*, 19(1), 26-35. Retrieved from <https://papers.ssrn.com/>
- Lin, Q. and Wang, Y. (2021). Working capital management, the market environment and corporate performance: Evidence from China. *Applied Economics*, 53(39), 4505-4516. <https://doi.org/10.1080/00036846.2021.1904120>
- Lind, L., Pirttilä, M., Viskari, S., Schupp, F. and Kärri, T. (2012). Working capital management in the automotive industry: Financial value chain analysis. *Journal of Purchasing and Supply Management*, 18(2), 92-100. <https://doi.org/10.1016/j.pursup.2012.04.003>
- Mansoori, D.E. and Muhammad, D. (2012). The effect of working capital management on firm's profitability: Evidence from Singapore. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*, 4(5), 472-486. Retrieved from <https://ijcrb.webs.com/>
- Mathuva, D. (2010). The Influence of working capital management components on corporate profitability. *Research Journal of Business Management*, 4(1), 1-11. <http://dx.doi.org/10.5539/ijbm.v7n22p1>
- Mun, S.G. and Jang, S.S. (2015). Working capital, cash holding, and profitability of restaurant firms. *International Journal of Hospitality Management*, 48, 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.ijhm.2015.04.003>
- Napompech, K. (2012). Effects of working capital management on the profitability of Thai listed firms. *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 3(3), 227-232. <https://doi.org/10.7763/IJTEF.2012.V3.205>
- Nazir, M.S. and Afza, T. (2009). Impact of aggressive working capital management policy on firms' profitability. *IUP Journal of Applied Finance*, 15(8), 19-30. Retrieved from <https://www.iupindia.in/>
- Nguyen, A.H., Pham, H.T. and Nguyen, H.T. (2020). Impact of working capital management on firm's profitability: Empirical evidence from Vietnam. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(3), 115-125. <https://doi.org/10.13106/jafeb.2020.vol7.no3.115>
- Nobanee, H., Abdullatif, M. and AlHajjar, M. (2011). Cash conversion cycle and firm's performance of Japanese firms. *Asian Review of Accounting*, 19, 147-156. <https://doi.org/10.1108/13217341111181078>
- Ogundipe, S.E., Idowu, A. and Ogundipe, L.O. (2012). Working capital management, firms' performance and market valuation in Nigeria. *World Academy of Science, Engineering and Technology*, 61(1), 1196-1200. <https://doi.org/10.5281/zenodo.1333468>
- Osama, E.A. and Al-Gazzar, H. (2021). Working capital and financial performance in MENA region. *Journal of Humanities and Applied Social Sciences*, 3(4), 257-280. <https://doi.org/10.1108/JHASS-02-2020-0036>
- Othuon, DO., Gatimbu, KK., Musafiri, CM. and Ngetich, FK. (2021). Working capital management impacts on small-scale coffee wet mills' financial performance in eastern Kenya. *Heliyon*, 7(9), e07887. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2021.e07887>
- Pais, M.A. and Gama, P.M. (2015). Working capital management and SMEs profitability: Portuguese evidence. *International Journal of Managerial Finance*, 11(3), 341-358. <https://doi.org/10.1108/IJMF-11-2014-0170>
- Pass, C.L. and Pike, R.H. (1984). An overview of working capital management and corporate financing. *Managerial Finance*, 10(3), 1-12. <https://doi.org/10.1108/eb027318>
- Perera, W. and Priyashantha, P. (2018). The impact of working capital management on shareholders wealth and profitability: Evidence from Colombo Stock Exchange. *Investment Management and Financial Innovations*, 15(2), 104-115. doi:10.21511/imfi.15(2).2018.10

- Prempeh, K.B. and Peprah-Amankona, G. (2020). Does working capital management affect profitability of Ghanaian manufacturing firms. *Zagreb International Review of Economics & Business*, 23(1), 1-18. <https://doi.org/10.2478/zireb-2020-0001>
- Rafuse, M.E. (1996). Working capital management: An urgent need to refocus. *Management Decision*, 34(2), 59-63. <https://doi.org/10.1108/00251749610110346>
- Rey-Ares, L, Fernández-López, S. and Rodeiro-Pazos, D. (2021). Impact of working capital management on profitability for Spanish fish canning companies. *Marine Policy*, 130, 104583. <https://doi.org/10.1016/j.marpol.2021.104583>
- Richards, V.D. and Laughlin, E.J. (1980). A cash conversion cycle approach to liquidity analysis. *Financial Management*, 9(1), 32-38. <https://doi.org/10.2307/3665310>
- Saglam, M. and Karaca, S.S. (2015). The effect on firm profitability of component of working capital: An Application over Borsa Istanbul firm. *The Journal of Social Sciences Research*, 10(1), 119-132. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/goppsbad>
- Samiloglu, F. and Akgun, A.I. (2016). The relationship between working capital management and profitability: Evidence from Turkey. *Business and Economics Research Journal*, 7(2), 1-14. <https://doi.org/10.20409/berj.2016217492>
- Samiloglu, F. and Demirgunes, K. (2008). The effect of working capital management on firm profitability: Evidence from Turkey. *The International Journal of Applied Economics and Finance*, 2, 44-50. <https://doi.org/10.3923/ijaef.2008.44.50>
- Sariaslan, H. and Erol, C. (2008). *Finansal yonetim* (1. bs.). Ankara: Siyasal Kitabevi.
- Sensini, L. (2020). Working capital management and performance: Evidence from Italian SME's. *International Journal of Business Management and Economic Research (IJBMER)*, 11(2), 1749-1755. Retrieved from <https://ijbmer.com/>
- Sharma, A.K and Kumar, S. (2011). Effect of working capital management on firm profitability: Empirical evidence from India. *Global Business Review*, 12(1), 159-173. <https://doi.org/10.1177/097215091001200110>
- Sheikh, N.A, Rafique, A. and Abbasi, M.N. (2016). Impact of working capital on performance of textile firms listed on PSX. *Pakistan Journal of Social Sciences (PJSS)*, 36(1), 409-419. Retrieved from <http://pjss.bzu.edu.pk/>
- Shin, H.H. and Soenen, L. (1998). Efficiency of working capital management and corporate profitability. *Financial Practice and Education*, 8(2), 37-45. Retrieved from <https://www.sid.ir/>
- Singh, M. (2021). Working capital management and financial performance: Evidence from non-financial firms listed in Nepal stock exchange limited. *Delhi Business Review*, 22(2), 21-30. <https://doi.org/10.51768/dbr.v22i2.222202103>
- Singhania, M. and Mehta, P. (2017). Working capital management and firms' profitability: Evidence from emerging Asian countries. *South Asian Journal of Business Studies*, 6(1), 80-97. <https://doi.org/10.1108/SAJBS-09-2015-0060>
- Tahir, M. and Anuar, M.B.A. (2016). The determinants of working capital management and firms' performance of textile sector in Pakistan. *Quality & Quantity*, 50(2), 605-618. <https://doi.org/10.1007/s11135-015-0166-4>
- Tufail, S. and Khan, J. (2013). Impact of working capital management on profitability of textile sector of Pakistan. *Journal of Business Research*, 5(2), 32-56. Retrieved from <https://isarder.org/index.php/isarder>
- Ukaegbu, B. (2014). The significance of working capital management in determining firm profitability: Evidence from developing economies in Africa. *Research in International Business and Finance*, 31, 1-16. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2013.11.005>
- Vahid, T.K., Elham, G., Khosroshahi Mohsen, A. and Mohammadreza, E. (2012). Working capital management and corporate performance: Evidence from Iranian companies. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 62, 1313-1318. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2012.09.225>

- Yazdanfar, D. and Ohman, P. (2014). The impact of cash conversion cycle on firm profitability: An empirical study based on Swedish data. *International Journal of Managerial Finance*, 10(4), 442-452. <https://doi.org/10.1108/IJMF-12-2013-0137>
- Yucel, T. and Kurt, G. (2002). Nakit donuř suresi, nakit ynetimi ve karlılık: IMKB řirketleri zerinde ampirik bir alıřma. *IMKB Dergisi*, 6(22), 1-15. Retrieved from <https://www.borsaistanbul.com/>
- Zariyawati, M.A., Annuar, M.N. and Pui-San, N. (2016). Working capital management determinants of small and large firms in Malaysia. *International Journal of Economics & Management*, 10(2), 365-377. Retrieved from <http://www.ijem.upm.edu.my/>
- Zariyawati, M.A., Annuar, M.N., Taufiq, H. and Rahim, A.A. (2009). Working capital management and corporate performance: Case of Malaysia. *Journal of Modern Accounting and Auditing*, 5(11), 47-54. Retrieved from <https://www.davidpublisher.com/>

**Appendix**

**Table 8. Estimation Results of the Driscoll-Kraay Standard Errors Estimator for Brazil**

	Dependent Variable: ROA			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ARP	-0.000** (0.000)			
IHP		-0.000 (0.000)		
APP			0.000 (0.000)	
CCC				-0.000* (0.000)
CR	0.013 (0.011)	0.009 (0.010)	0.010 (0.010)	0.012 (0.010)
LEV	-0.145** (0.056)	-0.154** (0.051)	-0.172*** (0.054)	-0.164** (0.053)
SIZ	0.006 (0.014)	0.001 (0.017)	0.001 (0.017)	0.006 (0.015)
GRO	0.075*** (0.013)	0.076*** (0.016)	0.076*** (0.013)	0.076*** (0.015)
cons	0.037 (0.286)	0.126 (0.313)	0.059 (0.331)	0.025 (0.273)
Hausman	1.33	1.25	3.20	2.32
Wooldridge	0.211	0.256	0.171	0.158
Levene_Wo	1.685*	1.587	1.435	1.586
Pesaran's CD	3.196***	2.663***	2.356**	3.634***
Overall R <sup>2</sup>	0.380	0.603	0.595	0.615
Wald-statistic	57.94***	2580.11***	217.25***	242.63***
Obs.	132	132	132	132
No of firms	12	12	12	12
Estimator	DK-RE	DK-RE	DK-RE	DK-RE

**Notes:** Robust standard errors are reported in parentheses. DK-RE is the Driscoll-Kraay standard errors estimator using REs regression. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

**Table 9. Estimation Results of the Fixed Effects Estimator for Indonesia**

	Dependent Variable: ROA			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ARP	0.000 (0.000)			
IHP		0.000 (0.000)		
APP			-0.000 (0.000)	
CCC				0.000 (0.000)
CR	-0.002 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.004)
LEV	-0.145*** (0.024)	-0.136*** (0.029)	-0.142*** (0.025)	-0.140*** (0.026)
SIZ	-0.007 (0.009)	-0.006 (0.016)	-0.007 (0.010)	-0.005 (0.015)
GRO	0.106*** (0.027)	0.098*** (0.023)	0.099*** (0.030)	0.102*** (0.023)
cons	0.223 (0.178)	0.192 (0.317)	0.228 (0.181)	0.171 (0.304)
Hausman	20.29***	17.94***	18.60***	23.04***
Wooldridge	7.381**	10.148***	10.138***	14.803***
Modified Wald	1940.61***	1329.53***	2379.58***	882.74***
Pesaran's CD	-0.989	-0.466	-1.289	-0.697
Within R <sup>2</sup>	0.224	0.249	0.248	0.281
F-statistic	539.71***	43.98***	38.19***	161.72***
Obs.	121	121	121	121
No of firms	11	11	11	11
Estimator	FE	FE	FE	FE

**Notes:** Robust standard errors are reported in parentheses. FE is the Fixed Effects estimator. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

**Table 10. Estimation Results of the Driscoll-Kraay Standard Errors Estimator for Turkey**

<b>Dependent Variable: ROA</b>				
	(1)	(2)	(3)	(4)
ARP	0.000** (0.000)			
IHP		0.000 (0.000)		
APP			0.000 (0.000)	
CCC				0.000 (0.000)
CR	-0.002 (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.002 (0.004)
LEV	-0.201*** (0.015)	-0.204*** (0.017)	-0.202*** (0.021)	-0.199*** (0.017)
SIZ	0.012 (0.007)	0.015 (0.008)	0.014 (0.008)	0.014* (0.007)
GRO	0.036*** (0.007)	0.040*** (0.009)	0.039*** (0.009)	0.043*** (0.009)
cons	0.346** (0.141)	0.421** (0.162)	0.403** (0.153)	0.390** (0.139)
Hausman	20.29***	17.94***	18.60***	23.04***
Wooldridge	0.533	1.401	0.847	1.894
Modified Wald	389.81***	430.99***	415.66***	316.66***
Pesaran's CD	-2.150**	5.902***	5.489***	5.936***
Within R <sup>2</sup>	0.409	0.400	0.399	0.405
F-statistic	91.04***	243.55***	241.57***	63.33***
Obs.	187	187	187	187
No of firms	17	17	17	17
Estimator	DK-FE	DK-FE	DK-FE	DK-FE

**Notes:** Robust standard errors are reported in parentheses. DK-FE is the Driscoll-Kraay standard errors estimator using FEs regression. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

**Table 11. Estimation Results of the Driscoll-Kraay Standard Errors Estimator for India**

<b>Dependent Variable: ROA</b>				
	(1)	(2)	(3)	(4)
ARP	0.000 (0.000)			
IHP		0.000 (0.000)		
APP			0.000 (0.000)	
CCC				-0.000 (0.000)
CR	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.003 (0.002)	0.002 (0.002)
LEV	-0.114*** (0.012)	-0.113*** (0.011)	-0.115*** (0.011)	-0.113*** (0.011)
SIZ	-0.011* (0.005)	-0.011* (0.005)	-0.010* (0.005)	-0.010* (0.005)
GRO	0.053*** (0.013)	0.053*** (0.014)	0.054*** (0.013)	0.053*** (0.014)
cons	0.265** (0.091)	0.263** (0.097)	0.255** (0.091)	0.255** (0.096)
Hausman	49.73***	44.63***	53.13***	42.72***
Wooldridge	18.275***	19.238***	19.982***	18.386***
Modified Wald	22789.76***	22213.00***	32944.60***	22119.22***
Pesaran's CD	20.370***	20.431***	21.110***	20.229***
Within R <sup>2</sup>	0.178	0.177	0.180	0.177
F-statistic	219.35***	1150.58***	49.97***	867.52***
Obs.	1595	1595	1595	1595
No of firms	145	145	145	145
Estimator	DK-FE	DK-FE	DK-FE	DK-FE

**Notes:** Robust standard errors are reported in parentheses. DK-FE is the Driscoll-Kraay standard errors estimator using FEs regression. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .



**Table 12. Estimation Results of the Driscoll-Kraay Standard Errors Estimator for Brazil**

Dependent Variable: TQ	Standard Errors			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ARP	0.001 (0.002)			
IHP		0.001 (0.002)		
APP			0.004 (0.003)	
CCC				-0.001 (0.001)
CR	-0.068** (0.023)	-0.071** (0.027)	-0.059 (0.050)	-0.060** (0.023)
LEV	-0.613*** (0.179)	-0.628*** (0.152)	-0.671** (0.288)	-0.624*** (0.143)
SIZ	-0.667*** (0.163)	-0.671*** (0.179)	-0.568* (0.294)	-0.635*** (0.188)
GRO	0.007 (0.073)	0.013 (0.071)	-0.007 (0.170)	0.000 (0.071)
cons	14.95*** (3.169)	15.03*** (3.590)	12.86** (5.750)	14.58*** (3.672)
Hausman	12.09**	55.00***	36.18***	16.79***
Wooldridge	20.327***	23.408***	18.661***	21.579***
Modified Wald	1248.76***	1626.72***	1115.09***	1806.70***
Pesaran's CD	2.664***	3.501***	0.842	3.833***
Within R <sup>2</sup>	0.398	0.401	0.427	0.407
F-statistic	119.04***	169.53***	53.45***	115.80***
Obs.	132	132	132	132
No of firms	12	12	12	12
Estimator	DK-FE	DK-FE	DK-FE	DK-FE

**Notes:** Robust standard errors are reported in parentheses. DK-FE is the Driscoll-Kraay standard errors estimator using FEs regression. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

**Table 13. Estimation Results of the Random Effects Estimator for Indonesia**

Dependent Variable: TQ	Standard Errors			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ARP	-0.001** (0.001)			
IHP		-0.002** (0.000)		
APP			0.004* (0.002)	
CCC				0.002*** (0.000)
CR	-0.024 (0.036)	-0.022 (0.040)	-0.013 (0.040)	-0.021 (0.040)
LEV	1.315*** (0.439)	1.411*** (0.426)	1.211*** (0.378)	1.321*** (0.388)
SIZ	-0.359** (0.148)	-0.419*** (0.160)	-0.347*** (0.111)	-0.377*** (0.145)
GRO	-0.107 (0.135)	-0.149 (0.137)	-0.147 (0.150)	-0.171 (0.143)
cons	7.227*** (-1.248)	8.555*** (-1.246)	6.765*** (0.890)	7.741*** (-1.293)
Hausman	6.02	2.02	3.41	1.89
Wooldridge	39.105***	34.488***	42.628***	32.891***
Levene_Wo	4.083***	4.165***	3.142***	3.444***
Pesaran's CD	-1.826*	-1.697*	-0.666	-1.383
Overall R <sup>2</sup>	0.160	0.190	0.109	0.186
Wald-statistic	22607.18***	904.07***	8394.09***	4825.81***
Obs.	121	121	121	121
No of firms	11	11	11	11
Estimator	RE	RE	RE	RE

**Notes:** Robust standard errors are reported in parentheses. RE is the Random Effects estimator. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

**Table 14. Estimation Results of the Driscoll-Kraay Standard Errors Estimator for Turkey**

	Dependent Variable: TQ			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ARP	-0.001 (0.001)			
IHP		-0.001* (0.001)		
APP			0.004*** (0.001)	
CCC				-0.001** (0.000)
CR	-0.012 (0.025)	-0.003 (0.060)	-0.004 (0.060)	-0.012 (0.060)
LEV	1.211*** (0.345)	0.287 (0.226)	0.348 (0.235)	0.343 (0.224)
SIZ	-0.347*** (0.046)	-0.405*** (0.047)	-0.350*** (0.047)	-0.377*** (0.044)
GRO	-0.147 (0.132)	0.242 (0.305)	0.191 (0.298)	0.243 (0.311)
cons	6.765*** (0.890)	9.196*** (0.908)	8.260*** (0.891)	8.676*** (0.819)
Hausman	22.26***	19.97***	17.80***	19.55
Wooldridge	7.459**	9.298***	8.082**	7.711**
Modified Wald	1443.65***	2746.71***	1659.29***	2142.65***
Pesaran's CD	13.713***	13.594***	14.075***	12.819***
Within R <sup>2</sup>	0.500	0.508	0.499	0.506
F-statistic	1658.25***	566.16***	159.10***	68.67***
Obs.	187	187	187	187
No of firms	17	17	17	17
Estimator	DK-FE	DK-FE	DK-FE	DK-FE

**Notes:** Robust standard errors are reported in parentheses. DK-FE is the Driscoll-Kraay standard errors estimator using FEs regression. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

**Table 15. Estimation Results of the Driscoll-Kraay Standard Errors Estimator for India**

	Dependent Variable: TQ			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ARP	0.001* (0.000)			
IHP		0.001*** (0.000)		
APP			0.000 (0.000)	
CCC				0.001** (0.000)
CR	0.038*** (0.008)	0.040*** (0.008)	0.035*** (0.008)	0.046*** (0.008)
LEV	0.789*** (0.139)	0.776*** (0.137)	0.755*** (0.140)	0.767*** (0.130)
SIZ	-0.138*** (0.042)	-0.124** (0.044)	-0.151*** (0.046)	-0.107** (0.034)
GRO	0.230*** (0.056)	0.212*** (0.054)	0.242*** (0.060)	0.224*** (0.054)
cons	3.185*** (0.764)	2.978*** (0.781)	3.367*** (0.783)	2.699*** (0.635)
Hausman	37.27***	41.39***	44.68***	37.17***
Wooldridge	36.896***	36.845***	36.973***	36.758***
Modified Wald	86816.28***	1.0e+05***	1.1e+06***	1.1e+05***
Pesaran's CD	88.852***	90.291***	86.976***	89.106***
Within R <sup>2</sup>	0.216	0.218	0.210	0.226
F-statistic	138.20***	136.52***	388.31***	1521.97***
Obs.	1595	1595	1595	1595
No of firms	145	145	145	145
Estimator	DK-FE	DK-FE	DK-FE	DK-FE

**Notes:** Robust standard errors are reported in parentheses. DK-FE is the Driscoll-Kraay standard errors estimator using FEs regression. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

# EXAMINATION OF THE RELATIONSHIP BETWEEN STOCK MANAGEMENT AND PROFITABILITY IN BUSINESSES: AN APPLICATION ON BORSA ISTANBUL MANUFACTURING COMPANIES

## İřletmelerde Stok Yönetimi ile Kârlılık İliřkisinin İncelenmesi: BIST İmalat Şirketleri Üzerine Bir Uygulama

Ayşegül ERTUĞRUL\* & Gizem ARI\*\*

### Abstract

This study aims to investigate whether there is a significant relationship between inventory management and the profitability of enterprises operating in the manufacturing sector. The primary purpose of businesses is to maximize firm value. For this purpose, they want to determine the most accurate method to increase profitability by using their assets efficiently. The practical and efficient use of asset stocks with the least liquidity among current assets is thought to affect their profitability positively. The financial ratios of companies in the manufacturing sector traded on the BIST between 2019-2021 have been taken as data, and multiple regression analysis is used as the analysis method. The findings show a significant negative relationship between the stock/current assets ratio and profitability for all three years. A positive relationship is found with the 2019 net sales growth rate and a negative relationship with stock holding time. A positive and significant relationship is found between profitability and net sales rate for 2020. In summary, it can be said that businesses can increase their profitability by reducing their stocks.

### Keywords:

Financial Performance, Stock Management, Regression Analysis.

### JEL Codes:

C32, G30, G31.

### Öz

Bu çalışmanın amacı imalat sektöründe faaliyet gösteren işletmelerin stok yönetimi ile karlılıkları arasında anlamlı bir ilişki olup olmadığının araştırılmasıdır. İşletmelerin temel amacı firma değerini maksimize etmektir. Bu hedefler doğrultusunda varlıklarını verimli şekilde kullanmak ve böylece karlılıklarını artırmak için en doğru yöntemi belirlemek isterler. Dönen varlıklar arasında en az likiditeye sahip olan stokların etkin ve verimli kullanımının firma karlılığı üzerinde olumlu yönde etkisi olduğu düşünülmektedir. BİST'te işlem gören imalat sektöründe faaliyet gösteren şirketlerin 2019-2021 yılları arasındaki finansal oranları veri olarak alınmış ve analiz yöntemi olarak çoklu regresyon analizi kullanılmıştır. Elde edilen bulgularda, stok/dönen varlıklar oranı ile karlılık arasında her üç yıl için anlamlı bir negatif ilişki bulunurken, 2019 net satış büyüme oranı ile pozitif, stokta bekleme süresi ile negatif bir ilişki bulunmuştur. 2020 yılı için karlılık ile net satış oranı arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Özetle işletmelerin stoklarını azaltarak karlılıklarını arttırabilecekleri söylenebilir.

### Anahtar Kelimeler:

Finansal Performans, Stok Yönetimi, Regresyon Analizi.

### JEL Kodları:

C32, G30, G31.

\* Asst. Prof. Dr., İstanbul Gelişim University, Faculty of Applied Sciences, Department of Banking and Insurance, Türkiye, [aertugrul@gelisim.edu.tr](mailto:aertugrul@gelisim.edu.tr), ORCID: 0000-0002-6564-6326

\*\* Res. Asst., Hacettepe University, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Department of Business Administration, Türkiye, [gizemari@hacettepe.edu.tr](mailto:gizemari@hacettepe.edu.tr), ORCID: 0000-0001-7536-1407

Received Date (Makale Geliş Tarihi): 20.07.2022 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 29.09.2022

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



## **1. Introduction**

With the intense competition conditions, the primary purpose of the enterprises is to maximize the firm’s value. One critical sub-component of the value concept is maximizing the firm’s profit. Many factors affect profitability in businesses. These factors are much more significant in manufacturing enterprises. From the past to the present, the effective use of the assets of the enterprises can be expressed as an essential factor affecting profitability. Since the current assets of a business can be converted into cash more quickly in the short term, many studies have examined the relationship between profitability and current asset account groups.

In the current asset structure, inventories are minor liquid assets, which can be an essential expense item that can increase the cost, especially for the manufacturing sector. In these respects, the current state of stocks and their weight in current assets have been the subject of many studies affecting profitability. Many institutions and methods meticulously examine inventory management in enterprises have begun to be applied to ensure maximum profit with minimum cost.

There are many cost items related to stocks. These items consist of holding costs, holding costs in stock, ordering costs in order-operated businesses, production costs in self-manufacturing businesses, and fixed costs related to primary storage. The cost of holding and the cost of holding in stock appear as alternative costs to each other. In this respect, the balance between the two cost items is crucial because the problems caused by the lack of a product in stock cause customer losses, while on the other hand, having more than enough products in stock increases the transportation costs, that is, the costs of waiting in stock.

The most commonly used profitability ratio in businesses is the return on assets. The return on assets shows how much profit a business generates using its assets. When assets are classified as current and noncurrent assets, it is seen that current asset items are mostly considered concerning profitability. When we say current asset items, according to the liquidity order, liquid assets, securities, trade receivables, and inventories items and the weights of these items within the group are also heavily evaluated in financial analysis. While excess stocks, which are the least liquid current assets in a business, may increase profitability in the short term and cause long-term liquidity problems. From these perspectives, it can be said that an asset item should be at an optimum level.

This study aims to examine whether there is a relationship between the stock levels of manufacturing enterprises and their profitability, and if there is, what level of this relationship is. Considering the limited number of studies that test the relationship between inventory management and firm profitability for the manufacturing sector, this study contributes to the previous literature by developing policy recommendations. For this purpose, in the first part, the concept of stock and the methods used in stock management; in the second part, the ratios to be used are introduced; and in the third part, the findings of the research part of the study are given.

## **2. The Concept of Stock and Stock Management**

Meeting customer demands is of great importance for continuity and profit maximization. They must have the materials they will use in production and the final products. These materials that businesses hold are called stocks (Atmaca, 2020).

All organizations hold stocks, and stocks differ according to the structure and types of organizations. According to Turkish Accounting Standards (TAS), the concept of stock is “held for sale in the normal course of business, produced for sale or in the form of first materials and materials to be used in the production process or service delivery” (Kilavuz, 2009). Any material kept until needed is called “stock” (Zorlu, 2018).

A. Ertuğrul & G. Arı, Examination of the Relationship between Stock Management and Profitability in Businesses: An Application on Borsa Istanbul Manufacturing Companies

The concept of stock can sometimes appear as a concrete and abstract element (Kurtlu and Gobi, 2020). For example, stocks are tangible in a supermarket or a warehouse with finished products and can be defined very easily. However, when we think of the service sector, the concept of stock appears as an intangible element. The stock of the trainer working in the education sector is information, an abstract concept that is difficult to classify and evaluate.

Although the concepts of stock and inventory are often used interchangeably, there are fundamental differences between them (Aydin, 2018). The concept of inventory is used to describe all the materials in stock. Every inventory item within the business is defined as business inventory, but not every inventory is defined as stock. The reason for this is that in addition to all stocks, all equipment within the enterprise is included in the inventory lists (Yildirim, 2009).

## **2.1. Reasons for Keeping Stock in Business**

Businesses need to keep stock for several reasons. These reasons are tried to be explained below:

*Uncertainty factor:* Unpredictability of demands in enterprises, possible worker problems, disruptions that may occur in production, delays in loading and transportation, extraordinary weather conditions, and all kinds of malfunctions that may occur in assembly machines. Due to the circumstances, the necessity of keeping stock in order not to disrupt the process in the enterprises arises (Ulker and Arslan, 2020).

*Adapting to changing market conditions:* Business managers must take some measures to be prepared and cautious against the situational changes that may occur in market conditions (Kizilboga, 2013). For this purpose, businesses have to keep stocks in order not to experience any difficulties in the face of sudden fluctuations in the prices of the products they need.

*Desire to benefit from quantity discount:* Suppliers often apply discounts to customers who purchase large quantities of products. Businesses that want to take advantage of this discount application can reduce the number of orders and ownership costs by increasing the number of orders. As a natural result of this situation, the number of stocks in the enterprise increased (Kizilboga, 2013).

*Firm Prestige:* In case of stocks below a certain level in enterprises, customer losses may occur. In particular, the dissatisfaction of the customers, that is, the inability to respond to customer demands negatively affects the prestige of the companies. As a result, the profitability of the processing decreases. In order to avoid this situation, businesses keep a certain level of stock (Dadzie and Winston, 2007).

## 2.2. Inventory Costs

One of the most critical objectives of enterprises is to minimize the costs of the stocks they hold while ensuring that the stock value is maximized (Jung et al., 2008). This issue has become even more critical for businesses, especially in recent years when competition is intense, because raw materials, semi-finished products, and finished goods stocks are among the essential cost items in businesses (Mutlu, 2015). For many years, businesses that have worked with high stocks do not experience any production disruption and meet customer demands on time. However, it is also supported by many studies that high stock amounts are an important factor that increases costs in businesses (Brennan and Copeland, 1988). Inventory costs in businesses are generally classified as follows in the literature:

*Purchasing Costs:* The costs incurred for purchasing all kinds of raw materials, semi-finished products and products ready for direct sale constitute the costs. Taxes, transportation costs, insurance, etc., incurred during the purchase of products are considered within the scope of purchasing costs (Abel et al., 2013). When it comes to benefiting from quantity discounts due to the increase in the order quantity, the purchasing costs decrease, but as a result, the holding cost increases. In this respect, the economic order quantity model, which will be briefly mentioned later, determines the optimum order quantities and tries to minimize the total costs in this way (Arrow et al., 1951).

*Ordering Costs:* While some businesses can produce raw materials and semi-finished products themselves, some businesses procure products from their suppliers by ordering (Kazak, 2016). For manufacturing enterprises, this cost can be expressed as preparation costs (Ulker and Iskender, 2005). In businesses, placing an order is a fixed cost, independent of the order quantity. From this point of view, when the number of orders placed at once increases, the number of orders decreases, and as a result, the ordering cost decreases. However, there is an increase in another cost item here. As the order quantity increases, there is an increase in the transportation cost, also known as the holding cost. When considering cost balance, it becomes clear that the order should be placed at the optimum level, ensuring the balance of the two expense items.

*Stock-Keeping (Transportation) Costs:* The cost of keeping a unit of an item in stock for a certain period is called the holding cost (Wang et al., 2010). One of the highest costs we encounter here is the alternative cost. When every product waiting in stock is considered money tied to stock, the opportunity to use money in other rentable areas is missed (Park and Simpson, 2005). Apart from this, other costs encountered, such as storage, the cost of particular areas required for the transportation and storage of products, theft of inventory items, and tax expenses related to inventory items, are among the costs of holding.

*Stockout Cost:* Stockout cost can be defined as the cost that occurs in the form of not meeting the current demand/demands, and that occurs in the time elapsed until it is supplied in the process (Kowalski, 1991). Stockout costs can be considered a decrease in revenues due to the loss of customer confidence and loss of customers. However, the numerical calculation of stockout costs is complicated and far from objective. Stockout situations result in customer losses and sales losses due to the inability to meet customer orders on time. On the other hand, in companies that produce themselves, the inability to meet the domestic demand on time causes the production process to be interrupted or stopped altogether, causing the production not to be made (Arreola-Risa and KEBLIS, 2013).

### **3. Financial Analysis and Financial Ratios**

Businesses make financial analyses for many reasons. These reasons are explained by classifying them under headings. In this section, the ratios used to measure financial performance are examined.

#### **3.1. Reasons for Performing Financial Analysis**

*Presenting a Report to the Management:* Businesses perform financial analysis to see their place in the sector they operate and make plans for their future. Transactions use many ratios to see their profitability, whether they can use their assets effectively, leverage structure, and liquidity status. The ratios used are used to determine future provisions using past data, thus identifying and solving existing problems (Lee et al., 2009). For example, if the stock turnover rate of the enterprise is lower than other companies in the sector in previous years, solutions can be produced by changing the applied policies. The financial analysis made to present a report to the management of the enterprises can also be described as an internal analysis. Internal analysis can be defined as the analysis made by the people operating in the business (Arabaci and Cavdar, 2009).

*For Investment Purpose:* Investment analysis in enterprises can be expressed as an external analysis. External analysis is the analysis made by people or organizations outside the business to see the business's financial status (Koseoglu, 2019). Investors who will invest in the business by purchasing stocks and/or corporate bonds or financing bills, mainly publicly traded businesses, subject the business to financial analysis. The points considered are the business's growth potential, profitability, liquidity and indebtedness (Baydas, 2020).

*Credit Analysis:* It can be defined as an external analysis made when businesses want to outsource (Altunkilic, 2019). Institutions that provide financing to enterprises subject said enterprises to detailed financial analysis to respond to the financing demand. In the credit analysis, which banks generally make, the financial leverage structures, interest coverage strength, liquidity status and operating efficiency ratios of the enterprises are examined in detail, and the loan demand is evaluated (Destereci, 2009). The purpose here is to examine whether the given debt can be paid on time with the help of data.

#### **3.2. Financial Ratios used in Inventory Management and Profitability Relationship Analysis**

There are many ratios used for financial analysis in businesses. These rates are; liquidity ratios, activity efficiency ratios, financial situation ratios, and profitability ratios grouped under four headings (Iskenderoglu et al., 2015). The ratios analyzed in this study are briefly explained, and the ratios not used in the analysis are not included. Profitability and operating efficiency ratios to be used in examining the relationship between inventory management and profitability are defined below.

The profitability ratios used in businesses are grouped into two categories: the profitability ratios obtained from the balance sheet and the profitability ratios created using the income statement data. In this study, the profitability ratio obtained from one balance sheet is used according to the data obtained from the literature study.

*Return on Assets (ROA)*: It is a crucial ratio defined as businesses using their current and fixed assets effectively and efficiently and turning them into profits. The return on assets ratio, which is calculated as Net Profit/Total Assets, has been used as a profitability criterion in many studies in the literature (Ertugrul Ayranci, 2019).

The operational efficiency ratios used in businesses can be analyzed by calculating receivables turnover, inventory turnover, average activity period, and current asset turnover (Saldanli, 2012). Since the rates used in the study are for the effective use of stocks, the expansions and definitions of the rates to be used are explained below.

*Stock Turnover Rate*: As mentioned before, effective and efficient use of stocks is critical in businesses. The inventory turnover ratio is calculated as the Cost of Goods Sold / Average Stocks (Ozolgun, 2017). The higher the stock turnover rate in the enterprises, the higher the meltdown of stocks and their conversion into cash. Businesses increase their opportunity costs due to the decrease in inventory turnover. The money tied to the inventory is thought to be high.

*Average Waiting Time in Stock*: Waiting time works inversely with the stock turnover rate. The higher the inventory turnover rate, the lower the waiting inventory time is. When the waiting period in stock is evaluated as 365 days in a year, it is calculated as  $365 / \text{Stock Turnover Rate}$  (Dincergok, 2019). The longer the products are kept in stock, the longer the cash conversion cycle increases, so the low rate indicates that it increases liquidity in the studies.

*Stocks / Current Assets Ratio*: The assets with the lowest liquidity among current assets are stocks. A low or high ratio can be interpreted as both good and bad. If the ratio is high, it indicates that the business holds more stock than necessary, and as a result of this, the holding cost decreases. In contrast, a low ratio indicates that the holding (carrying) costs decrease by increasing the liquidity (Kiraci, 2009).

*Net Sales Increase Rate*: In enterprises, net sales revenues are significant for profit maximization. In this respect, the increase in sales in the enterprises reduces the costs by reducing the stocks and thus increases the profitability (Saygili and Sahin, 2018). The higher the increase rate of the net sales of the enterprises, the less the weight of the stocks in the current assets is expected to decrease.

### **3.3. Literature Review**

Richard and Parrish (1986) analyze the relationship between the stock turnover rates of the US companies registered in the Chamber of Pharmacists and the gross return on investments and profitability. They use correlation and regression methods as analysis methods in their studies. Using net profit as an indicator of profitability, the authors find a significant positive relationship between the gross return on investments and net profit. Their study finds that stock turnover and gross return rate significantly affect profitability.

Shin and Soenen (1998) examine the relationship between profitability and net working capital in their study and for this, they study US businesses between 1975-1994. While their studies use operating profitability and asset profitability ratios, current, leverage, and sales growth rates are also used as working capital indicators. The authors use correlation analysis to analyze whether profitability increases with the improvement of net working capital.



In their study, Kinney and Wempe (2002) analyze the financial performance of 201 businesses using the Full-Time Production System. Return on assets is taken into account as a financial performance measurement criterion. In their findings, it has been determined that the profitability of the enterprises using the full-time production system has increased.

In the study, Deloof (2003) examines the relationship between working capital and profitability of companies operating in sectors other than the financial system in 1009 Belgium. The study aims to conclude whether the profitability of enterprises with good working capital is positively affected or not. Variables such as receivable collection period, average waiting time in stock, stock policy, and commercial debt payment period are used as data. As the profitability variable, the return on assets is evaluated. As a result of the findings, it is found that profitability increases with the decrease in the receivable collection period and the waiting times in the stock.

Sayaduzzaman (2006) examines the relationship between working capital management and profitability by using the financial ratios of a Bangladesh business operating from 1999-2003. While using the variables, such as receivable turnover, stock turnover, receivable collection period, etc., to test the efficiency of working capital, he takes into account the return on assets, gross profit margin, and net profit margin ratios in order to determine profitability. He finds that stock turnover has a negative relationship with profitability, but this is not statistically significant.

In their study, Truel and Martinez (2007) use the financial data of 1996-2002 of 8872 companies operating on the Spanish Stock Exchange to analyze profitability, receivables turnover, inventory turnover, and leverage ratio. They analyze the relations of the ratios by using the regression analysis method. Their findings show that return on assets, leverage ratio, and growth significantly affect working capital.

Koumanakos (2008) examines the relationship between stock management and operating profitability. The author takes the financial data of the manufacturing enterprises operating in Greece from 2000-2002 and uses regression analysis. As a result of the analysis, the author finds that the increase in stocks affects sales revenues negatively. As a result, he concludes that good stock management positively affects business performance.

In his study, Kiraci (2009) uses the financial data of the companies operating in the manufacturing sector registered in the BIST for 2002-2006 and applied regression and correlation analyses as the analysis method. According to the results, he finds a positive relationship between stock turnover and asset profitability, and net profit rates. In contrast, a negative relationship between stock turnover and gross profit ratio is found. At the same time, he determines a negative relationship between the ratios of stocks to total assets and current assets and profitability ratios.

Nobanee and Al Hajjar (2009) examine the relationship between working capital and profitability using the financial data of 2123 enterprises operating in Japan from 1990-2004. In their results, they found that profitability increases with the increase in the stock turnover and receivables turnover and the extension of the maturity of the debts.

Gill et al. (2010) examine the relationship between working capital and profitability. They found that the gross profit margin decreases with the increase in the receivable collection period, and the profitability increases with the shortening of the cash conversion period.

Alipour (2011) tests the relationship between working capital efficiency and profitability of 1063 enterprises traded on the Tehran Stock Exchange from 2001-2006 with regression and correlation analysis. As a result of his findings, although he finds a negative relationship between

stock turnover and profitability, he finds that the efficiency of working capital is an essential factor that increases profitability.

Akbulut (2011) examines the relationship between working capital and operating profit. In this study, the manufacturing companies operating on Borsa İstanbul between 2000-2008 are taken as data. A negative relationship is found between the cash conversion cycle and the return on assets.

Cakir and Kucukkaplan examine the relationship between working capital and profitability by using the financial ratios of 122 manufacturing enterprises traded in the BIST in 2012, for the years 2000-2009. The authors who preferred the panel regression method for analysis used many ratios. These ratios are; the current ratio, acid test ratio, cash ratio, receivables turnover, asset turnover, and asset and equity profitability ratios. In the results obtained, they found that the acid test ratio, the liquidity ratio, the stock turnover ratio, and, the asset turnover ratio, the operating efficiency ratio, have a positive relationship with profitability.

Agha (2014) tests the relationship between working capital and profitability of pharmaceutical companies traded on the Pakistan Stock Exchange between 1996 and 2011. He uses regression and correlation analysis to find a negative relationship between business profitability, receivables turnover, and stock turnover ratios.

Enqvist et al. (2014) determine the relationship between profitability and working capital, and they conclude that there is a negative relationship between the variables of stock turnover, average receivables collection period, payment period of debts, and return on assets, and gross profit margin.

Saglam and Karaca (2015) examine the relationship between working capital management and profitability using the financial data of 17 textile companies traded in BIST between 2000 and 2012. Using stock turnover, asset turnover, cash ratio, acid test ratio, and current ratio as working capital data, the authors find that the variables that have a positive effect on profitability are stock turnover, asset turnover, receivables turnover, acid test ratio, and cash ratio. At the same time, the authors conclude that the increase in total debt negatively affects profitability.

In his study, Ayub (2015) uses the data from 138 textile enterprises traded on the Karachi Stock Exchange from 1999-2007 and examines the relationship between working capital and profitability. The author, who used multiple regression analysis as an analysis method in his study, finds a significant positive relationship between net operating profit margin and gross working capital turnover.

Yildiz and Akkoc try to determine the relationship between working capital and profitability by using the 2000-2013 financial ratios of 2312 observation data traded in BIST in 2016. The neural fuzzy inference system method is used as the analysis method. Their findings conclude that there is no linear relationship between profitability and working capital.

Aygun et al. (2018) examine the relationship between stock management and the financial performance of businesses by using the 2016 financial data of 249 businesses operating in different fields other than the financial sector traded in BIST. In the study, regression and correlation analysis are performed, and they conclude that the profitability decreased with the increase in the financial leverage ratio. However, there is a positive relationship between stocks and profitability.

In their study, Ulker and Arslan (2020) examine the relationship between stock management and profitability by using the data of 140 companies operating in the manufacturing sector in BIST for the years 2013-2018. Using correlation and regression as analysis methods, the authors conclude a positive relationship between stock turnover and return on assets and between return on equity and stock turnover.

Kisakurek and Erdogan (2021) use the data of 101 companies in the manufacturing sector traded in BIST from 2005-2017. In their studies, the authors who wanted to determine the relationship between stock management and profitability used regression and correlation analysis. Considering the ratios they use, stock turnover ratio, stock to assets ratio, stock to net working capital ratio, net profit ratio, stock to current assets ratio, stock growth rates, and relative to profitability, gross profit margin, net profit margin, return on assets, return on equity rates are used. As a result of the study, they find that there is a negative relationship between stock turnover and gross sales profit rate.

## 4. Research

### 4.1. Purpose and Importance of the Research

This research investigates whether there is a relationship between stock management and the profitability of enterprises. For this purpose, it is revealed whether the profitability of the enterprises is affected by the stock management policies and whether their profitability increases with the effective and efficient management of the stock management policies. Considering that the most fundamental purpose in enterprises is sustainability and value maximization, this aim can be supported by applying a valid management policy in stocks to increase profitability. In this respect, determining the relationship between stock management and profitability is vital in guiding businesses and new studies.

### 4.2. Data Set and Method of the Research

The research covers 194 manufacturing companies traded on the Borsa Istanbul (BIST) from 2019–2021. The sample period is intentionally short to observe the effect of the pandemic period. Firms whose data could not be reached in the mentioned years were not included in the analysis. Multiple regression analysis is applied as a research method; thus, the variables that affect the profitability the most and their degree of impact are determined. Due to the short data timeframe, the study preferred multiple linear regression analysis instead of panel regression analysis. The dependent and independent variables included in the study are indicated in Table 1.

**Table 1. Dependent and Independent Variables Related to Inventory Management and Their Codes**

Variables	Calculation Method	Code
<b>Dependent Variable</b>		
Return on Asset	$\text{Net income}_t / \text{Total asset}_t$	ROA
<b>Independent Variables</b>		
Stock Turnover Rate	$\text{Cost of goods sold}_t / \text{Average stock}_t$	STR
Waiting Time in Stock	$365 / \text{Stock turnover rate}_t$	WTIS
Net Sales Increase Rate	$(\text{Net sales}_t - \text{Net sales}_{t-1}) / \text{Net sales}_{t-1}$	NSIR
Stock / Current Asset Rate	$\text{Total stock}_t / \text{Total Current Asset}_t$	SCAR

The financial ratios in Table 1 are the ratios obtained from the literature review. The financial ratios of the enterprises are taken from FINNET, and the SPSS 24 package program is used in the analysis.

The descriptive statistics for the variables are presented in Table 2, separately for each period. The average return on assets of the manufacturing companies included in the sample in 2019 is 4.47. This value increased to an average of 10.99 in 2021. The average net sales rate has steadily increased throughout the research period. There is a decrease in average waiting time in stock as comes to 2021. The rate of stock to current assets has been around approximate values on average over the three years. In 2021, the average stock-to-current assets rate was 32.30, and the maximum value was 91.81.

**Table 2. Descriptive Statistics**

Variables	Obs.	Mean	Median	Std. Dev.	Min.	Max.
<b>Panel A: 2019</b>						
Return on Asset- ROA	194	4.475	3.355	10.562	-41.590	48.295
Stock Turnover Rate - STR	194	8.183	4.114	32.783	0.000	450.481
Waiting Time in Stock - WTIS	194	893.89	87.659	10,877.70	0.000	151,614.3
Net Sales Increase Rate - NSIR	194	16.738	8.840	77.147	-86.859	995.667
Stock/Current Asset Rate - SCAR	194	32.940	30.371	16.489	0.000	88.142
<b>Panel B: 2020</b>						
Return on Asset- ROA	194	7.502	5.775	14.985	-77.519	136.481
Stock Turnover Rate - STR	194	7.003	4.013	20.361	0.000	262.470
Waiting Time in Stock - WTIS	194	127.148	88.227	195.362	0,000	2,157.945
Net Sales Increase Rate - NSIR	194	41.489	21.900	166.361	-45.478	1,922.295
Stock/Current Asset Rate - SCAR	194	30.160	28.340	15.126	0.000	81.030
<b>Panel C: 2021</b>						
Return on Asset- ROA	194	10.998	10.054	16.489	-65.567	72.141
Stock Turnover Rate - STR	194	15.973	4.250	102.746	0.000	1,140.164
Waiting Time in Stock - WTIS	194	113.701	85.501	195.362	0.000	1,303.258
Net Sales Increase Rate - NSIR	194	78.095	63.517	117.162	-46.926	1,582.131
Stock/Current Asset Rate - SCAR	194	32.307	31.180	14.646	0.000	91.808

### 4.3. Research Hypotheses, Findings, and Comments

As mentioned before, multiple regression analyses are used in the study. The regression analysis assumptions are made separately for each model, and the findings obtained based on years are presented in a table for a clear explanation. For the regression application, every three years has been examined separately. In this way, it is possible to examine the relationship between stock management and profitability by years.

The independent variables affecting the return on assets from the data of 194 companies in 2019 are subjected to regression analysis. First, the basic assumptions of the regression analysis are tested, and the model equation is established after the assumption tests.

H<sub>0</sub>: There is no significant relationship between ROA and stock management variables.

H<sub>1</sub>: There is a significant relationship between ROA and stock management variables.

Before performing the regression analysis, the Kolmogorov-Smirnov normality test is applied, and the H<sub>0</sub> hypothesis is not rejected, which supports that the normality assumption is provided for the dependent variable return on assets for each independent variable.

**Table 3. Results of Regression Analysis for the Dependent Variable of Return on Assets for 2019**

Constant	Parameters	p value	VIF
	<b>7.686</b>	<b>0.000</b>	
Waiting Time in Stock- WTIS	0.122	0.036	1.096
Stock Turnover-STO	-0.026	0.646	1.061
Net Sales Increase Rate- NSIR	0.255	0.000	1.026
Stock / Current Asset Rate - SCAR	-0.171	0.004	1.107
F: 28.254			
p: 0.000			
R-square: 0.430			
Durbin Watson: 1.926			

Model equation:

$$\text{Return on Assets} = 7.686 + 0.122 * \text{Waiting Time in Stock} + 0.255 * \text{Net Sales Increase Rate} - 0.171 * \text{Stock/Current Assets} \quad (1)$$

In order to interpret the model, first of all, assumptions must be provided. The assumption of normality, one of the assumptions, is provided, and then we test whether there is a multicollinearity problem. When the VIF values for the model are examined, it is seen that there is no multicollinearity problem, as the VIF values are below the critical value of 10. Another assumption is that there is no autocorrelation. When we look at the Durbin-Watson value, it can be said that the value of 1.926 indicates no autocorrelation problem ( $du \leq 1.926 < 4-du$ ;  $du: 1.81$ ). Another assumption that must be provided for the model is the covariance assumption. In order to test the covariance, the spearman rank correlation test is applied, and the  $H_0$  hypothesis, which advocates the existence of covariance, is not rejected at the 5% significance level ( $p_{wtis} = 0.405$ ;  $p_{sto} = 0.527$ ;  $p_{nsir} = 0.629$ ;  $p_{scar} = 0.089$ ). Thus, all assumptions are provided, and the model equation is established. When the significance of the model is tested, it is found to be significant at the 5% significance level ( $p = 0.000 < 0.05$ ). The R-square value of the independent variables, which gives the explanatory power of the dependent variable, is found to be 43%, and it can be interpreted as low explanatory power. When the model equation is examined, while it is seen that there is a positive relationship between the stock holding time and the rate of increase in net sales and profitability, there is a negative relationship between the ratio of stocks to current assets. When the model is examined, it is seen that the variable that affects profitability the most is the increase rate in net sales. In contrast, the variable with the lowest impact power is the waiting time in the stock.

**Table 4. Results of Regression Analysis for the Dependent Variable of Return on Assets for 2020**

Constant	Parameters	p value	VIF
	<b>11.243</b>	<b>0.000</b>	
Waiting Time in Stock- WTIS	-0.012	0.862	1.405
Stock Turnover-STO	-0.082	0.170	1.079
Net Sales Increase Rate- NSIR	0.572	0.000	1.045
Stock / Current Asset Rate - SCAR	-0.179	0.011	1.478
F: 28.654			
p: 0.000			
R-square: 0.378			
Durbin Watson: 1.857			

Model equation:

$$\text{Return on Assets} = 11.243 + 0.572 * \text{Net Sales Increase Rate} - 0.179 * \text{Stock/CurrentAssets} \quad (2)$$

In Table 4, the regression analysis results of the enterprises for the year 2020 are written. When Table 4 is examined, it is seen that the coefficients of the variables of stock turnover and waiting time in stock are insignificant at the 5% significance level ( $p_{wtis} = 0.862 > 0.05$ ;  $p_{sto} = 0.170 > 0.05$ ). Since the model assumptions have been explained in detail, they are stated more briefly here. Assumptions are tested for 2020 and all assumptions are found to be met (VIF values less than 10;  $du \leq 1.857 < 4 - du$ ;  $du: 1.81$ ;  $p_{nsir} = 0.183$ ;  $p_{scar} = 0.059$ ).

When the model equation is examined, it is seen that the dependent variable of return on assets in 2020 is affected by the net sales increase rate and the stock/current asset ratio. While it is seen that there is a positive relationship between profitability and net sales increase rate, it has been found that there is a negative relationship between total stock/current assets. It has been observed that the variable that affects profitability the most for 2020 is the rate of increase in net sales. At the same time, the net sales increase rate and the total stock/current assets explain 37.8% of the return on assets. The unexplained part arises from the variables not included in the other model.

**Table 5. Results of Regression Analysis for the Dependent Variable of Return on Assets for 2021**

Constant	Parameters	p value	VIF
	18.914	0.000	
Waiting Time in Stock- WTIS	-0.047	0.545	1.405
Stock Turnover-STO	0.034	0.641	1.079
Net Sales Increase Rate- NSIR	0.020	0.774	1.045
Stock / Current Asset Rate - SCAR	-0.206	0.010	1.478
F: 2.935			
p: 0.022			
R-square: 0.058			
Durbin Watson: 1.993			

Model equation:

$$\text{Return on Assets} = 18.914 - 0.206 * \text{Stock/CurrentAssets} \quad (3)$$

In Table 5, the regression analysis results of the companies for 2021 are written. When Table 5 is examined, it is seen that the coefficients of the variables of stock turnover, waiting time in stock, and increase in net sales are insignificant at the 5% significance level ( $p_{wtis} = 0.545 > 0.05$ ;  $p_{sto} = 0.641 > 0.05$ ;  $p_{nsir} = 0.774 > 0.05$ ). Assumptions are tested for 2021, and all assumptions are found to be satisfied (VIF values are less than 10;  $du \leq 1.993 < 4 - du$ ;  $du: 1.81$ ;  $p_{scar} = 0.871 > 0.05$ ).

When the model equation is examined, it is seen that the dependent variable of return on assets in 2021 is only affected by the stock/current assets ratio, and it has been found that there is a negative relationship between the total stock/current assets. The total stock/current assets explain 5.8% of the return on assets. Although the explanatory power is relatively low, it is seen that the model as a whole is significant ( $F = 2.934$ ;  $p = 0.022 < 0.05$ ).

## 5. Conclusion, Comments and Suggestions

In line with the goal of value maximization, a concrete concept, businesses may adopt maximizing their profits as a goal, in addition to all other goals, to increase the firm's value. Since stocks are the asset group with the lowest liquidity among current assets in businesses, the high amount of money tied to stocks can be considered a factor that may reduce their profitability. In this respect, it is thought that good management of stocks could be an essential factor that would increase profitability. Within the scope of the study, the data of manufacturing enterprises traded in BIST for 2019-2021 are analyzed with the help of the regression analysis method. As mentioned before, the pre-pandemic period data are excluded from the analysis, and the last three years are evaluated. The results show that the return on assets is affected by the ratio of stocks to current assets in all three years. The result that the increase in the total stocks/current assets ratio decreases the profitability follows Kiraci (2009) 's study. In the study conducted for the year 2019, it was found that the variable that negatively affects the return on assets is the stock/current asset total variable, while the variables that affect it positively are the rate of increase in net sales and the waiting period in stock. Again in the same year, it is seen that the variable that affects profitability the most is the rate of increase in net sales. It is not surprising that with the increase in net sales of enterprises, profitability also increases. An important conclusion that can be drawn from this is that by increasing net sales, the products kept in stock decrease, and the money tied to the stock decreases. It has been observed that the variables affecting profitability in 2020 are the net sales rate and the waiting time in stock. While the relationship between the stock/current asset ratio and profitability is negative, similar to the studies of Shin and Soenen (1998), and Deloof (2003), it is seen that there is a positive and significant relationship between the rate of increase in net sales and profitability.

Considering the pandemic conditions, it is typical for the study's findings to give different results in 2019-2020 and 2021. The negative relationship between profitability and the increase in the share of stocks in current assets, which has a significant relationship for each period, was an expected result. Because the asset with the least liquidity in businesses is the stocks, when the money tied to the stocks has a high weight in the current asset, the liquidity will decrease, and the idle money in the hands of the enterprise cannot be converted into productive investments. For these reasons, it is seen that businesses can increase their profitability by reducing the money they attach to stocks. With an appropriate stock management policy, businesses can eliminate customer losses due to out-of-stock and transportation costs due to keeping too many products in stock and thus increase profitability.

In the later stages of the study, analyses can be made by adding variables such as receivables turnover rate, liquid value ratio, current ratio, and acid test ratio from working capital variables to the model and taking the years before and after the pandemic separately. In this way, the model can be expanded by seeing the degree of influence and power of other variables that affect the inventory policies of the enterprises.

### **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.

“A. Ertuğrul & G. Arı, “Examination of the Relationship between Stock Management and Profitability in Businesses: An Application on Borsa Istanbul Manufacturing Companies”

## References

- Abel, A.B., Eberly, J.C. and Panageas, S. (2013). Optimal inattention to the stock market with information costs and transactions costs. *Econometrica*, 81(4), 1455-1481. <https://doi.org/10.3982/ECTA7624>
- Agha, H. (2014). Impact of working capital management on profitability. *European Scientific Journal*, 10(1), 374-381. Retrieved from <https://core.ac.uk/>
- Akbulut, R. (2011). An application to measure impact of working capital management on profitability in firms in manufacture sector quoted on ISE. *Journal of the School of Business Administration, Istanbul University*, 40(2), 195-206. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/iuisletme>
- Alipour, M. (2011). Working capital management and corporate profitability: Evidence from Iran. *World Applied Sciences Journal*, 12(7), 1093-1099. Retrieved from <http://idosi.org/>
- Altunkilic, F. (2019). *Financial analysis techniques applied in banks and case study* (Unpublished doctoral dissertation). Istanbul Bilgi University, Institute of Graduate Programs, Istanbul.
- Arabaci, H. and Cavdar, F. (2018). The importance of basic financial statements analysis in effective tax auditing. *Social Sciences Research Journal*, 7(4), 172-182. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/ssrj>
- Arreola-Risa, A. and Keblis, M.F. (2013). Design of stockless production systems. *Production and Operations Management*, 22(1), 203-215. <https://doi.org/10.1111/j.1937-5956.2012.01343.x>
- Arrow, K.J., Harris, T. and Marschak, J. (1951). Optimal inventory policy. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 19(3), 250-272. <https://doi.org/10.2307/1906813>
- Atmaca, A.D. (2020). *Inventory management in logistics and supply chain: Application in a steel business company* (Unpublished doctoral dissertation). Maltepe University, Graduate School, Istanbul.
- Aydin, D. (2018). *Investigation of the coordination effect on the business performance among the units of logistics, marketing and production: A practice in Malatya* (Unpublished doctoral dissertation). İnönü University Institute of Social Sciences, Malatya.
- Aygun, M., Onal, E., Kilicli, Y. and Kipcak, E. (2018). The effect of stock management on firm performance: Evidence from Borsa Istanbul. *Van Yuzuncu Yil University Journal of Economics and Administrative Sciences*, 3(6), 167-183. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/vanyuyuibfd>
- Ayub, M.Y. (2015). Impact of working capital management on profitability of textile sector of Pakistan. *International Journal of Information, Business and Management*, 7(1), 174-192. Retrieved from <https://ijibm.elitehall.com/>
- Baydas, M. (2020). *Analysis of the relationship between financial performance and stock return: A comparison on Borsa Istanbul manufacturing firms* (Unpublished doctoral dissertation). Necmettin Erbakan University, Institute of Social Sciences, Konya.
- Brennan, M.J. and Copeland, T.E. (1988). Stock splits, stock prices, and transaction costs. *Journal of Financial Economics*, 22(1), 83-101. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90023-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90023-2)
- Cakir, H.M. and Kucukkkaplan, I. (2012). Analyzing effects of working capital component on profitability and valuation at manufacturing firm in ISE for 2000 – 2009 period. *The Journal of Accounting and Finance*, (53), 69-86. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/mufad>
- Colakoğlu, N. (2012). *Software usage in inventory management: A company application in automotive supply industry sector* (Unpublished doctoral dissertation). Aksaray University, Institute of Social Sciences, Aksaray.
- Dadzie, K.Q. and Winston, E. (2007). Consumer response to stock-out in the online supply chain. *International Journal of Physical Distribution & Logistics Management*, 37(1), 19-42. <https://doi.org/10.1108/09600030710723309>
- Deloof, M. (2003). Does working capital management affect profitability of Belgian firms? *Journal of Business Finance & Accounting*, 30(3-4), 573-588. <https://doi.org/10.1111/1468-5957.00008>



- Destereci, P. (2009). *The financial analysis methods employed regarding loans and credit rating in Turkish banking system* (Unpublished doctoral dissertation). Namık Kemal University, Institute of Natural and Applied Sciences, Tekirdag
- Dincergok, B. (2019). The relationship between working capital management and profitability: Testing the nonlinear relationship in Istanbul Stock Exchange chemical, petroleum, rubber and plastic products sector. *Journal of Accounting and Finance*, 82, 161-176. <https://doi.org/10.25095/mufad.536037>
- Enqvist, J., Graham, M. and Nikkinen, J. (2014). The impact of working capital management on firm profitability in different business cycles: Evidence from Finland. *Research in International Business and Finance*, 32, 36-49. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2014.03.005>
- Ertugrul Ayrançi, A. (2019). The effectiveness of Williams method in determination of factors affecting financial failure: the example of ISE industrial businesses. *Eurasian Academy of Sciences Eurasian Econometrics, Statistics & Empirical Economics Journal*, 14(3), 1-14. Retrieved from <https://econstat.eurasianacademy.org>
- Gill, A., Biger, N. and Mathur, N. (2010). The relationship between working capital management and profitability: Evidence from The United States. *Business and Economics Journal*, 10, 1-9. Retrieved from <https://citeseerx.ist.psu.edu>
- Iskenderoglu, O., Karadeniz, E. and Ayyildiz, N. (2015). Financial analysis of the energy sector: Turkey and European energy sector comparison. *Journal of Business and Economics Studies*, 3(3), 86-97. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/iicder>
- Jung, J.Y., Blau, G., Pekny, J.F., Reklaitis, G.V. and Eversdyk, D. (2008). Integrated safety stock management for multi-stage supply chains under production capacity constraints. *Computers & Chemical Engineering*, 32(11), 2570-2581. <https://doi.org/10.1016/j.compchemeng.2008.04.003>
- Kazak, H. (2016). *Strategic supplier assessment in retail market: A (An application) model for supplier assessment decision making process in supermarket industry* (Unpublished doctoral dissertation). KTO Karatay University, Institute of Social Sciences, Konya
- Kilavuz, R. (2009). *Stock and cost auditing at industrial companies and an implementation* (Unpublished doctoral dissertation). Marmara University, Institute of Social Sciences, Istanbul
- Kisakurek, M. and Erdogan, S. (2021). Examining the relationship between inventories management and profitability: A research in ISE. *Kahramanmaraş Sütçü İmam University Journal of Social Sciences*, 18(3), 2065-2089. <https://doi.org/10.33437/ksusbd.943302>
- Kizilboga, A. (2013). *Inventory control methods and application* (Unpublished doctoral dissertation). Marmara University, Institute of Pure and Applied Sciences, Istanbul.
- Kinney, M.R. and Wempe, W.F. (2002). Further evidence on the extent and origins of JIT's profitability effects. *The Accounting Review*, 77(1), 203-225. <https://doi.org/10.2308/accr.2002.77.1.203>
- Kiraci, M. (2009). An analysis of the relationship between inventory management and profitability through financial ratios: A research on ISE manufacturing industries. *METU Studies in Development*, 36, 161-195. Retrieved from <https://open.metu.edu.tr>
- Koseoglu, S. (2019). *Financial tables analysis in establishments and an application on real estate investment trust* (Unpublished doctoral dissertation). Istanbul Okan University, Institute of Social Sciences, Istanbul.
- Koumanakos, D.P. (2008). The effect of inventory management on firm performance. *International Journal of Productivity and Performance Management*, 57(5), 355-369. <https://doi.org/10.1108/17410400810881827>
- Kowalski, J.C. (1991). Inventory to go: Can stockless deliver efficiency? *Healthcare Financial Management: Journal of the Healthcare Financial Management Association*, 45(11), 21-2. Retrieved from <https://europepmc.org>
- Kurtlu, A. and Gobi, K. (2020). Investigation of uncompleted service production costs in accommodation enterprises in terms of TAS 2. *Journal of Humanities and Tourism Research*, 10(2), 313-325. <http://dx.doi.org/10.14230/johut834>

- “A. Ertuğrul & G. Arı, “Examination of the Relationship between Stock Management and Profitability in Businesses: An Application on Borsa Istanbul Manufacturing Companies”
- Lee, A.C., Lee, J.C. and Lee, C.F. (2009). *Financial analysis, planning and forecasting: Theory and application* (2nd ed.). Singapore: World Scientific Publishing Company.
- Mutlu, D. (2015). *Production model and an application in the planning of stocks* (Unpublished doctoral dissertation). Anadolu University, Institute of Social Sciences, Eskisehir
- Nobanee, H. and Al Hajjar, M. (2009). *A note on working capital management and corporate profitability of Japanese firms* (SSRN Working Paper No. 1433243). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1433243>
- Ozolgun, H. (2017). Operating ratio analysis of companies. *Turan Center for Strategic Research*, 9(35), 94-100. <http://dx.doi.org/10.15189/1308-8041>
- Park, J. and Simpson, T.W. (2005). Development of a production cost estimation framework to support product family design. *International Journal of Production Research*, 43(4), 731-772. <https://doi.org/10.1080/00207540512331311903>
- Richard, H. and Parrish, M.S. (1986). The relationships between profitability, inventory efficiency, and gross margin return on investment in Alabama community pharmacies. *Journal of Pharmaceutical Marketing & Management*, 1(1), 203-225. [https://doi.org/10.3109/J058v01n01\\_03](https://doi.org/10.3109/J058v01n01_03)
- Saglam, M. and Karaca, S.S. (2015). The effect on firm profitability of component of working capital: An application over Istanbul Stock Exchange firms. *Gaziosmanpasa University The Journal of Social Sciences Research (JSSR)*, 10(1), 119-132. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/gopsbad>
- Saldanlı, A. (2012). The relationship between liquidity and profitability-an empirical study on the ISE- 100 manufacturing sector. *Journal of Suleyman Demirel University Institute of Social Sciences*, 16, 167-176. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/sbe>
- Sayaduzzaman, M.D. (2006). Working capital management: A study on British American Tobacco Bangladesh Company Ltd. *Journal of Nepalese Business Studies*, 3(1), 78-84. <https://doi.org/10.3126/jnbs.v3i1.484>
- Saygili, E.E. and Sahin, Y. (2018). The relationship between financial performance and investors' decisions: TOPSIS application in ISE cement industry. *Izmir Democracy University Social Sciences Journal*, 1(1), 16-45. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/idusos>
- Shin, H.H. and Soenen, H.L. (1998). Efficiency of working capital management and corporate profitability. *Financial Practice & Education*, 8(2), 37-45. Retrieved from <https://www.semanticscholar.org>
- Truel, P.G. and Martinez, S.P. (2007). Effects of working capital management on SME profitability. *International Journal of Managerial Finance*, 3(2), 164-177. <https://doi.org/10.1108/17439130710738718>
- Ulker, Y. and Arslan, O. (2020). Investigation of the relationship between stock management and profitability by using financial ratios: An application in manufacturing sector. *Anemon Mus Alparslan University Journal of Social Sciences*, 8(4), 1153-1163. <https://doi.org/10.18506/anemon.668756>
- Ulker, Y. and Iskender, H. (2005). A reliable system in calculating true cost: Activity based costing and the case of John Deere. *Balıkesir University The Journal of Social Sciences Institute*, 8(13), 189-217. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/baunsobed>
- Wang, Q., McIntosh, R. and Brain, M. (2010). A new-generation automated warehousing capability. *International Journal of Computer Integrated Manufacturing*, 23(6), 565-573. <https://doi.org/10.1080/09511921003706215>
- Yildirim, A. (2009). *Business growth strategies based on logistics management* (Unpublished doctoral dissertation). Marmara University, Institute of Social Sciences, Istanbul.
- Yildiz, B. and Akkoc, S. (2016). Explore working capital-profitability relation with a non-linear tool (ANFIS). *Eskişehir Osmangazi University Journal of Economics and Administrative Sciences*, 11(1), 285- 308. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/oguiibf>
- Zorlu, G.H. (2018). *Efficiency in stock control systems supported by industry 4.0 in logistics enterprises* (Unpublished doctoral dissertation). Istanbul Okan University, Institute of Social Sciences, Istanbul.

## ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN GREEN BONDS AND EQUITY MARKETS BY CROSS-QUANTILOGRAM METHOD

### Yeřil Tahvil ile Pay Piyasaları Arasındaki İliřkinin apraz Kantilogram Yöntemi ile Analizi

Burak BÜYÜKOĐLU\*

#### Abstract

In our rapidly growing and developing world, various environmental and climate problems are experienced due to this development. Many countries are turning to renewable energy investments to meet their energy needs with the increasing population and industrialization. This raises the question of how to finance renewable energy investments. To overcome these problems, many environmentally friendly projects and investments have come to the fore and have been financed in recent years. Undoubtedly, one of the most important factors in providing this financing is green bonds. Green bonds have become an important financial instrument for financing environmentally and climate-beneficial projects and renewable energy investments. In the study, it is aimed to analyze the relationship among the daily data between 31.07.2012 and 29.07.2022 and the S&P 500 and S&P Green Bond Index by using the Cross-Quantilogram method. The cross-quantilogram method is an innovative method that can be easily used to determine the cross-correlation relations between different quantile and delay values and variables. According to the empirical results obtained in the study, there is a negative correlation between 2014 and 2018 according to the bidirectional cross-correlation data between the S&P 500 index and the S&P Green Bond index.

#### Keyword:

Green Bond,  
S&P 500 Index,  
Cross-Quantilogram.

#### JEL Codes:

G15, Q2, Q4.

#### Öz

Hızla büyüyen ve gelişen dünyamızda bu gelişmeye baėlı olarak çeřitli çevre ve iklim sorunları yaşanmaktadır. Artan nüfus ve sanayileşme ile birlikte birçok ülke enerji ihtiyacını karşılamak için yenilenebilir enerji yatırımlarına yönelmektedir. Bu da yenilenebilir enerji yatırımlarının nasıl finanse edileceėi sorusunu gündeme getiriyor. Bu sorunları aşmak için son yıllarda birçok çevre dostu proje ve yatırım gündeme gelmekte ve finanse edilmektedir. Bu finansmanın sağlanmasındaki en önemli etkenlerden biri de hiç kuşkusuz yeřil tahvillerdir. Yeřil tahviller, çevreye ve iklime faydalı projelerin ve yenilenebilir enerji yatırımlarının finansmanı için önemli bir finansal araç haline geldi. alıřmada, 31.07.2012-29.07.2022 tarihleri arasındaki günlük veriler ile S&P 500 ve S&P Yeřil Tahvil Endeksi arasındaki iliřkinin apraz Kantilogram yöntemi kullanılarak analiz edilmesi amaçlanmaktadır. apraz kantilogram yöntemi, farklı kantil ve gecikme deėerleri ve deėişkenleri arasındaki apraz korelasyon iliřkilerini belirlemek için kolaylıkla kullanılabilen yenilikçi bir yöntemdir. alıřmada elde edilen ampirik sonuçlara göre S&P 500 endeksi ile S&P Yeřil Tahvil endeksi arasında çift yönlü apraz korelasyon verilerine göre 2014 ve 2018 yılları arasında negatif bir korelasyon bulunmaktadır.

#### Anahtar Kelimeler:

Yeřil Tahvil,  
S&P 500 Endeksi,  
apraz Kantilogram.

#### JEL Kodları:

G15, Q2, Q4.

\* Lecturer Dr., Gaziantep University Department of Business Administration, Turkey, burakbuyukoglu@hotmail.com, ORCID: 0000-0002-1174-3112

Received Date (Makale Geliř Tarihi): 11.10.2022 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 23.12.2022

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



## 1. Introduction

In our rapidly developing world, the population is increasing at the same rate. Both large states and state associations and large companies are trying to offer solutions for the environmental and climatic problems caused by this development. Although the number of countries is insufficient, they try to implement legal sanctions to prevent climate and environmental problems and try to prevent the damage caused by low-quality production materials to the environment. In the financial system, companies are constantly turning to low-cost and low-production materials to increase their profitability even more. This situation leaves companies in the dilemma of harming the environment or making more profit. Looking at the environmental analyzes in recent years, it is not difficult to understand which option companies have chosen. For this reason, the need to further increase the deterrent legal sanctions taken by governments arose. In addition to sanctions, states have started to provide support and incentives to companies that make ecological, nature-friendly, and environmental investments, and companies have started to shift their investments to this area. At this point, the question of how to finance these investments arose. In green bonds, which are one of the innovative investment tools, renewable energy has emerged as a financial tool to finance investments that are beneficial to the environment and nature. The point where green bonds differ from conventional bonds is the use of revenues from bonds to finance nature-friendly projects. Park et al. (2020) in their work in 2020, define green bonds as a long-term financing investment for projects that will benefit the environment to be stable and sustainable.

Although green bonds are an innovative and new financial instrument, they have become a tool that investors have no difficulty in accepting, since they do not differ from conventional bonds in terms of usage. Bond investors have recently started to demand more and more green bonds as they know that the money they pay in the purchase of bonds will be used in environmentally friendly and environmentally beneficial projects. This has led to the formation of a separate green bond markets in countries. In 2007, the European Investment Bank issued the "climate awareness bond" for the first time in the world, with 600 million Euros (Chartered Alternative Investment Analyst Association [CAIA], 2016). With the funds obtained from this issue, renewable energy investments were financed. The European Investment Bank was followed by the Scandinavian Bank together with the World Bank in 2008 and they used the name "green bond" for the first time.

It is vital to evaluate the relationship between green bonds and other financial asset markets in order to determine the financial behavior or expectations of bond investors and to determine whether bond investors can use green bonds as an effective hedger in their portfolios (Nguyen et al., 2021). These bonds, which have been used as green bonds since 2008, have started to increase in demand by investors, and green bond indices have been formed in the stock markets of large countries and have started to gain value. In this context, one of the leading countries and stock markets is the S&P (Standard and Poors) stock market. The S&P 500 index, which is included in the US-based stock market, is an index that constitutes the largest 500 companies in the USA. The green bond index is also traded on this stock market as the S&P Green Bond Index. The S&P 500 and S&P Green Bond indices were taken as a sample, both because it is one of the stock markets where green bonds are first traded as an index, and because it includes the 500 largest companies in the USA, which has a very large place in the world economy. Although there are different stock exchanges where green bonds are traded apart from S&P, another reason for choosing S&P as a sample is that it hosts both the leading companies in terms of energy investors

among the top 500 companies in the USA and it is the largest stock market where green bonds are traded.

In the study, the cross-quantilogram method developed by Han et al. (2016) was used and the work of Pham (2021b) was followed. The main purpose of the study is to analyze the relationship between the S&P 500 and the S&P Green Bond index, to reveal the correlation between them, and to provide a different perspective by offering solutions to both the law-making authorities and investors with this new method. In addition, the study has various contributions to the previous literature. Firstly, focusing on the relationship between green bonds and financial markets, this study provides evidence for the use of green bonds as a diversifying investment tool in stock portfolios. Another contribution is the use of cross-quantilogram methodology allows us to explore correlation dynamics even in non-stationary time series at different period intervals. In the traditional methodology, there are usually correlation relations between the variables made by taking the time series as a whole. Although the green bond is a new investment tool in the finance literature, its name has started to be mentioned in the literature recently due to the studies of researchers and its involvement in government-supported projects. For this reason, it is planned that the study will both contribute to the literature with the applied cross-quantilogram method and be a new guide for researchers who will work on this subject.

The next part of the study will be organized as follows; After the necessary information about green bonds is discussed in the introduction part, in the second part, the theoretical and empirical studies and results of the green bonds in the literature will be given. Then, in the third section, the methodology section, the data and detailed explanations of the method to be applied will be presented. In the fourth section, the application section, the tests related to the cross-quantilogram method and the findings obtained as a result of these tests will be included.

## **2. Literature**

Studies examining green bonds with the cross-quantilogram method are very limited, both because the green bond does not have much history in the literature and because the applied method is a new method. As similar studies in the international literature, Linh Pham's 2 studies investigating the relationship between green bonds and green bond markets in 2021 with the cross-quantilogram method, and Arif et al. (2022) study is available. In the literature section on green bonds, studies related to different methods and fields will be summarized and detailed reviews will be given in similar studies. Green bond issuances have increased in recent years, as there are incentives for both investors and firms to use sustainable instruments for green bonds, resulting in a recent surge in international research papers on green bonds. Studies in the literature have generally been in the direction of comparing the pricing of green bonds and traditional bonds and the price dependence of green bonds and other financial instruments (Cortellini and Panetta, 2021).

Although studies on green bonds have increased in the literature in recent years, the number of empirical studies on green bonds is very few compared to theoretical studies, since there is not much history. One of the earliest studies to conduct case studies on investor behavior after bond issuance announcements on green bonds is Roslen et al. (2017) in their study. Roslen et al. (2017) in their study where they examined 156 green bond announcements from 6 countries between 2010 and 2015, found that the shareholders generally responded positively, especially one day

after the green bond announcements by the issuers. After the work of Roslen et al. (2017) other researchers intensified their studies on green bond announcements in different countries in different periods and with different methods. In his study, Baulkaran (2019) examined the reaction of the stock markets to the green bond announcement and concluded that the cumulative abnormal returns are positive and significant, according to the findings he obtained. This shows that shareholders see the issuance of green bonds as a value-enhancing factor and use the funds obtained in profitable green projects or as a risk reduction tool.

The first studies on green bonds generally included theoretical information (Ehlers and Packer, 2017; Kandir and Yakar, 2017; Zerbib, 2017; Banga, 2019). Among empirical studies, the first study examining the volatility structure and the relationship with a limited number of other markets was conducted by Pham (2016). In her study, Pham tried to reveal the daily closing prices of the S&P green bond index and the volatility structure of the GARCH model indices between 2010 and 2015. In her study, she concluded that volatility clusters are more intense in the labeled green bond market. Park et al. (2020) analyzed the spread of volatility dynamics between green bond markets and stock markets. In their study, they found that although green bonds exhibit asymmetric volatility phenomenon, unlike stock markets, volatility is sensitive to positive return shocks. A similar study was done by Nur and Ege (2022). In their study, Nur and Ege (2022) made volatility estimations to investigate the short-long-term relationship between the S&P 500 index and the S&P Green Bond Index between 2010 and 2020. According to their findings, they determined a long-term cointegration relationship between the S&P 500 index and the S&P Green Bond Index. They also concluded that there is a one-way Granger Causality relationship from the S&P 500 index to the S&P Green Bond Index.

One of the distinguishing points in investment in green bonds is the type of company that issues the green bond. Studies examining the relationship between stock market indices and green bonds in the literature are divided into financial issuers and non-financial issuers (Zhou and Cui, 2019; Tang and Zhang, 2020). In this distinction, non-financial, namely corporate green bond issuers generally use green bonds to finance their own green projects, while financial issuers use green bonds for green loans (Zhou and Cui, 2019; Lebelle et al., 2020; Wang et al., 2020).

There are studies comparing green bonds with classical (black) bonds. Barclays (2015) stated in his study that there is a 20bps negative premium between the green and black bond spreads offered by the same issuer. Then, in the report of a similar research conducted by Bloomberg (2017), it was stated that this premium was negative 25bps. Reboredo (2018) found a positive correlation between green bonds and classical bonds in his study. He also stated that due to the weak joint movements of green bonds, it would be beneficial in diversification against stock and energy markets. Fernandes et al. (2022) tried to estimate the versatility for green bonds, stock markets and US economic sector bonds. In their study, they stated that there is a non-linear cross-correlation relationship between green bonds and US bonds. In the study conducted by Broadstock and Cheng (2019) examined the changing relationships of green and black bonds over time between the 2008 and 2018 periods and investigated the determinants of the correlation relationship between them. In the study, which tried to determine the determinants of the correlation models between the green and black bond markets, they tried to predict whether both the correlations and the determinants changed over time using a two-stage sequential methodology. It has been determined that the link between green and black bonds is sensitivity to changes in financial market volatility, economic policy uncertainty, daily economic activity, oil prices, and positive and negative news about green bonds. Nguyen et al. (2021), they examined

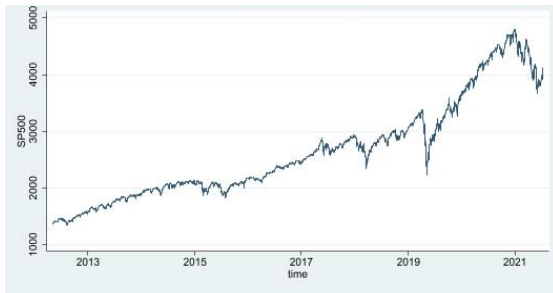
the relationship between green bonds and other financial asset markets at different frequencies and the dynamic properties of the correlation between asset pairs in the period between 2008 and 2019. According to their findings from the study, they found that most correlations emerged and reached their peak in the post-global economic crisis period. In addition, they argued that the diversification benefit of green bonds emerged significantly due to the negative and low correlation between stocks and green bonds. The cross-quantilogram method to be applied in the study is essentially a method in which cross correlations in time series are calculated. For this reason, the research of Broadstock and Cheng (2019) and Nguyen et al. (2021) is one of the studies that is similar to our study as it examines the correlation relationship between green bonds and black bonds and other asset markets.

Considering green bonds as a part of green capital, Pham (2021a) analyzed regional green capital markets using the cross-quantilogram method. She states that previous studies have overlooked the heterogeneity between sub-sectors such as the green capital market and green bonds, as they have analyzed both green bonds and the green capital market collectively. In her study, he used the cross-quantilogram method, which does not require any moment condition, to measure the cross quantile dependence between the time series. According to her findings, he determined that the movements in the US market in the green stock market can predict the movements in the Asian and European markets under all market conditions. In another article where the author examines green bonds and the green bond markets, she also performed an analysis with the cross-quantilogram method (Pham, 2021b). In her study, by separating the time series data of the green bond and green stock market into different frequency bands, she first determined that the connection between green bonds and green stocks varies between short-term, medium, and long-term investment horizons. She then used the cross-quantilogram method to detect cross-quantile dependence between green capital and green bonds and to capture the spreads between markets under various market conditions. In the study, stock indices from the NASDAQ OMX Green Economy family were used. These indexes are the clean energy-focused index, green building index, green transportation index, and global water index. Pham (2021b) concludes in her study that green bonds are more likely to be affected by other fixed-income assets such as public or private sector bonds and that the link between green bonds and green capital is not great under normal market conditions. She found that green bonds and green capital tend to act together in extreme market conditions and that the dependence between green bonds and green capital is short-lived in both normal and extreme market conditions. Pham's study in 2021 is one of the studies we followed while designing our study, as it was a study in which different indices were analyzed by the cross-quantilogram method. Alongside Pham's work, cross Arif et al. (2022) used the cross-quantilogram methodology for green bonds. In their study, they investigated the hedging potential of green bonds for different asset markets during the Covid-19 process. In their study, where they applied the cross-quantilogram method in order to better reveal the dynamic relationship between two assets in different market conditions, they concluded that the green bond index can serve as a diversifying asset for medium and long-term stock investors.

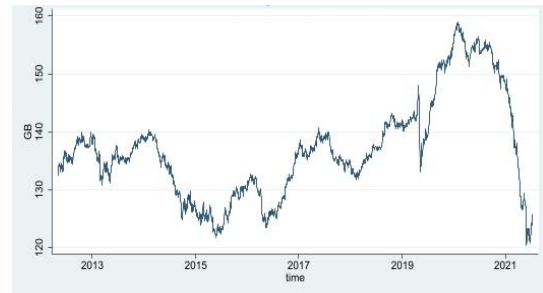
### **3. Data and Methodology**

Our main data set used in the study, S&P 500 index and the S&P Green Bond index, were obtained from the Yahoo (2022) Finance database. The time series data set was created by using the daily data between 31.07.2012 and 29.07.2022. In the study, the S&P Green Bond Index was

used to take into account the performance of the global green bond market. The S&P Green Bond Index, which is not very old, has started to be traded since 2014. Before 2014, green bonds were also traded, but since 2014 they have started to be traded as an index. In the study, the data of the green bonds for 2 years before the index was also included in the analysis. The reason for this is to analyze the effects of green bonds before and after they become indexes. The Green Bond Index includes green bonds issued by the multilateral government and corporate entities globally and with no minimum credit requirement. In addition, the S&P 500 index is among the variables. The S&P 500 index covers the 500 most valuable companies in the United States. In the light of this information, it is thought that the inclusion of both variables in the S&P will provide a consistent methodology in the calculation of the variables.



**Graph 1. S&P 500 Index**



**Graph 2. Green Bond Index**

The time series of the S&P 500 index, which is the variable we consider in the study, is shown in Graph 1, and the time series of the S&P Green Bond index is shown in Graph 2. An upward trend is observed in both graph. The reason for the sudden decrease in 2020 is the declaration of the coronavirus as a pandemic, which can be seen in both time series graphs. In both indices, which showed an upward trend until 2021, a sudden decrease is observed at the beginning of 2022, which can be said to be the reason for the start of the Russia-Ukraine war. Although an upward trend has been observed in both indices since 2012, it is seen that both the coronavirus and the Russia-Ukraine war caused a decrease in index values. While both indices were affected by the coronavirus pandemic at almost the same rate, the S&P Green Bond Index was more affected by the Russia-Ukraine war and its value declined to the lowest levels. The reason for this is that the war has affected the companies operating in the energy sector a lot. Since renewable energy investments are one of the most important sectors in which green bonds provide financing, the problems occurring in the energy sector are also reflected in the green bond index.

For the application part of the study, the cross-quantile dependence between the S&P 500 and S&P Green Bond Index returns will be examined to determine how the strength and duration of the spreads between the indices will change under the up and down market movements.

Cross-quantilogram is a method developed by Han et al. (2016). This method does not include moment conditions and is based on quantitative points. For this reason, it gives good results in the analysis of variables in financial time series. In addition, since the cross-quantilogram approach can accommodate long delays at relatively small computational costs, it allows the direction, magnitude, and duration of dependency to be determined simultaneously in all parts of the spin distributions (Pham, 2021b).



The cross-quantilogram method has some advantages over other techniques. First, the method measures the predictability of the distribution of each variable from one time series to another. Thus, as in Graph-1 and Graph-2, it also provides the opportunity to measure the directional spreads of decline, normality, and rise among financial assets in a wide variety of market conditions. Another advantage is that this method has very long delays when compared to traditional regression-type models. Therefore, it can measure the strength of directional spillovers, in short, medium, and long-term investments. The prerequisite of the cross-quantilogram method is that the series are stationary.

The cross-quantilogram is a method that examines the relationships of the two series according to the distribution characteristics in the right and left tails. Cross-correlation is one of the most frequently used methods to estimate the correlation between variables in time series. In cross-correlation, it reveals the correlations of one variable at time  $t$  and the other variable at  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t-3$ . This is used to predict the future value of one variable for another variable.

The methodology of the cross-quantilogram method is expressed as follows:

Let  $y_{it}$  has to be a strictly stationary time series. Here  $i$  is the index and  $t$  is the time series ( $i = 1, 2, t = 1, \dots, T$ ). Let  $F_i(\cdot)$  and  $f_i(\cdot)$  be the corresponding quantile functions for  $y_{it}$ , assuming that  $i = 1, 2$ . Let  $q_{it}(\tau_i) = \inf\{v : F_i(v) \geq \tau_i\}$   $\tau_i \in (0, 1)$  are distribution and density functions.

The cross-quantilogram  $\{y_{1t} \leq q_{1t}(\tau_1)\}$  and  $\{y_{2t-k} \leq q_{2t-k}(\tau_2)\}$ , between the two events show the lag length “ $k$ ” in this equation. ( $k = \pm 1, \pm 2, \dots$ ) and for the pair  $\tau_1$  and  $\tau_2$  are formulated as follows:

$$\rho_\tau(k) = \frac{E[\psi_{\tau_1}(y_{1t} - q_{1t}(\tau_1)) \psi_{\tau_2}(y_{2t-k} - q_{2t-k}(\tau_2))]}{\sqrt{E[\psi_{\tau_1}^2(y_{1t} - q_{1t}(\tau_1))] E[\psi_{\tau_2}^2(y_{2t-k} - q_{2t-k}(\tau_2))]}} \quad (1)$$

In this equation,  $\psi_a(u) = 1[u < 0] - a$  is the quantile process. The cross-quantilogram captures the serial dependencies at different quantile levels between the two series and is invariant due to the strict monotonic transformation that can be applied to both series, such as the logarithmic transformation. In the case of two events,  $\{y_{1t} \leq q_{1t}(\tau_1)\}$  and  $\{y_{2t-k} \leq q_{2t-k}(\tau_2)\}$  indicate no cross-dependency or directional predictability from the  $\{y_{2t-k} \leq q_{2t-k}(\tau_2)\}$  event to the  $\{y_{1t} \leq q_{1t}(\tau_1)\}$  event.

To test the null hypothesis of  $H_0 : \rho_\tau(1) = \dots = \rho_\tau(p) = 0$ , Han et al. (2016) suggest the Ljung-Box test statistic;

$$Q_\tau^*(p) = T(T+2) \sum_{k=1}^p \hat{p}_\tau^2(k) / (T-k) \quad (2)$$

The  $\hat{p}_\tau(k)$  given in this equation is the cross-quantilogram formulated below.

$$\hat{p}_\tau(k) = \frac{\sum_{t=k+1}^T \psi_{\tau_1}(y_{1t} - \hat{q}_{1t}(\tau_1)) \psi_{\tau_2}(y_{2t-k} - \hat{q}_{2t-k}(\tau_2))}{\sqrt{\sum_{t=k+1}^T \psi_{\tau_1}^2(y_{1t} - \hat{q}_{1t}(\tau_1)) \sum_{t=k+1}^T \psi_{\tau_2}^2(y_{2t-k} - \hat{q}_{2t-k}(\tau_2))}} \quad (3)$$

$\hat{q}_{it}(\tau_i)$  ( $i = 1, 2$ ) shows the predicted quantity function for the time series in the formula. Han et al. (2016) avoided any dependence on the disturbing parameters of the asymptotic distribution and also propose to use the stationary bootstrapping process to approximate the  $Q$  statistic of the null distribution of the cross-quantilogram.

#### 4. Findings

In the findings section of the study, the findings obtained by calculating the cross-quantile dependencies between the two indices are expressed. Descriptive statistics about the variables discussed in the study are shown in Table 1:

**Table 1. Descriptive Statistics**

Variables	Observation	Mean	Stand. Error	Minimum	Maximum
S&P 500 Index	2516	2.6375	0.874297	1.353000	4.797000
S&P Green Bond Index	2516	136.957	8.669966	120.4700	158.9900

As seen in Table 1, in the data set created with a total of 2516 observations, the average of the S&P 500 index was 2.6375, while the average of the S&P Green Bond Index was 136.96. The minimum value of the S&P 500 index is 1.353 and the maximum value is 4.7967, while the minimum value of the S&P Green Bond index is 120.47 and the maximum value is 158.99. Table 2 includes the correlation matrix between the variables.

**Table 2. Correlation Matrix between Variables**

Variables	S&P 500 Index	S&P Green Bond Index
S&P 500 Index	1.0000	
S&P Green Bond Index	0.6258	1.0000

When the correlation relationship between the variables is examined, it is seen that there is a positive correlation of 63% between the two variables.

**Table 3. Pre-Tests**

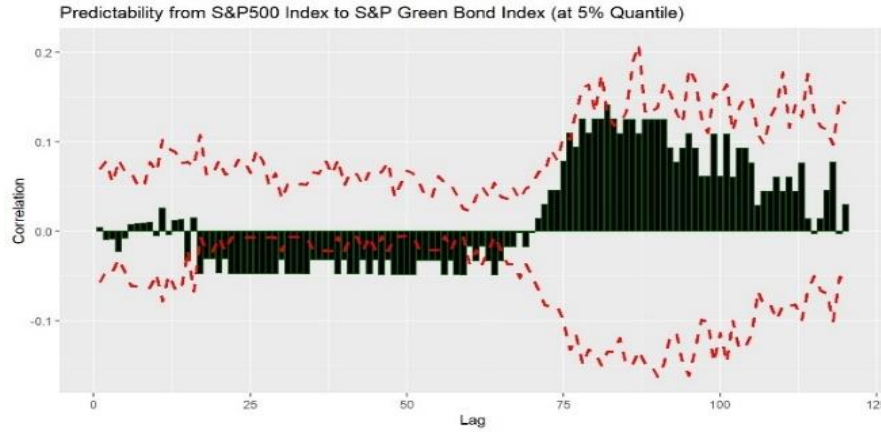
Variables	JB	Skewness	Kurtosis	ADF	Q	Q <sup>2</sup>
S&P 500 Index	265.1***	0.779	2.6843	-15.7801***	2510.777***	5015.3330***
S&P Green Bond Index	164.4388***	0.623	2.8733	-46.3138***	2510.3922***	5011.9849***

**Note:** JB and ADF stand for Jarque-Bera normality test and Augmented Dickey-Fuller unit root tests. Q and Q<sup>2</sup> stand for the Ljung-Box test of serial correlation in returns and squared returns. \*\*\* Indicates significance at the 1% level.

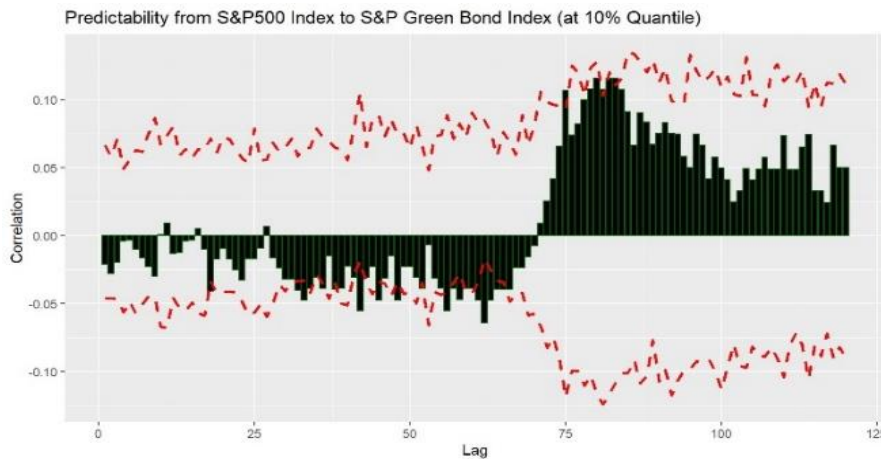
According to the results shown in Table 3, it is seen that the distribution of the series is not normal in the Jarque-Bera test. In both variables, it is seen that the skewness is close to 0 and the kurtosis is close to 3. It means that the further away the skewness value is from 0 and the kurtosis value is from 3, the less the probability of normal distribution. Ljung-Box statistics show that all series experience series correlation and volatility clustering, and Jarque-Bera tests show that the series do not follow a normal distribution. Finally, since the series are not stationary in the ADF unit root tests, the analysis was continued in this way after taking the 1st difference and making the series stationary.

In the study, the Ljung-Box test described in the methodology section of the cross-quantilogram was used to determine the statistical significance of each cross-quantilogram. Black

columns above 0 indicate positive cross-correlation, and black columns below 0 indicate negative cross-correlation. The red dashed lines represent the confidence limit. Bars outside the confidence limit indicate significant correlations at the 5% significance level.



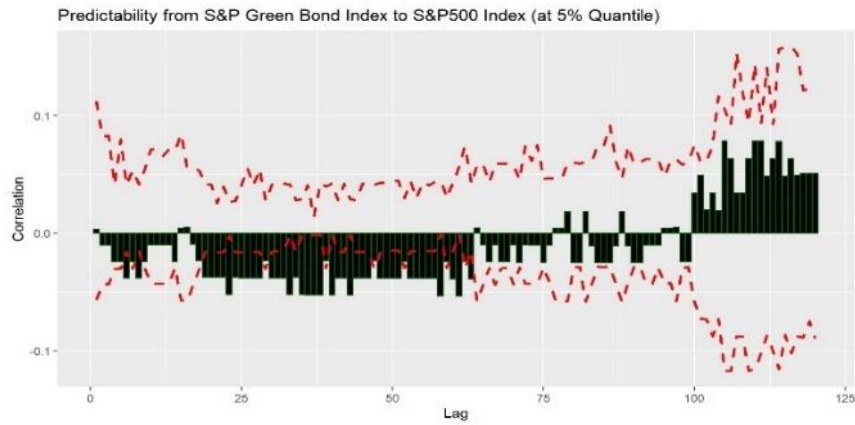
**Graph 3. 5% Quantile Graph from S&P 500 Index to S&P Green Bond Index**



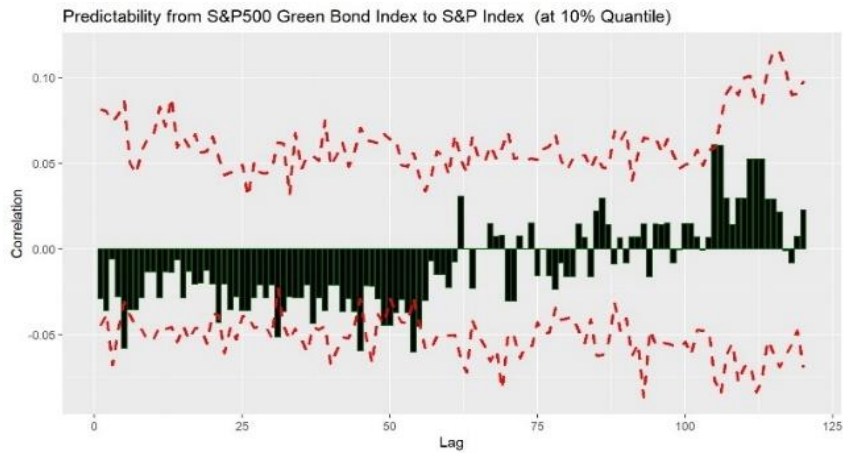
**Graph 4. 10% Quantile Graph from S&P 500 Index to S&P Green Bond Index**

In Graph-3, it is the cross-quantilogram graph of 5% quantile value from the S&P 500 index to the S&P Green bond index. Especially since 2014, it is seen that there is a negative and significant correlation relationship. This significant relationship continues until the end of 2017. According to Graph 3, the decreases in the S&P 500 index between 2014 and the end of 2017 caused increases in the S&P Green Bond index. While the increases continue in a fluctuating manner, the cross-correlation relationship between the two indices starts to become meaningless as of 2018. There is no significant correlation between the two indices from 2018 until 29.07.2022, the last date of the time series in the study. It is seen that there is only a very short-term significant positive correlation at the beginning and end of 2019. However, in general, it can be said that the significant correlation relationship is negative. This situation can be seen similarly in Graph-1 and Graph-2. While there is a continuous upward trend in the S&P 500 index in Graph-1, there are sharp decreases and fluctuations in the S&P Green Bond index in Graph-2 in 2014.

The reason for this is that the S&P Green Bond index started to be calculated on July 31, 2014. Before this date, green bond investments were made, but after this date, an index covering 150 green bonds was created. Since the index was a new index and investors were shy at first, the index started with a downward trend and entered an increasing trend in the following years. While the graph of 5% quantile values is given in Graph-3, we can see 10% quantile values and cross-quantilogram values of the same indices in Graph-4. Although there are no great differences between them, it is seen that there is a piecemeal negative correlation relationship from 2014 to 2018. It can be said that the S&P 500 index and the S&P Green Bond Index are in a positive but short-term correlation relationship between 2018 and the first months of 2019.



**Graph 5. 5% Quantitative Graph from S&P Green Bond Index to S&P 500 Index**



**Graph 6. 10% Quantitative Graph from S&P Green Bond Index to S&P 500 Index**

In both graph 3 and graph 4, the correlation between S&P 500 Index and S&P Green Bond Index is seen. 5% quantile values in Graph-5 and 10% quantile values in Graph-6 show a cross-correlation relationship between S&P Green Bond Index and the S&P 500 index. As can be seen in Graph-5, although it is short-term in 2013, it is seen that there is an almost continuous negative correlation between the two variables at the 5% confidence level, especially from 2014 to the first months of 2018. From 2018 to July 29, 2022, a correlation relationship did not occur within the

confidence limit. In graph 6, which is shown with 10% quantile values, negative correlations are seen at the 5% confidence level, piece by piece, until 2018.

The findings are also consistent with those obtained in the study of Pham (2021b). Pham, in her study, determined that green bonds and the capital market tend to move together. In addition, the findings are consistent with the study of Nguyen et al. (2021). Nguyen et al. (2021) stated that the significant correlation relationship between green bonds and stock markets emerged after the global economic crisis and then disappeared, and stated that this relationship was negative and low. These results are also clearly seen in Graph-4 and Graph-6 where 10% quantile values are shown.

## 5. Conclusion

In this part of the study, empirical results are presented. The aim of the study is to reveal the interdependence between the S&P 500 index and the S&P Green bond index. We explore how the directional spreads between the S&P 500 index and the S&P Green bond vary between extreme and normal market conditions. For this purpose, the cross-quantile dependence between the two indices was calculated using the cross-quantilogram approach. In the study, the results are visualized using cross-correlation graphs that allow us to summarize all the dependency structures between the variables for a period of 120 months between July 2012 and July 2022. The study was handled and visualized with 5% and 10% quantile values from the S&P 500 index to the S&P Green Bond index and from the S&P Green Bond index to the S&P 500 Index at the same lag at 120 lag lengths.

In general, it is seen that there was a general decrease in the index valuation on 31 July 2014, the period when the green bond index was started to be calculated in S&P. The reason for this can be interpreted as the investors' abstention against the newly calculated index and the fact that the content of the green bonds is not known by the investors at this date. There is a negative correlation between the S&P 500 Index and the S&P Green Bond Index on these dates. As green bonds became widespread in international markets and became more popular with investors, as it be seen in Graph-2, they followed a positive and fluctuating trend as of the last months of 2014 and the first months of 2015. A sharp decline occurred in both indices after 2021, which can be interpreted as the effects of the Covid-19 pandemic. Although there is a positive correlation between the two indices at 10% quantile values in the 5% confidence interval in 2019 and 2020, in general, there is no statistically significant correlation between the two indices except for the 2014 and 2018 intervals. According to these results, it can be said that green bonds can be an alternative financial investment tool for stock investors and can be used to enrich their portfolios. Periods when the green bond market and the stock market are negatively correlated show that green bonds included in portfolios may be the right choice, especially in terms of risk aversion.

The fact that countries support projects for solutions to climate problems and environmental pollution, and start to impose legal sanctions on companies that act otherwise, allows the increase in nature-friendly projects. The financial instrument that stands out in the financing of these projects is green bonds. Considering the increasing awareness of green bonds and investors consciously using their investments to finance nature-friendly projects, it is predicted that the interest in green bonds will increase in the coming years.

The study contributes to the literature in terms of revealing the relationship between the cross-quantilogram methodology, which is a fairly new method, and the green bond market, which is a relatively new financial instrument, and the stock market. In future studies, more comprehensive analysis results can be obtained by including other variables in the energy sector and indices from other countries in the analysis.

**Declaration of Research and Publication Ethics**

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

**Researcher’s Contribution Rate Statement**

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

**Declaration of Researcher’s Conflict of Interest**

There is no potential conflicts of interest in this study.

## References

- Arif, M., Naeem, M.A., Farid, S., Nepal, R. and Jamasb, T. (2022). Diversifier or more? Hedge and safe haven properties of green bonds during COVID-19. *Energy Policy*, 168, 113102. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2022.113102>
- Banga, J. (2019). The green bond market: A potential source of climate finance for developing countries. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 9(1), 17-32. <https://doi.org/10.1080/20430795.2018.1498617>
- Barclays. (2015). *The cost of being green* (Credit Research). Retrieved from [https://www.environmental-finance.com/assets/files/US\\_Credit\\_Focus\\_The\\_Cost\\_of\\_Being\\_Green.pdf](https://www.environmental-finance.com/assets/files/US_Credit_Focus_The_Cost_of_Being_Green.pdf)
- Baukaran, V. (2019). Stock market reaction to green bond issuance. *Journal of Asset Management*, 20(5), 331-340. <https://doi.org/10.1057/s41260-018-00105-1>
- Bloomberg. (2017). *Green bonds: 2016 in review* (Bloomberg New Energy Finance). Retrieved from [https://data.bloomberglp.com/bnef/sites/14/2017/08/BNEF\\_RN\\_Green-Bonds-2016.pdf](https://data.bloomberglp.com/bnef/sites/14/2017/08/BNEF_RN_Green-Bonds-2016.pdf)
- Broadstock, D.C. and Cheng, L.T. (2019). Time-varying relation between black and green bond price benchmarks: Macroeconomic determinants for the first decade. *Finance Research Letters*, 29, 17-22. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.02.006>
- CAIA. (2016). An introduction to green bonds. Retrieved from [https://www.caia.org/sites/default/files/AIAR\\_Q2\\_2016\\_02\\_GreenBonds.pdf](https://www.caia.org/sites/default/files/AIAR_Q2_2016_02_GreenBonds.pdf)
- Cortellini, G. and Panetta, I.C. (2021). Green bond: A systematic literature review for future research agendas. *Journal of Risk and Financial Management*, 14, 589. <http://doi.org/10.3390/jrfm14120589>
- Ehlers, T. and Packer, F. (2017). Green bond finance and certification. *BIS Quarterly Review*, 3, 89-104. Retrieved from <https://www.bis.org/>
- Fernandes, L.S., Silva, J.W., Antunes de Araujo, F.H. and Tabak, B.M. (2022). *Multifractal cross-correlations between green bonds and financial assets* (SSRN Working Paper No. 4227059). Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=4227059>
- Han, H., Linton, O., Oka, T. and Whang, Y.J. (2016). The cross-quantilegram: Measuring quantile dependence and testing directional predictability between time series. *Journal of Econometrics*, 193(1), 251-270. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2016.03.001>
- Kandir, S.Y. and Yakar, S. (2017). Green bond markets: Suggestions for the development of the green bond market in Turkey. *Çukurova University Journal of Social Sciences Institute*, 26(2), 159-175. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/cusosbil/>
- Lebelle, M., Lajili Jarjir, S. and Sassi, S. (2020). Corporate green bond issuances: An international evidence. *Journal of Risk and Financial Management*, 13(2), 25. <https://doi.org/10.3390/jrfm13020025>
- Nguyen, T.T.H., Naeem, M.A., Balli, F., Balli, H.O. and Vo, X.V. (2021). Time-frequency comovement among green bonds, stocks, commodities, clean energy, and conventional bonds. *Finance Research Letters*, 40, 101739. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101739>
- Nur, T. and Ege, I. (2022). Investigation of the relationship between green bond and stock market with time series analysis. *Journal of Accounting and Finance*, (94), 185-206. <https://doi.org/10.25095/mufad.1049956>
- Park, D., Park, J. and Ryu, D. (2020). Volatility spillovers between equity and green bond markets. *Sustainability*, 22(1), 1-12. <https://doi.org/10.3390/su12093722>
- Pham, L. (2016). Is it risky to go green? A volatility analysis of the green bond market. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 6(4), 263-291. <https://doi.org/10.1080/20430795.2016.1237244>
- Pham, L. (2021a). How integrated are regional green equity markets? Evidence from a cross-quantilegram approach. *Journal of Risk and Financial Management*, 14(1), 39. <https://doi.org/10.3390/jrfm14010039>

- Pham, L. (2021b). Frequency connectedness and cross-quantile dependence between green bond and green equity markets. *Energy Economics*, 98, 105257. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105257>
- Reboredo, J.C. (2018). Green bond and financial markets: Co-movement, diversification and price spillover effects. *Energy Economics*, 74, 38-50. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.05.030>
- Roslen, S., Ibrahim, S.A. and Yee, L. (2017). Green bond and shareholders' wealth: A multi-country event study. *International Journal of Globalisation and Small Business*, 9, 61-69. <http://doi.org/10.1504/IJGSB.2017.10005758>
- Tang, D.Y. and Zhang, Y. (2020). Do shareholders benefit from green bonds? *Journal of Corporate Finance*, 61, 101427. <http://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2018.12.001>
- Wang, J., Chen, X., Li, X., Yu, J. and Zhong, R. (2020). The market reaction to green bond issuance: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 60, 101294. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2020.101294>
- Yahoo. (2022). *Yahoo Finance* [Dataset]. Retrieved from <https://finance.yahoo.com/quote/%5EGSPC/history?p=%5EGSPC>
- Zerbib, O.D. (2017). *The green bond premium* (SSRN Working Paper No. 2890316). Retrieved from <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2890316>
- Zhou, X. and Cui, Y. (2019). Green bonds, corporate performance, and corporate social responsibility. *Sustainability*, 11, 6881. <http://doi.org/10.3390/su11236881>



## EFFECTS OF FISCAL RULES AND POLITICAL FRAMEWORK: EVIDENCE FROM COVID-19 CRISIS

Mali Kuralların ve Siyasi Yapının Etkileri: COVID-19 Krizinden Kanıtlar

Erdem KILIÇ\* & Sıtkı SÖNMEZER\*\* & Orhan ÖZAYDIN\*\*\*

### Abstract

The COVID-19-Crisis impacted economic growth globally, opening up the need for public spending. These conditions put national fiscal authorities under pressure, challenging them primarily to remedy the economic downturn, and secondly to balance fiscal resources. We analyze whether alternative institutional frameworks, fiscal rules and political regimes across numerous countries can explain different economic outcomes following the COVID-19-Crisis. The empirical results show that growth in GDP affects gross debt negatively, government revenue positively, and national savings positively for all subsets, except for the federal subset. The effect on government revenue for fiscal subset is higher than for no fiscal rule. In almost all the subgroup models, it can be observed that the COVID-19 period has a positive effect on gross government debt and a negative on government revenue, except for federal countries and countries with a fiscal rule and a majority government. For all subsets the effect of the COVID-19 variable is not significant in the national savings regression models. For the countries in the federal subset the explanatory variables are unable to reduce the government debt. Conclusively, we could propose adaptive fiscal rules, which motivate fiscal authorities to maintain fiscal balance in long debt and in the annual budget.

### Keywords:

Fiscal Rule,  
Fiscal Policy,  
COVID-19.

### JEL Codes:

H61, H11, K34,  
C33.

### Anahtar

#### Kelimeler:

Mali Kural,  
Maliye Politikası,  
COVID-19.

### JEL Kodları:

H61, H11, K34,  
C33.

### Öz

COVID-19 krizi, küresel olarak ekonomik büyümeyi etkileyerek kamu harcamalarına duyulan ihtiyacı ortaya çıkardı. Bu koşullar, ulusal mali otoriteleri baskı altına almakta ve onları öncelikle ekonomik gerilemeyi düzeltmeye, diğer yandan da mali kaynakları dengelemeye zorlamaktadır. Bu çalışmada, dünya genelindeki COVID-19 krizinin ardından oluşan farklı ekonomik sonuçların, farklı kurumsal yapılar, mali kurallar ve siyasi rejimler tarafından açıklayıp açıklayamayacağı analiz edilmiştir. Elde edilen ampirik sonuçlar, gayri safi yurtiçi hasıladaki büyümenin federal devlet yapısına sahip ülkeler hariç tüm alt gruplar için brüt borcu olumsuz, hükümet gelirini olumlu ve kamu tasarruflarını olumlu yönde etkilediğini göstermektedir. Mali kural uygulayan devletler için kamu geliri üzerindeki etki, mali kuralın olmadığı duruma göre daha yüksektir. Federal ülkeler, mali kurala sahip ülkeler ve çoğunluk hükümeti olan ülkeler dışında, neredeyse tüm alt grup modellerinde, COVID-19 döneminin kamu brüt borcu üzerinde olumlu ve devlet gelirleri üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğu gözlemlenmiştir. Tüm alt gruplar için, kamu tasarrufu regresyon modellerinde COVID-19 değişkeninin etkisi anlamlı değildir. Federal yapıya sahip ülkeler için modeldeki açıklayıcı değişkenlerin devlet borcunu azaltmadığı tespit edilmiştir. Sonuç olarak, uzun vadeli borçlarda ve yıllık bütçede mali dengeyi korumaya motive eden uyarlanabilir mali kurallar önerilmektedir.

\* Doç. Dr., Beykoz Üniversitesi, İşletme ve Yönetim Bilimleri Fakültesi, İşletme Bölümü (İngilizce), Türkiye, [erdemkilig@beykoz.edu.tr](mailto:erdemkilig@beykoz.edu.tr), ORCID: 0000-0003-1917-2227

\*\* Doç. Dr., İstanbul Ticaret Üniversitesi, Ticari Bilimler Fakültesi, Bankacılık ve Finans Bölümü, Türkiye, [ssonmezer@ticaret.edu.tr](mailto:ssonmezer@ticaret.edu.tr), ORCID: 0000-0002-9704-2199

\*\* Dr., Nişantaşı Üniversitesi, İktisadi, İdari ve Sosyal Bilimler Fakültesi, Finans ve Bankacılık Bölümü, Türkiye, [orhan.ozaydin@nisantasi.edu.tr](mailto:orhan.ozaydin@nisantasi.edu.tr), ORCID: 0000-0003-2585-1437

Received Date (Makale Geliş Tarihi): 18.11.2022 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 30.12.2022

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



## 1. Introduction

Public debt is viewed more skeptically than other forms of financing for historical reasons. Therefore, justifying borrowing has become a traditional part of public finance. A parallel policy was pursued in the public sector up until the outbreak of the global economic crisis in the 1930s: the state reacted to a drop in income during the economic cycle with expenditure cuts or tax increases or with a combination of both (Stalder, 1992: 9). During the upswing, spending was increased, or tax rates lowered. Maintaining a balanced budget always was of greatest importance. Empirical evidence shows that the debt ratio varies during business cycle phases, deficits occur during wartime and budget surpluses are generated during peacetime over the long term. The theoretical connection is therefore empirically founded. Alesina and Perotti (1999) suggest that this explanation of public debt explains the initial increases in debt ratios in OECD countries during the 1973-74 recession, but not the huge increase thereafter. The theory of tax smoothing also provides no justification for the different debt ratios in different countries. The effects of misguided government expectations and country-specific shocks in these countries provide explanatory content in a theoretical context. As temporary phenomena, however, they cannot justify the persistence of the empirical results. The authors therefore advocate alternative explanations (Compare Alesina and Perotti, 1999: 19). The "Keynesian revolution" paved the way for the use of public credit for anti-cyclical fiscal policy. Public debt is viewed as an important instrument in this context: the focus of public debt is on the stabilization function. Public finances should be designed with the aim of smoothing out or avoiding economic fluctuations. The classic objective is that deficit spending in recessionary phases is intended to stabilize demand.

The COVID-19-Crisis affected the global economic development, necessitating more governmental spending. These circumstances put national fiscal authorities under pressure, making it difficult for them to both address the economic downturn and maintain a balance between fiscal resources. Research conducted in pandemic has recommended that the existing fiscal rules have benefits during pandemic crisis (Davoodi et al., 2022; Gomez-Gonzalez et al., 2022; Hutchison, 2020). We investigate if various political, budgetary, and institutional structures in various nations can account for various economic outcomes following the COVID-19-Crisis. To understand the effect of fiscal rules, we developed models with dependent variables such as government gross debt, government gross revenue and government national savings. The originality of the paper consists of involving numerous countries; moreover, models established on three different dimensions including government style (Coalition & Majority), political structure of countries (Unitary & Federal) and depending on whether the fiscal rule is applied or not.

We find that among the explanatory variables GDP and national savings are effective in reducing the gross debt for almost all model specifications. At the same time, GDP is effective in increasing the national savings. In line with the economic theory, it can be observed that a growth in GDP affects gross debt negatively, government revenue positively, and national savings positively for all subsets, except for the federal subset. In almost all the subgroup models we observe that the COVID-19 period contributes for an increase in government gross debt and a decrease in the government revenue, except for federal countries and countries with a fiscal rule and a majority government. For the countries in the federal subset, the explanatory variables are found to be ineffective in the reduction of government debt.

This article is organized as follows. Section 2 presents the related literature review; section 3 explains the data and methodology which is used in the article. Section 4 presents the empirical results, derived from the cross-sectional study models. Section 5 finally concludes the article by giving suggestions for further research.

## 2. Literature

Public debt and its effects are heavily studied in the literature. Some see public debt as evil and claim that a low debt level outside of a steady state is preferable to a high one (Von Weizsacker, 2014). High debt may be linked with tax burden for future generations, sustainability challenges of public finances and financial crisis. Ciccone (2013) provides evidence that when fiscal policies target a lower debt ratio, restrictive fiscal policies are pursued but be ineffective or even result in higher debt ratios. Debt-to-GDP ratios averaged 63 % over 1900-2015 period for developed countries whereas, the average is 37% in emerging countries (Eichengreen et al., 2019: 29). Debt-to-GDP ratio is of interest for numerous research from diverse aspects; it may even play a role on attitudes towards government spending and taxation.

Another aspect relates to the effects on growth caused by government debt. The economy has a higher capital stock available due to the amount of debt it has taken on. A long-term decentralized equilibrium does not produce an efficient allocation, even in the case of perfect competition. Government debt can be used to allocate resources more efficiently. Roth et al. (2022) have provided evidence that once people in US learn about the high public debt levels, they advocate for less government spending, but they do not welcome additional taxation. Debt-to-GDP ratio may be solely mean reverting or may revert to mean depending on the government's possible corrective actions. Barro (1979) has used nominal government debt as the explained variable and have found no proof of mean reversion. Bohn (1998) argues that this may be due to the proxy used for expected inflation as an independent variable in Barro's model. Bohn also argues that an average primary deficit may be implied from a fiscal policy that tries to stabilize to debt-GDP ratio. Unit root tests are found to be inconsistent and misleading due to GDP and government spending fluctuations. Inflation may also play a role to reduce the debt-to-GDP ratio; an increase in inflation to 5% for years will decrease the debt ratio significantly in US (Aizenman and Marion, 2011: 525).

Ali Abbas et al. (2011) have conducted research with 178 members of International Monetary Fund (IMF) in terms of government debt and effects of primary balance. In the research interest-growth differential and stock-flow adjustment to debt increases and declines are evidenced; for debt reductions primary balance, and for debt increases large stock-flow adjustments had more explanatory power. Woo and Kumar (2015) show that there is an inverse relationship between initial debt and subsequent growth. A 10 % increase in the initial debt-to-GDP ratio results in a slowdown in real per capita GDP growth of 0.2 % per annum. Ostry et al. (2015) conclude that public debt is a deadweight that hampers growth and trying to mitigate public debt by taxing or reducing savvy government expenditure is futile. They underline the trade-off between the sunk cost of existing debt and the growth potential.

Globally deteriorating fiscal stance after the oil price shocks in the 1970's, revived the idea to anchor government's fiscal decisions to objective numerical criteria for achieving fiscal balance. Budget rules therefore started to be academically seriously discussed during the 1980's

and 90's (Compare Burger and Marinkov, 2012). Thereafter basically, a budgeting rule of cyclical budget consolidation were followed in practice. A stabilization policy in the Keynesian sense is not necessary in this concerned case.

The research about fiscal rules includes the following studies. Kopits and Symansky (1998) compare fiscal policy rules to alternative fiscal adjustment approaches and identify characteristics responsible for their effectiveness. Drazen (2004) analyzes fiscal rules from a political economy perspective presenting essential determinants of fiscal rules. Tanner (2004) examines fiscal rules in a business cycle under alternative taxation policies. The implementation of fiscal rules depends heavily on the legislation in a country or union. Thus, each practical implementation case has its own characteristics to achieve effectiveness in fiscal political decisions. Some country-specific studies consist of Buti and Giudice (2002), analyzing the European monetary union; Kell (2001) studying the case of United Kingdom; Siebrits and Calitz (2004) assessing a framework of fiscal rules for South Africa.

Vast of literature exhibits that current account and trade deficit, especially export, have a relation with government expenditure and public finance (See Barro, 1989). The debt ratio has a positive relationship with the current account balance of payments in some euro countries (Briceño and Perote, 2020: 13). Banday and Aneja (2019) investigate budget deficit and current account deficit for the Chinese economy between the years 1985-2016. Akanbi (2015) investigates the relationship between Nigeria's fiscal policies and current account. Kayhan, et al. (2013) research the causality between trade deficit (including export variables) and the Turkish government expenditures. We also used those related independent variables in our models to determine their effects on government debt, government gross revenues and government national savings.

Some newly established literature is concentrating on the fiscal rule effectiveness related to macroeconomic policies and policy advises regarding the new design of the fiscal regulations based on the experiences from the COVID-19-Crisis. Gomez-Gonzalez et al. (2022) analyze the impact of fiscal rule implementations on the sovereign risk of the country. Hutchison (2020) discusses various scenarios based on political economic theory, paying special focus on fiscal rules. Davoodi et al. (2022) present an overview of fiscal rules and fiscal councils across the world in the run up to and during the COVID-19 pandemic. Their study relies on newly updated global datasets on fiscal rules and fiscal councils during 1985–2021. Blanchard et al. (2021) work out a potential redesign of the EU fiscal rules and deliver cornerstones of supranational regulations which could result in the development of a fiscal union in the EU. They stress the fact, that national economies reacted with different measures to COVID-19-Crisis hazards. EU-wide fiscal policies, which came on secondary rank, would mean a further integration step towards a Federal Europe, which however do not meet the current wishes of the population. Beetsma (2022) analyzes the economic dynamic of fiscal rules and debt sustainability under alternative scenarios for the EU.

### 3. Data and Methods

#### 3.1. Scope of Empirical Study

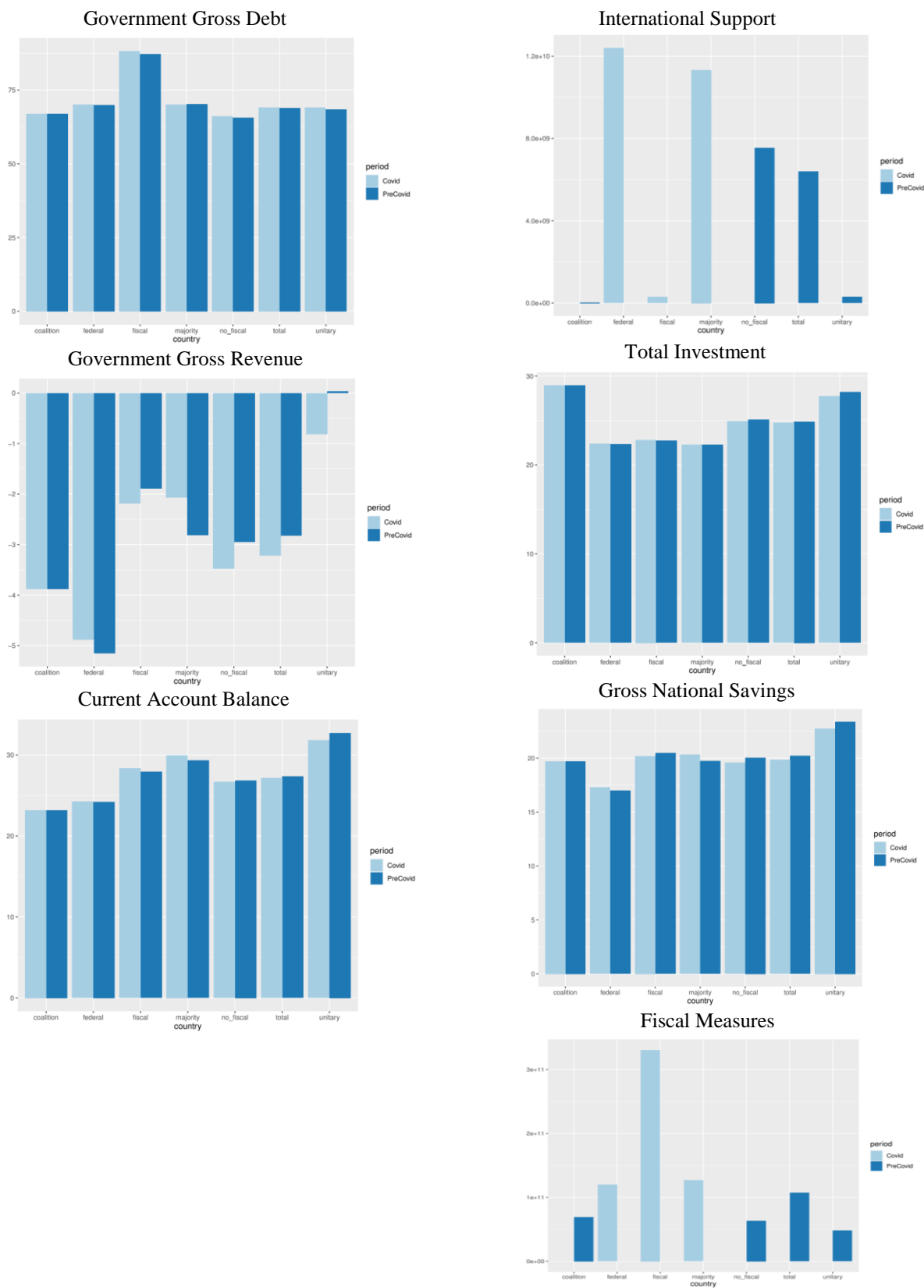
The aim of the study is to show whether alternative institutional frameworks, fiscal rules and political regimes across numerous countries can explain different economic outcomes following the COVID-19-Crisis.

The data analysis spans the period between 2011 and 2021. We treat the COVID-19 period, 2020-2021, with special attention in our models. During this period, we are able to observe the economic consequences of the COVID-19-Crisis. The data sample contains 149 countries which all are IMF members. The data is taken from (IMF) databases. In particular, we use the IMF's Fiscal Monitor (2021a), IMF Policy-Responses-to-COVID-19 (2021b) and IMF World Economic Outlook (2021c) databases.

In the empirical models, we subdivide the countries according to major fiscal and political categories. The subcategories we use in the study are given as follows; countries with an explicit fiscal rule, countries with no explicit fiscal rule, countries which have an unitary political system, countries which have a federal political system, countries which have a coalition government, countries which have a majority government. The clustering in each subcategory is made by the related data sample sub periods. The classification for fiscal rules has been composed based on records from IMF Fiscal Affairs Department, Fiscal Monitor (2021) and on country-specific official statistical databases.

To discuss the crisis impact on the fiscal stance of the economies, we identify certain macroeconomic variables, which play a key role in macroeconomic performance measure. These variables are namely the GDP, output gap, total investments, gross national savings, inflation, gross government debt, current account balance and volume of exports (See Table 7 in Appendix for detailed description).

In Figure 1, we show the average values of the selected variables for each of the subcategories. The figure compares pre-COVID-19 period values with COVID-19 period values, whenever the data is available. Once we look at the descriptive statistics (Table 1), we see a deterioration in value for nearly all the variables after the outbreak of the COVID-19-Crisis. The most severe impact can be observed for GDP growth and the output gap, which is determined as the potential GDP level compared to the realized GDP outcome. Another very important impact can be observed for the government debt; here, we see that on average, the government debts increased from 52% of GDP to 69% of GDP. This observation suggests that the impact of the COVID-19-Crisis was significantly high and challenged the countries in financial means and made the economies prone in terms of fiscal stability.



**Figure 1. Model Variables**

**Source:** Average values are calculated for each subgroup of countries based on IMF data for the pre-COVID-19 and COVID-19 crisis periods.

Further, we can see in the summary statistics, that the standard deviation for GDP and exports increase very much (See Table 1). This suggests that economies are significantly differently affected, concerning their economic performance during the COVID-19-Crisis.

**Table 1. Descriptive Statistics**

<b>Pre-COVID-19 Period</b>				
<b>Variables</b>	<b>Mean</b>	<b>Std. Dev.</b>	<b>Kurtosis</b>	<b>Skewness</b>
GDP	3.291492	6.361887	128.1055	3.137871
Output Gap	-1.377342	3.021735	6.414859	-2.091972
Investment	25.13537	19.43374	170.9361	11.65425
Gross National Savings	21.22086	10.84581	1.090734	0.2118448
Consumer Prices	70.86345	70.86345	1107.414	32.60573
Government Gross Debt	52.4769	34.70699	5.753094	1.895981
Government Revenue	28.061	28.061	0.12663	0.63004
Current Account Balance	-2.868067	9.742911	8.308998	-0.9907
Volume Exports	4.508899	12.86404	68.48627	4.305997
<b>COVID-19 Period</b>				
<b>Variables</b>	<b>Mean</b>	<b>Std. Dev.</b>	<b>Kurtosis</b>	<b>Skewness</b>
GDP	-0,14088	10.3174	90.07417	6.04873
Output Gap	-2,9287	1.875	1.6286	-1.18377
Investment	24,7350	22.7936	177.3276	12.4238
Gross National Savings	19,85083	10.1387	0,4877	-0.39230
Consumer Prices	35,1619	350.9839	204.8236	13.9268
Government Gross Debt	69,136	41.01951	7.7755	2.222
Government Revenue	27,124	12,176	-0,374	0,518
Current Account Balance	-3,2159	8.7662	15.788	-2.6318
Volume Exports	-1.8593	24.173	68.1374	5.562919

In Table 2 we apply the Dickey-Fuller test for the logarithmic differences of the variables to test for autocorrelation. As the results suggest, the data does not show autocorrelation in percentage change format.

**Table 2. Augmented Dickey-Fuller Test for Autocorrelation**

	<b>Dickey-Fuller</b>	<b>p-Value</b>
GDP	-23.6485	0,01
GNS	-5.0794	0,01
Volume Exports	-28.2291	0,01
CAB	-15.4129	0,01
Government Gross Debt	-4.3157	0,01
Government Revenue	-3.6777	0,01

**Note:** Null hypothesis is autocorrelation; a lower p-value than 0.05, indicates no autocorrelation for a significance level of 95%.

### 3.2. Model Selection Framework

We make use of machine learning models, to identify the most important explanatory variables from our data sample. The following algorithm is used to apply the model selection specifications (See James et al., 2021). To perform best subset selection, we fit a separate least squares regression for each possible combination of the  $n$  predictors. That is, we fit all  $n$  models that contain exactly one predictor, all  $t^2 = t(t - 1)/2$  models that contain exactly two predictors,

and so forth. We then look at all the resulting models, with the goal of identifying the one that is best. The three-stage process of performing best subset selection includes:

In step 1 we let  $M_0$  represent the null model, which contains no predictors. This model simply predicts the sample mean for each observation.

In step 2 we fit all  $(t_k)$  models that have exactly  $k$  predictors ( $k = 1, 2, \dots, t$ ). We choose the best among these  $(t_k)$  models and call it  $M_k$ . The smallest RSS or the largest  $R^2$  indicates the best model.

In step 3, we choose a single best model from among  $M_0, \dots, M_p$  using cross-validated prediction error, AIC, BIC, or adjusted  $R^2$ .

As dependent variables, we use the following variables, general government gross debt, general government revenue and gross national savings. In Panel A and Panel B from Table 8 in the Appendix we identified the best model for a given number of 9 predictors, where the best model is quantified using sum of squared residuals (RSS). In Panel C from Table 8 in the Appendix the predictor number is limited to 5, since no significant result were achieved for further specifications. To achieve consistency throughout the cross-sectional regression models in Section 4.2., we apply the best 4 or 5 identified predictors in those models below.

### 3.3. Cross-Sectional Regression Model Framework

In our study we implement cross-sectional data models to assess whether the identified factors from Section 3.2. have an impact on economic performance.<sup>1</sup> According to the statistical properties of the data, we will choose the best fitted ones among the models for data implementation. At first, we apply a pooling data specification in equation (1).

$$y_{i,t} = \mathbf{x}'_{i,t}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}'_i\boldsymbol{\alpha} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

where,  $y_{it}$  is the dependent variable observed for individual  $i$  at time  $t$ ,  $X_{it}$  is the time-variant  $k$  (the number of independent variables) regressor vector,  $\boldsymbol{\beta}$  is the  $k \times 1$  matrix of parameters,  $\mathbf{z}_i\boldsymbol{\alpha}_i$  is the unobserved time-invariant heterogeneity or individual effect,  $\mathbf{z}_i$  constant term individual and group specific variables, i.e., institutional factors for countries,  $\epsilon_{it}$  is the error term. A pooled regression is given, if  $\mathbf{z}_i$  is only a constant term for all groups. Then OLS provides consistent and efficient estimates of the common  $\boldsymbol{\alpha}$  intercept with the slope vector  $\boldsymbol{\beta}$ .

A further model which we test is the fixed effect model. The formal representation is given in the equations (2) – (4).

$$y_{i,t} = \mathbf{x}'_{i,t}\boldsymbol{\beta} + c_i + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

where,

$$\mathbf{c}_i = \mathbf{z}'_i\boldsymbol{\alpha} \text{ with } E[c_i|\mathbf{X}_i] = h(\mathbf{X}_i)$$

$$y_{i,t} = \mathbf{x}'_{i,t}\boldsymbol{\beta} + h(\mathbf{X}_i) + \epsilon_{i,t} + [c_i - h(\mathbf{X}_i)] \quad (3)$$

$$y_{i,t} = \mathbf{x}'_{i,t}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \epsilon_{i,t} + u_i \quad (4)$$

---

<sup>1</sup> We follow the illustration of general cross-sectional data methods as described by Greene (2012) in the related chapter 11.



where,  $\alpha_i$  is the unobserved time-invariant individual effect, i.e., institutional factors for countries,  $\epsilon_{i,t}$  is the error term,  $u_i$ , builds the group-specific effect. Unlike  $x_{i,t}$ ,  $\alpha_i$  cannot be directly observed. The fixed effects model allows  $\alpha_i$  to be correlated with the regressor matrix  $x_{i,t}$ . Fixed effects imply that the differences across groups can be captured in the constant term. Thus, heterogeneity across groups can be captured as differences in the constant term. Each  $\alpha_i$  is treated as an unknown parameter to be estimated.

Finally, we test for application of a random effect model as in equation (5).

$$y_{i,t} = x'_{i,t}\beta + (\alpha + u_i) + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

In contrast to the fixed effect model, the random effect model assumes that the unobserved  $\alpha$  is independent of  $X_{it}$  for all  $t = 1, \dots, T$ . The assumption of strict exogeneity with respect to the idiosyncratic error term  $u_{it}$  is still required, which constitutes a group-specific random effect.

The models are tested for serial correlation and heteroskedasticity. We use the Hausman test to distinguish between fixed or random effects. If we reject the fixed effects, then we test for random effects by the help of Breusch-Pagan Lagrange multiplier (LM). Here, we check if there is any difference in the variances across the country groups. If there is no difference in variances given, we use a pooling model equivalent to linear regression OLS.<sup>2</sup>

## 4. Results

### 4.1. Findings for Model Selection Specifications

The results for the model selection specifications in Table 8 in the Appendix show the most relevant variables in explaining the dependent variables. We model three dependent variables namely gross government debt, gross national savings, and gross revenue to understand the fiscal conditions in the economies.

The results, as indicated in Table 8 in the Appendix, reveal that GDP, investments, national savings, current account balance, and inflation are among the most important variables in explaining the gross debt. Concerning national savings, we can see that investment, current account balance, exports, GDP, and government expenditure are the most important explanatory variables.

For the model results related to gross government revenue, we can see that GDP, investment, volume of exports and current balance are the most important variables. Here we restrict the covariate sets to keep the model specifications consistent and comparable throughout all model specifications. Since revenue, debt and savings are relatively close to each other, the models could become biased due to the high correlation in positive as well as in negative terms. Regarding this situation, we consider leaving them out and restricting the model with the described independent variables to explain the gross government revenue.

---

<sup>2</sup> Due to the multicollinearity test results in Table 3, we exclude the investment variable from all regression models, because it created multicollinearity issues in the models.

#### 4.2. Findings for Cross-Sectional Data Models

Based on the selection model results from Section 4.1., we identify GDP, gross national savings, volume of exports and current account balance as the best predictors, which are explaining each of the dependent variables. For all countries we apply the cross-sectional data models in equations (6) – (8) to evaluate the determinants of fiscal stance of each economy.

$$\text{Gross government debt}_{i,t} = \beta_1 \text{GDP}_{i,t} + \beta_2 \text{Gross national savings}_{i,t} + \beta_3 \text{Volume export}_{i,t} + \beta_4 \text{Current account balance}_{i,t} + \text{COVID} - 19 \text{ Dummy} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$\text{Gross government revenue}_{i,t} = \beta_1 \text{GDP}_{i,t} + \beta_2 \text{Volume export}_{i,t} + \beta_3 \text{Current account balance}_{i,t} + \text{COVID} - 19 \text{ Dummy} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$\text{Gross national savings}_{i,t} = \beta_1 \text{GDP}_{i,t} + \beta_2 \text{Volume export}_{i,t} + \beta_3 \text{Current account balance}_{i,t} + \text{COVID} - 19 \text{ Dummy} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

To achieve stationarity in our analysis, we use logarithmic changes for transforming the time series variables in our analysis. We apply the VIF-test to determine whether there are multicollinearity issues in the regression models (See Table 3).

**Table 3. VIF Test**

	<b>GDP</b>	<b>GNS</b>	<b>Vol. Exp.</b>	<b>CAB</b>	<b>Dummy</b>
<b>Total</b>					
Government Gross Debt	1.715	1.656	1.472	1.536	1.155
Government Revenue	2.348		2.265	1.043	1.041
GNS	1.594		1.457	1.006	1.150
<b>Fiscal Rule</b>					
Government Gross Debt	1.793	1.501	1.594	1.466341	1.162
Government Revenue	1.665		1.578	1.023	1.158
GNS	1.659		1.577	1.019	1.154
<b>No Fiscal Rule</b>					
Government Gross Debt	1.693	1.741	1.428	1.583	1.159
Government Revenue	1.793		1.594	1.466	1.161
GNS	1.594		1.457	1.006	1.150
<b>Unitary</b>					
Government Gross Debt	1.693	1.641	1.469	1.538	1.163
Government Revenue	1.607		1.461	1.002	1.164
GNS	1.596		1.461	1.005	1.157
<b>Federal</b>					
Government Gross Debt	1.867	1.611	1.509	1.317	1.087
Government Revenue	1.639		1.575	1.015	1.093
GNS	1.659		1.577	1.019	1.154
<b>Coalition</b>					
Government Gross Debt	1.808	1.361	1.543	1.289	1.184
Government Revenue	1.934		1.716	1.124	1.023
GNS	1.690		1.518	1.051	1.175
<b>Majority</b>					
Government Gross Debt	1.702	1.559	1.453	1.466	1.155
Government Revenue	1.581		1.466	1.009	1.154
GNS	1.555		1.439	1.007	1.153

**Note:** Abbreviations are used as follows. GDP, gross domestic product, GNS, gross national savings, Vol. Exp., volume of exports, CAB, current account balance. The coefficients indicate criteria for multicollinearity in the models. The critical threshold value is 3, any coefficient value above 3 indicates multicollinearity problems in the regression model.

The test results coefficients are below the critical threshold values, thus indicating no significant multicollinearity problems. We apply the Hausman test to identify random or fixed effects in the models. The related results are presented below in Tables 6 – 8. All models have significant F-statistics, which indicates that the selected variables in the model are significant on overall. Concerning the goodness of fit,  $R^2$  for the government revenue regression model specifications are relatively lower than for other models in all subsets.

#### 4.2.1. Gross Government Debt

The results for government gross debt are given as follows. For the total regression specification, where all the countries in the data sample are included, the national savings variable has a negative significant impact on gross debt (See Table 4). Concerning the subsets of countries where fiscal rules exist, we can observe that volume of exports and current account balance, and the COVID-19 dummy variables have significantly positive effects on gross debts. National savings have a significantly negative effects on gross debt. On the contrary, if there is no fiscal rule in the country, we can see similar the effects mentioned for the earlier case with fiscal rules, except for exports and current account balance (See Table 4). Current account balance has a negative effect on gross debt in the case for no fiscal rule subset. The decreasing effects of national savings have an importantly higher magnitude for the case of fiscal rule subset.

**Table 4. Model Results for Total Sample, Fiscal Rule and No Fiscal Rule Subsets**

	Total Regression			Fiscal Rule			No Fiscal Rule		
	Gov. Gross Debt	Gov. Revenue	GNS	Gov. Gross Debt	Gov. Revenue	GNS	Gov. Gross Debt	Gov. Revenue	GNS
GDP	-0.4305** (0.0035)	0.1298** (0.005645)	0.2858*** (0.000)	-0.4059** (0.000)	0.1572** (0.0561)	0.2538*** (0.0559)	-0.4341* (0.2039)	0.1036* (0.0573)	0.2858*** (0.0559)
GNS	-0.78009** (0.0022)			-0.9256*** (0.00044)			-0.6045*** (0.147)		
Vol. Exp.	0.06207 (0.1449)	-0.0350*** (0.0006)	-0.0354** (0.000)	0.0922* (0.0564)	-0.03576** (0.01116)	-0.0309** (0.011)	0.0025 (0.0567)	-0.0255 (0.0160)	-0.0354** (0.0110)
CAB	0.004175 (0.9771)	0.093372* (0.01637)	0.470*** (0.0000)	0.3875* (0.0661)	0.04921 (0.05443)	0.542*** (0.0531)	-0.2316* (0.1158)	0.1080* (0.0505)	0.4702*** (0.0531)
Covid-19 Dummy	14.0444*** (0.000)	-0.9161*** (0.00039)	-0.3115 (0.375)	12.66*** (0.000)	-0.1076 (0.3543)	0.2935 (0.2935)	16.992*** (1.7683)	-2.0725*** (0.000)	-0.3115 (0.3511)
Constant				77.13*** (0.000)	29.53*** (0.666)		60.408*** (4.5731)	25.3546*** (1.5929)	
R <sup>2</sup>	0.31	0.10236	0.3957	0.30828	0.05031	0.3282	0.2969	0.1274	0.3957
Adjusted R <sup>2</sup>	0.23	0.0093418	0.33301	0.30454	0.0462	0.2572	0.29024	0.1213	0.3330
F statistic	30.89*** n = 138, T = 7-11, N = 1498	7.60*** n = 143, T = 7-11, N = 1556	37.40*** n = 138, T = 7-11, N = 1499	146.78*** n = 86, T = 7-11, N = 931	14.55*** n = 87, T = 7-11, N = 942	40.49*** n = 86, T = 7-11, N = 932	222.92*** n = 49, T = 7-11, N = 534	29.95*** n = 53, T = 10-11, N = 581	37.40*** n = 138, T = 7-11, N = 1499
Model Estimator	Fixed effects	Fixed effects	Fixed effects	Random effects	Random effects	Fixed effects	Random effects	Random effects	Fixed effects

Note: See Table 6.

Next, we look at the differences between the political system in the country, namely, the unitary and the federal system (See Table 5). We cannot identify any significant effects in the case of federal countries, except for the COVID-19 dummy variable. The effect of the COVID-19 variable is significantly positive and high in magnitude. In the case of unitary countries, we observe the following effects. The results indicate that the effects of GDP and national savings

are significantly negative, and the effect of COVID-19 variable is significantly positive and relatively highly affecting gross debt.

Considering the government style, we can see that for coalition governments, GDP and national savings have negative effects on the gross government debt. The COVID-19 dummy variable has again a significantly strong positive effect on gross government debt. In the case of countries governed by majority governments, we observe negative significant effect of GDP on gross debt of the country (See Table 8). The COVID-19 variable is again positively affecting the government debt.

#### 4.2.2. Government Revenue

The model results for government revenue as dependent variable are given as follows. We can see positive and highly significant effects of GDP and current account balance on government revenue for the total set of the countries. The effects of exports and the COVID-19 dummy variable are significant and negative. For countries with a fiscal rule, the exports variable is again highly significant and negative, the effect of GDP is significant and positive. There is no effect of the COVID-19 dummy variable. In the reverse case, for countries with no fiscal rule we can see positive and significant effect for GDP and current account balance. The effect on the COVID-19 dummy variable is negative on government revenue (See Table 4).

Considering the political system in the country, we can observe significant effects for unitary and federal countries; we see that GDP and current account variables have a significant positive effect on government revenue. The effect of exports is significantly negative for both country subgroups. The effect of the COVID-19 dummy variable is significant and negative for unitary countries, whereas the effect of the COVID-19 variable is not significant for the federal countries (See Table 5).

**Table 5. Model Results for Unitary and Federal Subsets**

	Unitary			Federal		
	Gov. Gross Debt	Gov. Revenue	GNS	Gov. Gross Debt	Gov. Revenue	GNS
GDP	-0.5363*** (0.1465)	0.1066** (0.0351)	0.2513*** (0.0434)	0.6703 (0.5627)	0.494** (0.1539)	0.552* (0.328)
GNS	-0.699** (0.2192)			-1.3791 (1.0969)		
Vol. Exp.	0.0646 (0.0449)	-0.0291** (0.0101)	-0.0260** (0.0091)	0.05717 (0.1240)	-0.0831*** (0.0183)	-0.1176* (0.0618)
CAB	0.0353 (0.8092)	0.0855* (0.0394)	0.4554*** (0.05312)	-1.199 (1.188)	0.3756*** (0.1060)	0.6051*** (0.1539)
Covid-19 Dummy	13.036*** (1.2947)	-0.9186** (0.2833)	-0.4128 (0.3716)	20.435*** (4.917)	-0.1788 (0.4237)	0.3762 (0.924)
Constant					28.46** (3.164)	
R <sup>2</sup>	0.308	0.0844	0.391	0.374	0.458	0.359
Adjusted R <sup>2</sup>	0.234	-0.01087	0.327	0.292	0.446	0.279
F statistic	36.3592*** n = 118, T = 7-11, N = 1282	5.81068*** n = 123, T = 7-11, N = 1337	41.0795*** n = 118, T = 7-11, N = 1283	24.3525*** n = 17, T = 7-11, N = 183	51.8271*** n = 17, T = 10-11, N = 186	15.6662*** n = 17, T = 7-11, N = 183
Model Est.	Fixed effects	Fixed effects	Fixed effects	Fixed effects	Fixed effects	Fixed effects

Note: See Table 6.

Considering the government style in the country with a coalition government, we see that the effect of GDP is significantly positive; the effects of the exports and the COVID-19 variables are significantly negative. For countries governed by a majority government, we observe positive effects of GDP and current account balance; exports have a slight negative effect on the government revenue. The coefficient for the COVID-19 variable is insignificant for the majority subgroup (See Table 6).

### 4.2.3. Gross National Savings

The findings for the cross-sectional data models, which are using gross national savings as a dependent variable, are given as follows. We can observe that for each of the country groups, throughout all specifications, GDP and current account balance variables are positive and highly significant; and that the exports variable has significantly negative effects on national savings. The COVID-19 variable does not show any significant effect in any model specification on the national savings. The positive effect of GDP is strongest for countries with a federal political system and for countries with a majority government (See Tables 4 - 6).

**Table 6. Model Results for Coalition and Majority Subsets**

	Coalition			Majority		
	Gov. Gross Debt	Gov. Revenue	GNS	Gov. Gross Debt	Gov. Revenue	GNS
GDP	-0.3465* (0.1952)	0.1025** (0.0362)	0.2881*** (0.0743)	-0.562** (0.1964)	0.255** (0.085888)	0.322*** (0.0387)
GNS	-1.189*** (0.3019)			-0.342 (0.278)		
Vol. Exp.	0.0533 (0.0670)	-0.0312* (0.0177)	-0.0495** (0.0174)	0.0483 (0.059)	-0.0355** (0.012)	-0.0328** (0.012)
CAB	0.006103 (0.1653)	0.0292 (0.0409)	0.3598*** (0.3598)	0.0619 (0.1912)	0.105* (0.0482)	0.484*** (0.0257)
Covid-19 Dummy	11.808*** (1.722)	-0.7425* (0.3836)	-0.0183 (0.4604)	14.85*** (1.609)	-0.0593 (0.334)	-0.2903 (0.345)
Constant	85.31*** (9.057)	33.127*** (1.583)		60.23*** (7.37)	24.42*** (1.279)	19.836*** (0.7368)
R <sup>2</sup>	0.356	0.052	0.262	0.294	0.137	0.359
Adjusted R <sup>2</sup>	0.351	0.0458	0.182	0.289	0.133	0.356
F statistic	222.944***	62.195***	48.1212***	100.191***	12.3522***	428.599***
Observations	n = 52, T = 7-11, N = 566	n = 55, T = 7-11, N = 599	n = 52, T = 7-11, N = 567	n = 70, T = 7-11, N = 756	n = 71, T = 7-11, N = 770	n = 70, T = 7-11, N = 756
Model Estimator	Random effects	Random effects	Random effects	Random effects	Random effects	Random effects

**Note:** Abbreviations are used as follows. GDP, gross domestic product, GNS, gross national savings, Vol Exp, volume of exports, CAB, current account balance. In observations row, n, indicates number of countries (cross-section), T, indicates the time dimension, N, indicates the overall number of observations. Numbers in brackets indicate standard errors. Significance probability levels are indicated as follows, \* for  $p < 0.10$ , \*\* for  $p < 0.05$ , \*\*\* for  $p < 0.01$ .

## 5. Conclusion and Discussion

In this study we analyze the effectiveness of institutional and political frameworks, such as fiscal rule frameworks during the COVID-19 period by empirically testing alternative subgroups of countries regarding their ability to achieve fiscal balance. Our study confirms the results of Davoodi et al. (2022); during the COVID-19 period massive deviations from debt and deficit limits took place due to unprecedented fiscal measures.

Among the explanatory variables GDP and national savings are effective in debt reduction for almost all subgroups of the countries. Similarly, GDP is effective in increasing the national savings in the pre-COVID-19 period. In line with the economic theory, it can be observed that growth in GDP affects gross debt negatively, government revenue positively, and national savings positively for all subsets, except for the federal subset. The effect on government revenue for the fiscal subset is higher than for no fiscal rule.

The national savings variable has a negative and significant effect on gross debt in all subset models except for the federal subset. The effect of national savings is higher in size for the fiscal rule subset than for the no fiscal rule subset. The current account balance variable gives positive results for nearly all subset models, except for the federal gross debt regression in nearly all subset models. There is also no effect of the current account balance for the government revenue regression models in the subset of fiscal rule and coalition. We can only observe a significant and negative effect of current account balance on gross debt for the no fiscal rule subset.

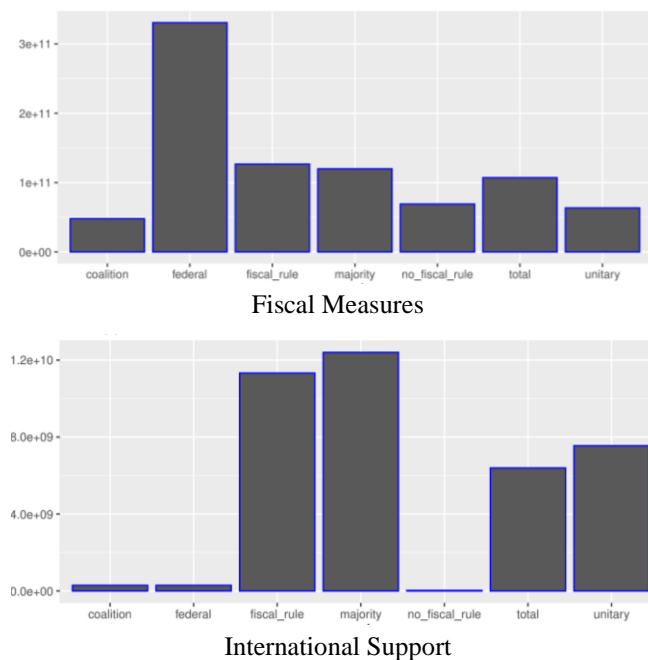
We include a dummy variable which accounts for the effects in the COVID-19 period. In almost all the subgroup models, we observe that the COVID-19 period has a positive effect on gross government debt and a negative one on government revenue, except for federal countries and countries with a fiscal rule and a majority government. For federal and no fiscal rule subsets the coefficient of the COVID-19 variable on gross debt is slightly higher. This result seems to be reasonably in line with the economic theory. For all subsets the effect of the COVID-19 variable is not significant in the national savings regression models.

In Figure 2 we can see the fiscal measures against the COVID-19 harmful effects undertaken by the countries in each related subgroup on average during the COVID-19 period. The values are expressed in current USD currency units. Further, the international support which was received during the COVID-19 period on average by the countries in each of the subgroups are presented in current USD currency units. We can observe that the countries in the federal subgroup have undertaken the highest fiscal measures, followed by the fiscal rule and the majority subgroups. Countries in the majority subgroup received the highest international support followed by the fiscal rule and the unitary subgroups. These observations suggest some additional explanations to the empirical models. In the federal subgroup regression, the explanatory variables are unable to reduce the effect on debt. This condition may be explained by the high amount of fiscal measures which were undertaken to deal with the economic problems during the COVID-19-Crisis. The same pattern can be observed for the majority subgroup. Again, we can see a low significance of the explanatory variables, and at the same time, a high amount of fiscal measures and international support during the COVID-19 period.

In periods where the economy expands, more resources are available to use them for allocation, therefore, fiscal rules work as an automatic stabilizer for the economy. During periods when the economy enjoys stable growth, these newly generated resources can be used to manage

debt and other fiscal imbalances. In periods with lower aggregate income, these rules lose most of their effectiveness to deal with the fiscal issues. Concerning the effectiveness of fiscal rules, Blanchard et al. (2021) contemplates the need for a reform in the European fiscal rules to overcome complexities and inefficiencies. Fiscal rule implementations, targeting public expenditure along with tax revenues, should help to find remedy for potential output, structural balance, and fiscal stimulus. These policies should be implemented in coordination with the ECB's monetary policies. In line with the opinion above, Beetsma (2022) advocates a reform for the fiscal rules of the EU. Concerning debt reduction and expenditure targets, the appliance should take place on individual country basis. He argues that the COVID-19 case could help to enhance the fiscal rule framework, such as fostering a bailout clause for countries which do not meet debt-to-GDP ratios.

During the COVID-19 period it is harder for economies to obtain a GDP growth in general, because obviously demand-side consumption effects dampened the growth. Having said that, we can see that on average, nearly all country categories maintained their pre-crisis investment size (See Figure 1). The investment amount needs to cater for a higher burden of government expenses. Unsurprisingly, investment, even though still positive, cannot ensure a positive overall growth in the COVID-19 period.



**Figure 2. Fiscal Measures and International Support during COVID-19 period.**

However, Barkema et al. (2020) claim that output gap estimates are not accurate due to the COVID-19-Crisis. Thus, it is more difficult to give a policy advice. Similarly, on average, national savings for all subgroups fall during COVID-19 period, therefore again, this variable cannot contribute to lower the size of government debt (See Figure 1). In Figure 1, we observe that fiscally ruled countries had less severe current account deficit on average than countries without a fiscal rule. However, gross debt has been higher for economies with fiscal rules than for absence of fiscal rules in the COVID-19-Crisis period. Hutchison (2020) argues that the countries with fiscal rules had a better fiscal stance, and thus were in better position to provide large fiscal actions

to support the economy. We can support this described fact, economies with fiscal rules have implemented by far the highest amount of fiscal measures (See Figure 1) on average per country during the COVID-19 period. In the case of absence of fiscal rules, we can observe that the size of fiscal measures was much less than average. Gomez-Gonzalez et al. (2022) point out that countries, implementing fiscal rules, are perceived as less risky by international investors and their governments pay lower yield differentials than otherwise identical countries in which fiscal rules have not been implemented. To this extend, fiscal rule relaxations should be only temporary, and countries should return to their implementation soon after the economic emergency ends.

Conclusively, we would propose adaptive fiscal rules, which motivate fiscal authorities to maintain fiscal balance in long debt and annual budget and enforce them to build up fiscal revenue and reserves, but which can also react to crisis periods, such as to unforeseen pandemic and nature disasters, by allowing for flexibility in their criteria and their targets. Further research could work out the detailed specifications and mechanisms of an improved rule-based adaptive fiscal framework which can effectively react to unexpected crisis.

**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**

There are three authors of this paper. 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

- Aizenman, J. and Marion, N. (2011). Using inflation to erode the US public debt. *Journal of Macroeconomics*, 33(4), 524-541. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2011.09.001>
- Akanbi, O.A. (2015). Fiscal policy and current account in an oil-rich economy: The case of Nigeria. *Empirical Economics*, 48(4), 1563-1585. <https://doi.org/10.1007/s00181-014-0838-2>
- Alesina, A. and Perotti, R. (1999). *Budget deficits and budget institutions* (NBER Working Paper 5556). Retrieved from <https://www.nber.org/system/files/chapters/c8021/c8021.pdf>
- Ali Abbas, S.M., Belhocine, N., El-Ganainy, A. and Horton, M. (2011). Historical patterns and dynamics of public debt—evidence from a new database. *IMF Economic Review*, 59(4), 717-742. <https://doi.org/10.1057/imfer.2011.24>
- Banday, U.J. and Aneja, R. (2019). Twin deficit hypothesis and reverse causality: A case study of China. *Palgrave Communications*, 5(1), 93. <https://doi.org/10.1057/s41599-019-0304-z>
- Barkema, J., Gudmundsson, T. and Mrkaic, M. (2020). *What do we talk about when we talk about output gaps?* (SSRN Working Paper No. 3758093). Retrieved from [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3758093](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3758093)
- Barro, R.J. (1979). On the determination of the public debt. *Journal of Political Economy*, 87(5-1), 940-971. <https://doi.org/10.1086/260807>
- Barro, R.J. (1989). The Ricardian approach to budget deficits. *Journal of Economic Perspectives*, 3(2), 37-54. <https://doi.org/10.1257/jep.3.2.37>
- Beetsma, R. (2022). The economics of fiscal rules and debt sustainability. *Intereconomics*, 57(1), 11-15. <https://doi.org/10.1007/s10272-022-1021-1>
- Blanchard, O., Leandro, A. and Zettelmeyer, J. (2021). Redesigning EU fiscal rules: From rules to standards. *Economic Policy*, 36(106), 195-236. <https://doi.org/10.1093/epolic/eiab003>
- Bohn, H. (1998). The behavior of US public debt and deficits. *Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 949-963. <https://doi.org/10.1162/003355398555793>
- Briceño, H.R. and Perote, J. (2020). Determinants of the public debt in the Eurozone and its sustainability amid the Covid-19 pandemic. *Sustainability*, 12(16), 6456. <https://doi.org/10.3390/su12166456>
- Burger, P. and Marinkov, M. (2012). Fiscal rules and regime-dependent fiscal reaction functions: The South African case. *OECD Journal on Budgeting*, 12(1), 1-29. <https://dx.doi.org/10.1787/16812336>
- Buti, M. and Giudice, G. (2002). Maastricht's fiscal rules at ten: an assessment. *JCMS: Journal of Common Market Studies*, 40(5), 823-848. <https://doi.org/10.1111/1468-5965.00399>
- Cicccone, R. (2013). Public debt and aggregate demand: Some unconventional analytics. In E.S. Levrero, A. Palumbo and A. Stirati (Eds.), *Sraffa and the reconstruction of economic theory: Volume two* (pp. 15-43). London: Palgrave Macmillan.
- Davoodi, H.R., Elger, P., Fotiou, A., Garcia-Macia, D., Han, X., Lagerborg, A., Lam, W.R. and Medas, P. (2022). *Fiscal rules and fiscal councils* (IMF Working Paper No. WP/22/11). Retrieved from <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/001/2022/011/001.2022.issue-011-en.xml>
- Drazen, A. (2004). Fiscal rules from a political economy perspective. In G. Kopits (Ed.), *Rules-based fiscal policy in emerging markets* (pp. 15-29). London: Palgrave Macmillan.
- Eichengreen, B., El-Ganainy, A., Esteves, R. and Mitchener, K.J. (2019). *Public debt through the ages* (NBER Working Paper No. 25494). Retrieved from <https://www.nber.org/papers/w25494>
- Gomez-Gonzalez, J.E., Valencia, O.M. and Sánchez, G.A. (2022). How fiscal rules can reduce sovereign debt default risk. *Emerging Markets Review*, 50, 100839. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2021.100839>
- Greene, W.H. (2012). *Econometric analysis* (7. Ed.). Boston: Pearson International Edition.

- Hutchison, M.M. (2020). The global pandemic, policy space and fiscal rules to achieve stronger stabilization policies. *Seoul Journal of Economics*, 33(3), 309-331. <https://doi.org/10.22904/sje.2020.33.3.003>
- IMF. (2021a). *Fiscal monitor 2021* [Dataset]. Retrieved from <https://www.imf.org/external/datamapper/datasets/FM>
- IMF. (2021b). *Policy responses to COVID-19* [Dataset]. Retrieved from <https://www.imf.org/en/Topics/imf-and-covid19/Policy-Responses-to-COVID-19>
- IMF. (2021c). *World economic outlook database 2021* [Dataset]. Retrieved from <https://www.imf.org/en/Publications/WEO>
- James, G., Witten, D., Hastie, T. and Tibshirani, R. (2021). *An introduction to statistical learning* (2. Ed.). New York: Springer.
- Kayhan, S., Bayat, T. and Yüzbaşı, B. (2013). Government expenditures and trade deficits in Turkey: Time domain and frequency domain analyses. *Economic Modelling*, 35, 153-158. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2013.06.022>
- Kell, M. (2001). *An assessment of fiscal rules in the United Kingdom* (IMF Working Paper No. WP/01/91). Retrieved from <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2001/wp0191.pdf>
- Kopits, M.G. and Symansky, M.S.A. (1998). *Fiscal policy rules* (1. Ed.). International Monetary Fund.
- Ostry, M.J.D., Ghosh, M.A.R. and Espinoza, M.R.A. (2015). *When should public debt be reduced?* (IMF Staff Discussion Notes, SDN/15/10). <https://doi.org/10.5089/9781498379205.006>
- Roth, C., Settele, S. and Wohlfart, J. (2022). Beliefs about public debt and the demand for government spending. *Journal of Econometrics*, 231(1), 165-187. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.09.011>
- Siebrits, F.K. and Calitz, E. (2004). Should South Africa adopt numerical fiscal rules? *South African Journal of Economics*, 72(4), 759-783. <https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.2004.tb00133.x>
- Stalder, I. (1992). *Staatsverschuldung aus der Sicht der neuen politischen Ökonomie* (2. Ed.). Nürnberg: Forum Finanzwissenschaften.
- Tanner, E. (2004). Fiscal rules and countercyclical policy: Frank Ramsey meets Gramm–Rudman–Hollings. *Journal of Policy Modeling*, 26(6), 719-731. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2004.04.015>
- Von Weizsäcker, C.C. (2014). Public debt and price stability. *German Economic Review*, 15(1), 42-61. <https://doi.org/10.1111/geer.12030>
- Woo, J. and Kumar, M.S. (2015). Public debt and growth. *Economica*, 82(328), 705-739. <https://doi.org/10.1111/ecca.12138>

**Appendix**

**Table 7. Description of the selected variables**

Variables	Explanations	Source and Data Frequency
GDP	1. Gross domestic product is expressed in constant prices. The base year is country-specifically chosen. An expenditure-based approach is used to calculate the GDP.	IMF, World Economic Outlook Database 2011 – 2021 Annual
Output Gap	2. Output gap is expressed as actual GDP less potential GDP as a percent of potential GDP. Estimates of output gaps are subject to a significant margin of uncertainty.	IMF, World Economic Outlook Database 2011 – 2021 Annual
Total Investment	3. Total investment are expressed as a ratio of total investment in current local currency and GDP in current local currency. Investment or gross capital formation is measured by the total value of the gross fixed capital formation and changes in inventories and acquisitions less disposals of valuables for a unit or sector. Percent of GDP	IMF, World Economic Outlook Database 2011 – 2021 Annual
Gross National Savings	4. Gross national savings Expressed as a ratio of gross national savings in current local currency and GDP in current local currency. Gross national savings is gross disposable income less final consumption expenditure after taking account of an adjustment for pension funds. Percent of GDP	IMF, World Economic Outlook Database 2011 – 2021 Annual
Inflation - Consumer Prices	5. Inflation, end of period consumer prices Expressed in end of the period, A consumer price index (CPI) measures changes in the prices of goods and services that households consume. Percentage points.	IMF, World Economic Outlook Database 2011 – 2021 Annual
Government Gross Debt	6. General government gross debt Gross debt consists of all liabilities that require payment or payments of interest and/or principal by the debtor to the creditor at a date or dates in the future. Percent of GDP	IMF, World Economic Outlook Database 2011 – 2021 Annual
Current Account Balance	7. Current account balance Current account is all transactions other than those in financial and capital items. The major classifications are goods and services, income and current transfers. Percent of GDP	IMF, World Economic Outlook Database 2011 – 2021 Annual
General Government Revenue	8. Revenue consists of taxes, social contributions, grants receivable, and other revenue. Percent of GDP.	IMF, World Economic Outlook Database 2011 – 2021 Annual
Volume Exports	9. Volume of exports of goods and services Percent change of volume of exports refers to the aggregate change in the quantities of total exports whose characteristics are unchanged. Quantity based percent change.	IMF, World Economic Outlook Database 2011 – 2021 Annual
Fiscal Measures	10. Fiscal measure: Record monetary value USD of fiscal stimuli, including spending or tax cuts.	IMF COVID-19 Tracker 2020 – 2021, Annual
International Support	11. International Support: Announced offers of COVID-19 related aid spending to other countries USD Record monetary value announced if additional to previously announced spending.	IMF COVID-19 Tracker 2020 – 2021, Annual

**Note:** The presented data variables and the description are taken from the related IMF databases (2021) for the data sample period 2011-2021 based on an annual data frequency.

**Table 8. Model Selection Specifications**

<b>Panel A: Government Debt as Dependent Variable</b>									
<b>Model for Government Debt</b>	<b>GDP</b>	<b>Investment</b>	<b>Volume Exports</b>	<b>Current Account Balance</b>	<b>Output Gap</b>	<b>National Savings</b>	<b>Inflation</b>	<b>Unemployment</b>	<b>Government Expenditure</b>
1		•							
2		•					•		
3	•					•	•		
4	•			•		•	•		
5	•	•		•		•	•		
6	•	•		•	•	•	•		
7	•	•	•	•	•	•	•		
8	•	•	•	•	•	•	•		•

<b>Panel B: Gross National Savings as Dependent Variable</b>									
<b>Model for Gross National Savings</b>	<b>GDP</b>	<b>Investment</b>	<b>Volume Exports</b>	<b>Current Account Balance</b>	<b>Output Gap</b>	<b>Inflation</b>	<b>Unemployment</b>	<b>Government Expenditure</b>	
1				•					
2		•		•					
3		•		•				•	
4		•		•			•	•	
5	•	•	•	•				•	
6	•	•	•	•			•	•	
7	•	•	•	•		•	•	•	
8	•	•	•	•	•	•	•	•	

<b>Panel C: Government Revenue as Dependent Variable</b>				
<b>Model for Government Revenue</b>	<b>GDP</b>	<b>Investment</b>	<b>Volume Exports</b>	<b>Current Account Balance</b>
1				•
2		•		•
3	•	•		•
4	•	•	•	•

**Note:** The algorithm for selection model is described in Section 3.2. The model uses a restricted covariates set, to keep the models consistent and comparable throughout all specifications. A dot indicates that the variable is selected into the regression analysis as an independent variable.

# ALTININ RİSKTEN KORUNMA ETKİNLİĞİ: FARKLI DİNAMİK PORTFÖY YAKLAŞIMLARI İLE BANKACILIK SEKTÖRÜ İÇİN BİR ANALİZ

## Hedging Effectiveness of Gold: An Analysis for The Banking Sector with Different Dynamic Portfolio Approaches

Hüseyin ÖZDEMİR\*

### Öz

Bu çalışmada minimum varyans, minimum korelasyon ve minimum bağlantılılık yaklaşımları ile altın ve altı büyük bankanın (İř Bankası, Garanti Bankası, Akbank, Yapı Kredi Bankası, Halkbank ve Vakıfbank) hisse senedinden oluşan portföyün finansal analizi yapılmıştır. Çalışmanın amacı altının Türkiye’de faaliyet gösteren altı büyük banka hisse senetlerine karşı finansal koruma sağlayıp sağlamadığının araştırılmasıdır. Ayrıca bu çalışmada altının finansal koruma etkinliğinin ölçülmesi de amaçlanmıştır. Analiz edilen veriler günlük frekansta olup gözlem dönemi 01.01.2018- 08.11.2022 arasını içermektedir. Çalışma kapsamında kullanılan portföy oluşturma yaklaşımı TVP-VAR modelinden elde edilmiştir. Ampirik sonuçlar, zamana ve portföy oluşturma yaklaşımına bağlı olarak altının banka hisse senetleri içindeki optimal oranının %39 ile %53 oranında değiştiğini göstermektedir. Oluşturulan portföylerde söz konusu bankaların hisse senedi oynaklıklarının yaklaşık %75 oranında azaldığı gözlemlenmiştir. MCP ve MCoP yaklaşımları ile karşılaştırdığında en yüksek kümülatif getirinin olduğu yaklaşım MVP yaklaşımıdır. Ayrıca, çalışma kapsamında elde edilen bulgular altının ayı piyasasında banka hisse senetleri için iyi bir finansal koruma sağladığını göstermektedir.

### Anahtar Kelimeler:

Altın, Hisse Senedi Piyasası, Riskten Korunma Etkinliği, Portföy Seçimi, Bankacılık Sektörü.

### JEL Kodları:

C58, G11, G21.

### Keywords:

Gold, Stock market, Hedging Effectiveness, Portfolio Selection, Banking Sector.

### JEL Codes:

C58, G11, G21.

### Abstract

In this study, we construct portfolios including gold and six major stock exchanges (İsbank, Garanti Bank, Akbank, Yapı Kredi Bank, Halkbank, and Vakıfbank) by using three different dynamic portfolio approaches (i.e., minimum variance, minimum correlation, and minimum connectedness approaches). The aim of the study is to investigate whether gold can be used as a hedge against six major banks operating in Turkey. Further, this study also aims to measure the hedging effectiveness of gold. We adopt a fully time-varying parameter vector auto-regression (TVP-VAR) econometric framework, applied to daily data spanning June 2018 to November 2022. Empirical results show that the optimal ratio of gold in bank stocks varies between 39% and 53%, depending on time and portfolio construction approach. It is observed that the volatility of bank stocks in the portfolios has decreased by approximately 75%. According to the MCP and MCoP approaches, the highest return was obtained from the portfolio constructed with the MVP approach. In addition, the empirical findings show that gold can be used as a hedging instrument against banking stocks in bear market conditions.

\* Dr. Öğr. Üyesi, Atılım Üniversitesi, İşletme Fakültesi, Türkiye, [huseyinozdemir83@gmail.com](mailto:huseyinozdemir83@gmail.com), ORCID: 0000-0003-4242-8999

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 11.11.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 30.12.2022

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



## 1. Giriş

Altın tüm dünyada olduğu gibi Türkiye’de de hem enflasyona karşı hem de riskli varlıklara karşı bir korunma ve yatırım enstrümanı olarak görülmektedir. Ayrıca altın fiyatlarının hisse senetlerinden daha istikrarlı ve ortalama getirisinin pozitif olduğu bilinmektedir (Ali vd., 2020). Altının yatırımcılar tarafından portföylerinde tutulmak istenmesinin temel sebeplerinden bir diğeri ise bu çalışma kapsamında elde edilen ampirik sonuçların da desteklediği gibi altın ile diğer riskli varlıklar arasındaki getiri korelasyonu genel de negatif değer almaktadır. Altının bu özelliği finansal paniğin olduğu zamanlarda bu tür portföy yatırımcılarının yüksek kayıplardan korunmasını sağlamaktır. Literatürde altının finansal koruma (hedging), güvenli liman (safe haven) ve çeşitlendirme (diversification) özelliklerine sahip olup olmadığına ilişkin birçok akademik çalışma mevcuttur (Baur vd., 2010; Chkili vd., 2016; Bekiros vd., 2017; Salisu vd., 2021).

Altın ve hisse senetleri üzerine yapılan öncül çalışmalar (McDonald ve Solnik, 1977; Sherman, 1982; Jaffe, 1989) riski azaltmak için altının hisse senedi portföyüne dahil edilmesini desteklemektedirler Salisu vd. (2021) altın ve ABD sektörel hisse senetleri arasındaki riskten korunma ilişkisini Covid-19 dönemi için incelemiştir. Pandemi sırasında altının daha düşük performansla da olsa ABD sektörel hisse senetlerine finansal koruma sağladıklarına dair kanıtlar elde etmişlerdir. Ma vd. (2021) ise yapmış oldukları çalışmada altın ve devlet tahvillerinin hisse senetlerine karşı sağladıkları korunmayı karşılaştırmışlar ve devlet tahvillerinin, özellikle ayı piyasasında, altına göre hisse senedi oynaklığına daha iyi bir koruma sağladığını tespit etmişlerdir. Bunlara ilave olarak, Mensi vd. (2019) Körfez İşbirliği Konseyi (KİK) üyesi beş ülkenin (Bahreyn, Kuveyt, Katar, Suudi Arabistan ve BAE) hisse senedi piyasaları, altın ve petrol arasındaki ilişkiyi DECO-FIGARCH modeli ile araştırmışlardır. Yaptıkları ampirik çalışmada altın ve petrolün söz konusu ülke hisse senetlerinin yer aldığı portföye eklenmesinin daha iyi bir çeşitlendirmeye (diversification) ve riskten korunmaya (hedging) neden olduğuna ilişkin kanıtlar elde edilmiştir.

Türkiye hisse senedi piyasasındaki risklere karşı altının finansal bir koruma sağlayıp sağlamadığı konusu Türk yayın dizininde de sıkça ele alınmıştır. Örneğin, Doğru ve Uysal (2015) altın fiyatları ile BİST 100 endeksi arasında küresel finans krizi öncesinde ve sonrasında uzun dönemli ve anlamlı bir ilişkinin olduğuna ilişkin kanıtlar elde etmişlerdir. Ayrıca, yaptıkları nedensellik analiz sonucunda kriz öncesi nedensellik altından BİST 100’e doğru iken, kriz sonrasında bu ilişkinin tersine döndüğüne ilişkin ampirik kanıtlar elde edilmiştir. Buna ilave olarak, Akel ve Gazel (2015) altının BIST-100 endeksi için iyi bir riskten korunma, çeşitlendirme aracı ve özellikle finansal kriz dönemlerinde güvenli bir liman olup olmadığı sorusuna cevap aramıştır. TARARCH (1,1) modeli kullanılarak elde edilen sonuçlara göre altın uzun dönemde hisse senedi piyasası için iyi bir riskten korunma aracı görevi görmemektedir. Ancak her iki varlık getirisi arasındaki düşük korelasyonun altını iyi bir çeşitlendirme aracı olarak ön plana çıkardığı sonucuna ulaşılmıştır. Benzer bir sonuca Serttaş (2022) tarafından yapılan çalışma sonucunda da ulaşıldığı görülmektedir. Serttaş (2022) altının genel BİST100 endeksi için finansal koruma veya güvenli limandan çok bir çeşitlendirici olarak öne plana çıktığı sonucuna ulaşmıştır. Tomak (2013) Dinamik Koşullu Korelasyon (DCC-GARCH) modeli kullanarak yapmış olduğu akademik çalışmada altın, dolar, devlet iç borçlanma senetleri ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişkileri araştırmış ve altının hisse senetleri açısından iyi bir riskten korunma ve güvenli liman özelliği gösterdiğine ilişkin bulgular elde etmişlerdir. Diğer taraftan, Başarır (2019) tarafından

yapılan alıřmada portf6y yatırımcılarının portf6ylerinde altın tutmalarının risk eřitlendirmesi iin yararlı olacađı sonucuna ulařılmıřtır.

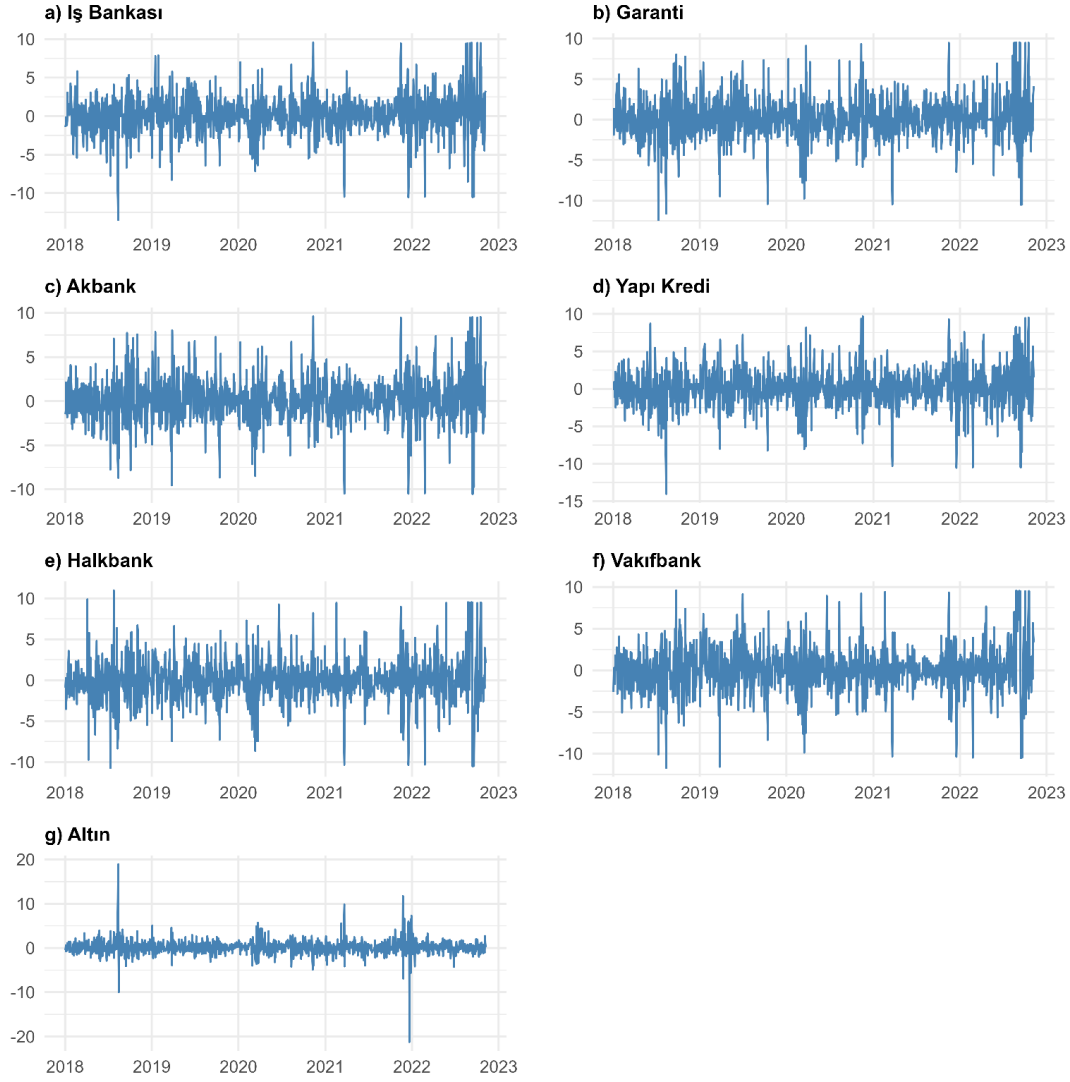
Bu alıřmada minimum varyans, minimum korelasyon ve minimum bađlantılılık yaklařımları ile altın ve altı b6y6k bankanın (İř Bankası, Garanti Bankası, Akbank, Yapı Kredi Bankası, Halkbank ve Vakıfbank) hisse senedinden oluřan portf6y6n finansal analizi yapılmıřtır. Literat6rdeki alıřmalara bakıldıđında hisse senedi getirisi iin genellikle Bist100 endeksinin getirisinin kullanıldıđı ancak bankalara ait hisse senedi verilerinin kullanılmadıđı g6r6lmektedir. Ayrıca bu alıřma kapsamında yapıldıđı řekli ile oluřturulan fiktif portf6ylerde altının optimal kullanım oranının ne olacađına iliřkin de bilgiler yer almamaktadır. Bu alıřmada ise T6rk Bankacılık sisteminde faaliyet g6steren altı b6y6k bankanın hisse senetlerinin ve altının yer aldıđı 6 farklı yaklařım (minimum varyans, MVP; minimum korelasyon, MCP; minimum bađlantılılık, MCoP) tahmini zamanla deđiřen VAR (TVP-VAR) modeli yardımı ile analiz edilmiř ve altının bu fiktif portf6yler iindeki optimal ađırlıđı tahmin edilmeye alıřılmıřtır. Aynı zamanda, bu portf6ylerin getirilerinin ne olduđu geriye d6n6k test (back-testing) yardımı ile yapılmıř ve 6 farklı yaklařım ile en iyi yaklařımın hangisi olduđu tespit edilmeye alıřılmıřtır. Yaklařımların deđerlendirilmesinde, getirinin yanı sıra Sharpe oranları da hesaplanmıř ve sonular rapor edilmiřtir.

alıřma kapsamında elde edilen ampirik sonular bize altın ve Halkbank hisse senedi getirisinin ortalama olarak net getiri alıcısı, diđer hisse senedi getirilerinin ise net getiri vericisi olduđunu g6stermiřtir. Diđer taraftan, T6rkiye’de faaliyet g6steren altı b6y6k T6rk bankasının yer aldıđı portf6yde kullanılan 6 farklı portf6y oluřturma yaklařımı sonucuna g6re altının optimal olarak %39 ile %53 arasında bir ađırlıkta tutulması gerektiđi sonucuna ulařıyoruz. Optimal altın oranını tahmin eden bu modellerden MVP modeline g6re altının portf6y ađırlıđı zamanla ciddi anlamda deđiřiklik g6sterirken, MCP ve MCoP modeline g6re altının portf6ydeki ađırlıđının zaman iinde yaklařık sabit kaldıđı g6r6lmektedir. Bununla birlikte diđer bankacılık hisse senetlerinin de portf6y ađırlıkları zaman iinde modelden bađımsız olarak ciddi deđiřiklik g6stermektedir.

alıřmanın geri kalan kısmı řu řekildedir. İkinci b6l6mde veri seti tanıtılmaktadır. 66nc6 b6l6mde ise alıřma kapsamında kullanılan metodolojik y6nteme yer verilmektedir. D6rd6nc6 b6l6mde yapılan ampirik alıřma sonucunda elde edilen bulgulara yer verilmiřtir. Beřinci b6l6mde duyarlılık analizine yer verilmiř olup son b6l6mde sonu kısmı yer almaktadır.

## 2. Veri Seti ve Tanımlayıcı İstatistikler

Bu alıřma kapsamında toplam altı b6y6k bankanın (İř Bankası, Garanti Bankası, Akbank, Yapı Kredi Bankası, Halkbank ve Vakıfbank) g6nl6k hisse senedi getirileri ile altının g6nl6k getirisi kullanılmıřtır. G6zlemler Yahoo Finance veri tabanından elde edilmiřtir. Veriler g6nl6k frekansta olup 01.01.2018’den bařlamakta ve 08.11.2022’de bitmektedir. G6zlem d6nemi yaklařık 5 yıllık bir d6nemi kapsamakta olup toplam g6zlem sayısı 1192’dir. Getiri serileri  $R_t = 100 * \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$  form6l6 yardımı ile hesaplanmıřtır. řekil 1’de s6z konusu deđiřkenlere ait getiri serilerinin zamanla deđiřimi g6sterilmiřtir. Finansal deđiřkenlerin ortak 6zelliklerinden bir tanesi deđiřken varyansa sahip olmalarıdır. Bu alıřma kapsamında kullanılan s6z konusu verilerin de benzer 6zelliklere sahip olduđu g6r6lmektedir.



Şekil 1. Bankacılık Hisselerine ve Altına Ait Getiri Serileri

Tablo 1’de değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler ve Pearson koşulsuz korelasyon tablosu verilmiştir. Söz konusu sonuçlara ilişkin şu kısa çıkarımlara yer verebiliriz. Halkbank hisse senedi getirisi ve altın getirisi haricinde diğer bankaların hisse getirilerinin çarpıklığı negatif değer almaktadır. Diğer taraftan Halkbank hisse senedi getirisi hariç diğer finansal varlık getirilerinin ortalaması pozitifdir. Ayrıca çalışma kapsamında getiri serilerinin normal dağılıma sahip olup olmadıkları Jarque ve Bera (1980) tarafından geliştirilen test yöntemi ile sınanmış ve tüm serilerin normal dağılıma sahip olmadıkları sonucuna ulaşılmıştır. Serilerin durağan olup olmadıkları ise Elliott vd. (1996) tarafından geliştirilen birim kök testi yöntemi ile sınanmış ve tüm serilerin %1 anlamlılık düzeyinde durağan oldukları görülmüştür. Bununla birlikte getiri serilerinden Yapı Kredi hisse senedi getirisi haricinde diğer serilerin ARCH/GARCH etkisi içerdiği görülmektedir. Son olarak, Tablo 1’in ikinci kısmında yer alan koşulsuz korelasyon sonuçları bize banka hisse senetleri arasında çok güçlü korelasyonun varlığına işaret ederken, altın getirisi tüm bankacılık getiri serileri ile negatif korelasyona sahip olduğu görülmektedir. Bu da bize çalışma kapsamında



yapılacak ileri düzey ekonometrik analizlere bakmadan, altının bankacılık sektörü için iyi bir finansal koruma sağladığı sonucuna ulařtırmaktadır.

**Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler ve Koşulsuz Korelasyon Tablosu**

	İş Bankası	Garanti	Akbank	Yapı Kredi	Halkbank	Vakıfbank	Altın
Ortalama	0.077	0.064	0.038	0.085	-0.035	0.015	0.159***
Varyans	6.708***	7.177***	6.610***	6.922***	7.227***	7.463***	3.119***
Çarpıklık	-0.196***	-0.062	-0.049	-0.196***	0.088	-0.016	-0.219***
Basıklık	3.224***	2.993***	2.930***	2.683***	3.271***	3.212***	32.327***
JB	523.485***	445.260***	426.530***	364.863***	532.514***	511.915***	51867.81***
ERS	-10.928***	-7.857***	-11.089***	-14.389***	-13.281***	-12.767***	-13.877***
Q(20)	19.327**	17.382**	16.926*	10.527	45.707***	70.630***	35.929***
Q <sup>2</sup> (20)	317.266***	238.192***	240.283***	240.181***	690.069***	664.724***	102.293***
<b>Koşulsuz Korelasyon</b>							
İş Bankası	1.000						
Garanti	0.777	1.000					
Akbank	0.823	0.861	1.000				
Yapı Kredi	0.826	0.773	0.819	1.000			
Halkbank	0.691	0.652	0.693	0.663	1.000		
Vakıfbank	0.770	0.746	0.770	0.751	0.837	1.000	
Altın	-0.050	-0.029	-0.019	-0.030	0.000	-0.041	1.000

**Not:** \*\*\*, \*\* ve \* sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyesinde istatistiksel anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

### 3. Yöntem

Bu çalışma kapsamında yapılan analizler ve yöntemler için Broadstock vd. (2022) takip edilmiştir. Aşağıda yer verilen alt başlıklarda söz konusu ekonometrik yöntemlerin açıklamalarına yer verilmektedir.

#### 3.1. TVP-VAR Kullanarak Zamanla Değişen Bağlantılılığı Modelleme

Çalışmada çok değişkenli tahmin yöntemi olarak zamanla değişen vektör otoregresif (TVP-VAR) modelin kullanımı tercih edilmiştir. TVP-VAR modeli ilk olarak Primiceri (2005) tarafından kullanılmış ve daha sonrasında yapılan birçok çalışma bu yöntemi kullanmıştır. Bu model aslında kayan pencere (rolling-window) VAR modellerinin alternatifi olarak ortaya çıkmış ve birçok makroekonomik ve finansal değişken arasındaki ilişkinin incelenmesinde arařtırmacılar tarafından kullanılmaktadır. TVP-VAR modelleri ayrıca değişkenler arasındaki toplam değişen bağlantılılık (total connectedness) ölçümleri için de kullanılmaktadır (Bknz. Korobilis ve Yılmaz, 2018). Model içinde Kalman filtre kullanılmakta ve böylece hata varyansı ve parametre matrisinin zamanla değişmesine imkân verilmektedir. Finansal değişkenler arasındaki ilişkinin çeşitli ekonomik (finansal) olaylardan etkilendiği ve zamanla değiştiği düşünüldüğünde, söz konusu bu yöntemin büyük esneklik içerdiği ve analizlerde önemli çıkarımların yapılmasına neden olduğu söylenebilir. Salisu ve diğerlerine göre (2021) yapısal kırılmaların göz ardı edilmesi altının portföy içindeki koruma etkinliğinin ve optimal ağırlığının fazla tahmin edilmesine yol açabilmektedir. Çalışmada kullanılan TVP-VAR modelinin gecikme değeri Schwarz bilgi kriteri yardımı ile bir olarak belirlenmiştir. Ayrıca tahmin ufku (forecast horizon) 20 olarak alınmıştır. TVP-VAR için gerekli olan Bayes öncülleri statik gecikme değeri bir olan ve ilk 200 gözlemden oluşan statik Bayes VAR modelinden elde edilmiştir. TVP-VAR modeli

$$y_t = \Phi_y y_{t-1} + e_t, \quad e_t | F_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (1)$$

$$vec(\Phi_t) = vec(\Phi_{t-1}) + \zeta_t, \quad \zeta_t | F_{t-1} \sim N(0, \Xi_t) \quad (2)$$

şeklinde tanımlanmakta olup  $F_{t-1}$ ,  $t - 1$  zamanına kadar var olan tüm bilgileri,  $y_t$  ve  $e_t$ ,  $m \times 1$  boyutlu vektörleri,  $\Phi_t$  ve  $H_t$ ,  $m \times m$  boyutlu matrisi temsil etmektedir. Ayrıca,  $\zeta_t$  ve  $vec(\Phi_t)$   $m^2 \times 1$  boyutlu vektörleri,  $\Xi_t$ ,  $m^2 \times m^2$  boyutlu matrisi göstermektedir. Bununla birlikte zamanla değişen geçiş denkleminde zamanla değişen parametrelerin yakalanmasında oldukça başarılı olduğu gösterilen rassal yürüyüş (*random walk*) yapısı kullanılmıştır. Özellikle yüksek frekanslı finansal serilerin zamana bağlı değişen varyans içerdiği göz önüne alındığında,  $H_t$  ve  $\Xi_t$  matrislerinin zamanla değişen varyansa izin vermesi önemli hale gelmektedir (Broadstock vd., 2022).

TVP-VAR modelinden elde edilen zamanla değişen parametre ve hata varyansları kullanılarak yine zamanla değişen genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonu (GIRF) veya genelleştirilmiş hata varyans ayrıştırma (GFEVD) sonuçları (Koop vd., 1996; Pesaran ve Shin, 1998) elde edilmiştir. Zamanla değişen genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonu veya genelleştirilmiş hata varyans ayrıştırma ölçümleri de bize zamanla değişen bağlantılılık analizi yapmamıza imkân vermektedir. Bu analizin temel katkısı ise standart VAR modelleri ile yakalanamayan yapısal değişimlerin etkisini yakalayabilmemize imkân vermesidir. GIRF ve GFEVD’in elde edilebilmesi için TVP-VAR modelinin  $z_t = \sum_{i=1}^p \Phi_{it} z_{t-i} + e_t = \sum_{j=1}^{\infty} \Lambda_{jt} e_{t-j} + e_t$  formülü yardımıyla hareketli ortalama yaklaşımı elde edilmiştir.

$K$  tahmin ufku (forecast horizon) olmak üzere  $GIRF_s(\Psi_{ij,t}(K))$  yaklaşımında standart etki-tepki fonksiyonlarının aksine değişkenlerin sıralamasının önemi yoktur. Bu da bize daha sağlam analiz yapma imkânı vermektedir. GIRF yaklaşımı tüm değişkenler arasındaki dinamiklerin farkını yakalamaktadır. Matematiksel olarak bu durum şu şekilde ifade edilebilir.

$$GIRF_t(K, \sqrt{H_{jj,t}}, F_{t-1}) = E(y_{t+K} | \epsilon_{j,t} = \sqrt{H_{jj,t}}, F_{t-1}) - E(y_{t+K} | F_{t-1}) \quad (3)$$

$$\Psi_{j,t}(K) = H_{jj,t}^{-1/2} \Lambda_{K,t} H_t \epsilon_{j,t} \quad (4)$$

Diğer taraftan,  $GFEVD(\Psi_{ij,t}(K))$  her bir değişkenin bir diğer değişkenin tahmin hatasına olan katkısını göstermektedir. Bu da şu şekilde ifade edilebilir.

$$\Psi_{ij,t}(K) = \frac{\sum_{t=1}^{K-1} \Psi_{ij,t}^2}{\sum_{j=1}^m \sum_{t=1}^{K-1} \Psi_{ij,t}^2}, \quad \sum_{j=1}^m \psi_{ij,t}(K) = 1, \quad \sum_{i,j=1}^m \psi_{ij,t}(K) = m, \quad (5)$$

GIRF ya da GFEVD ölçümleri ile  $i$  değişkeninin diğer değişkenlerden ne kadar etkilendiği, ya da  $i$  değişkeninin diğer değişkenleri ne kadar etkilediğini ölçebiliyoruz. Bağlantılılık tablosu yardımı ile elde edilen sonuçlardan başka çıkarımlar da yapılmaktadır. Bu çıkarımlar arasında, diğer tüm değişkenlerden  $i$  değişkenine doğru olan bağlantılılık (total directional connectedness FROM all others) endeksi,  $i$  değişkeninden diğer tüm değişkenlere doğru olan bağlantılılık (total directional connectedness TO all others) endeksi,  $i$  değişkeninin analize dahil olan değişkenler arasında net verici mi yoksa net alıcı mı olduğunu tespit etmemize yarayan net bağlantılılık (NET total directional connectedness) endeksi ve  $i$  ve  $j$  değişkeni arasındaki bağımlılığı ölçen net çift yönlü bağlantılılık (net pairwise directional connectedness) endeksi ve toplam bağlantılılık (total

connectedness index) endeksi ölçüm yöntemleri mevcuttur<sup>1</sup>. Bu çalışma kapsamında kullanılan portföy analiz yöntemlerinden biri olan minimum bağlantılılık portföy yaklaşımı için ikili bağlantılılık endeksi (pairwise connectedness index, PCI) řu řekilde tanımlanmaktadır.

$$PCI_{ij,t}(K) = 2 \left( \frac{\tilde{\psi}_{ij,t}^g(K) + \tilde{\psi}_{ji,t}^g(K)}{\tilde{\psi}_{ii,t}^g(K) + \tilde{\psi}_{ij,t}^g(K) + \tilde{\psi}_{ji,t}^g(K) + \tilde{\psi}_{jj,t}^g(K)} \right) \quad (6)$$
$$0 \leq PCI_{ij,t}(K) \leq 1$$

### 3.2. Portföy Geriye Dönük Testi (Back-Testing)

Bu bölümde tarihsel veriye dayalı olarak hesaplanan birçok portföy yaklaşımını birlikte deęerlendiriyoruz. Çalışma kapsamında temel stratejimiz Türk halkı için vazgeçilmez yatırım araçlarından biri olan altının 6 büyük Türk banka hisse senedine karşı iyi bir finansal koruma sağlayıp sağlamadığını arařtırmaktır. Ayrıca analize konu finansal varlıkları içeren yatırım portföyünde altın oranının optimal deęeri tahmin edilmiştir. Bu çalışma kapsamında kullanılan portföy oluřturmaya yönelik çeřitli portföy kurma yaklařımları ve bunlara iliřkin açıklamalara ařaęıdaki alt bölümlerde yer verilmektedir.

#### 3.2.1. Minimum Varyans Portföyü

Literatürde birden çok portföy oluřturma yöntemi mevcuttur. Bunlardan en bilineni portföyün en az oynaklıęa sahip olması gerektiğini temel düşünce olarak benimseyen minimum varyans portföy (MVP) prosedürüdür. Markowitz (1959) tarafından geliřtirilen bu yöntemle göre portföyde bulunan finansal varlıkların aęırlıęı ařaęıdaki formüle göre belirlenmektedir.

$$w_{H,t} = \frac{H_t^{-1}I}{IH_t^{-1}I} \quad (7)$$

Burada  $w_{H,t}$   $m \times 1$  boyutlu portföy aęırlık matrisini,  $I$   $m$ -boyutlu birim vektörü ve  $H_t$   $t$  zamanı içindeki  $m \times m$  boyutlu varyans-kovaryans matrisini temsil etmektedir.

#### 3.2.2. Minimum Korelasyon Portföyü

Diđer bir yaklařım ise varyans-kovaryans matrisi yerine kořullu korelasyonu kullanan minimum korelasyon yaklařımıdır (MCP). Kořullu korelasyon řu řekilde elde edilmektedir.

$$w_{R,t} = \frac{R_t^{-1}I}{IR_t^{-1}I} \quad (8)$$

Burada  $R_t$ ,  $m \times m$  boyutlu korelasyon matrisi olup  $R_t = \text{diag}(H_t)^{-0.5} H_t \text{diag}(H_t)^{-0.5}$  formülü ile hesaplanmaktadır.

<sup>1</sup> Söz konusu ölçümlerin matematiksel formüllerinin detayları için Diebold ve Yılmaz'a (2012, 2014) bakınız.

### 3.2.3. Minimum Bağlantılılık Portföyü (MCoP)

Bu iki geleneksel portföy yaklaşımından esinlenerek Denklem 6’daki ikili bağlantılılık endeksini minimize eden bir diğer portföy yaklaşımı ise minimum bağlantılılık portföy yaklaşımıdır. Burada  $H_t$  ya da  $R_t$  yerine Denklem 6’da elde edilen PCI kullanılmaktadır. Bu yaklaşım portföyde kullanılan finansal varlıklardan en az yayılma endeksine sahip olan varlığın portföydeki ağırlığını artırmaktadır. Böylece portföy içindeki varlıkların toplam yayılma endeksi minimize edilmiş olmaktadır. Broadstock vd. (2022) yapmış oldukları çalışmada bu yöntemin risklere karşı daha dirençli bir portföy sunduğunu iddia etmektedirler.

$$w_{PCI,t} = \frac{PCI_t^{-1}I}{IPCI_t^{-1}I} \quad (9)$$

### 3.2.4. Hedge Etkinliği (Hedging Effectviness)

Söz konusu bu üç farklı portföy oluşturma yöntemlerinin performansları Sharpe oranı ve hedge etkinlik skoru ile değerlendirilmektedir. Bu kapsamda Sharpe oranı (Sharpe, 1966),

$$SR = \frac{\bar{r}_p}{\sqrt{Var(r_p)}} \quad (10)$$

formülü ile hesaplanmakta olup  $r_p$  oluşturulan portföyün getirisini göstermekte olup yüksek  $SR$  değeri portföydeki risk seviyesine göre daha yüksek bir getiri seviyesini göstermektedir. Ederington (1979) tarafından yapılan çalışmadan yola çıkarak hedge etkinliğini

$$HE = 1 - \frac{Var(y_p)}{Var(y_{hedge\ edilmemiş})} \quad (11)$$

formülü yardımı ile hesaplayabiliriz. Burada  $Var(y_p)$  portföyün varyansını,  $Var(y_{hedge\ edilmemiş})$  ise finansal koruma altına alınmamış varlığın varyansını göstermektedir.  $HE$ , finansal korumaya alınmayan varlığın varyansındaki yüzde azalmayı temsil etmekte olup bu değer ne kadar yüksek olursa, riskteki azalma o kadar büyük olmaktadır.

## 4. Ampirik Bulgular

Bu bölümde, çalışma kapsamında yapılan analizlerden elde edilen bulgular sunulmuş ve tartışılmıştır.

### 4.1. Dinamik Bağlantı Tablosu

Tablo 2, gecikme değeri bir olan TVP-VAR modelinden elde edilen zamanla değişen bağlantılılık endekslerinin ortalama değerlerini göstermektedir. Bağlantılılık tablosundaki sütunda yer alan finansal varlıklar getiri yayılmasının kaynaklandığı yönü, satırda yer alan finansal varlıklar ise yayılmanın geldiği yönü göstermektedir. Mesela İş Bankası hisse senedi getirisinden Akbank’a doğru olan yayılma 16.16 iken, altına doğru olan getiri yayılma endeksi 3.81’dir. “-den” isimli sütunda yer alan değerler  $i$  varlığına (kendilerine doğru olan yayılma endeksi hariç) doğru olan toplam yayılma endeksini gösterirken, “-e” isimli satırda yer alan değerler ise  $i$  varlığından diğer varlıklara doğru olan yayılma endeksini göstermektedir. “Net”

isimli satır ise “-e” isimli satırda yer alan deęerden “-den” isimli sütunda yer alan deęerin çıkarılması ile bulunmaktadır. Böylece, söz konusu varlıkların analize konu aę (*network*) içinde toplam getiri alıcısı mı olduęu yoksa getiri vericisi mi olduęu tespit edilebilmektedir. İlginçtir ki, finans piyasasında altın ve bankalardan sadece Halkbank net getiri alıcısı konumundadır. Dięer bankalar ise net getiri vericisidir. Bankacılık hisse senetlerinin birbirlerine doęru olan getiri baęlantısı, altın ile olan ilişkilerine göre bir hayli fazladır. Kendi aralarında ise baęlantının en zayıf olduęu hisse senedi yine Halkbank’tır. Bu sonuç Tablo-1’deki koşulsuz korelasyon deęerlerine bakıldığında beklenen bir durumdur.

**Tablo 2. Ortalama Dinamik Baęlantı Tablosu**

	İř Bankası	Garanti	Akbank	Yapı Kredi	Halkbank	Vakıfbank	Altın	-den
İř Bankası	24.24	15.51	16.58	16.41	11.46	15.48	0.31	75.76
Garanti	15.75	24.54	18.66	15.45	10.86	14.56	0.17	75.46
Akbank	16.16	17.95	23.45	15.60	11.52	15.07	0.25	76.55
Yapı Kredi	16.83	15.56	16.39	24.68	10.99	15.19	0.36	75.32
Halkbank	13.48	12.65	13.80	12.50	28.26	18.97	0.34	71.74
Vakıfbank	15.33	14.33	15.36	14.68	16.06	24.00	0.24	76.00
Altın	3.81	3.81	3.12	3.71	2.48	3.22	79.85	20.15
-e	81.37	79.81	83.92	78.35	63.37	82.49	1.67	470.98
Kendisi dahil	105.61	104.35	107.37	103.03	91.63	106.50	81.52	
Net	5.61	4.35	7.37	3.03	-8.37	6.50	-18.48	78.50

**Not:** Getiri yayılma endeksinin elde edilmesi için kullanılan varyans ayrıştırma yöntemleri için kullanılan TVP-VAR modellerinin gecikme deęeri bir olarak kullanılmıştır. Gecikme deęeri için Schwarz bilgi kriteri kullanılarak belirlenmiş olup analizde Diebold ve Yılmaz (2012) tarafından kullanılan genelleştirilmiş varyans ayrıştırma çerçevesi kullanılmıştır.

#### 4.2. Dinamik Portföy Sonuçları

Tablo 3’te bu çalışma kapsamında kullanılan MVP, MCP ve MCOP portföy yaklaşımlarında her bir finansal varlığın portföy içindeki ağırlığı gösterilmektedir. MVP yaklaşımı çerçevesinde oluşturulan yatırım portföyünün %14’ünü İř Bankası hisse senedi, %5’ini Garanti Bankası hisse senedi, %6’ünü Akbank hisse senedi, %8’ini Yapı Kredi hisse senedi, %9’unu Halkbank hisse senedi, %5’ini Vakıfbank hisse senedi ve %53’ünü altın oluşturmaktadır. Altının portföy içerisindeki payının bankacılık hisse senetlerine göre bir hayli fazla olduęu görülmektedir. Bu da bize portföy varyansının minimize edilmesi için altının iyi bir koruma aracı olduęunu göstermektedir. Benzer durum minimum korelasyon ve minimum baęlantılılık yaklaşımlarında görülmekte olup altının portföy içindeki oranı sırasıyla %41 ve %39 deęerini almaktadır. Dięer taraftan, Tablo-3’ün HE sütunu bize bu yaklaşımlar çerçevesinde elde edilen portföyün her bir varlığın oynaklığında ne kadarlık bir azalmaya neden olduęunu göstermektedir. Söz konusu bankacılık hisse senetlerinde en fazla oynaklık azalmasının MVP’de olduęu görülmektedir.

2022 yılının başında Covid-19 döneminde gerçekleştirilen aşırı parasal genişleme sonucunda tüm dünyada enflasyon sorunu tekrar ortaya çıkmıştır. Bununla mücadele etmek için başta ABD Merkez Bankası (FED) olmak üzere dięer önemli merkez bankaları hızlı ve sert faiz artışına gitmeye başlamışlardır. Yükselen tahvil faizlerini politika faiz artışları izlemiş ve başta hisse senedi piyasaları olmak üzere altında ciddi deęer kayıpları yaşanmıştır. Türkiye’de ise döviz kuru şoklarına karşı 21 Aralık 2021 itibariyle kur korumalı mevduat uygulaması başlamış ve 1

Eylül 2022 itibarıyla mevduat toplamı 1,3 trilyon liraya ulaşmıştır. Dünyadaki aksine Türkiye’de hisse senedi piyasasında ciddi bir düşüş yaşanmamış aksine hisse senetleri ciddi anlamda yükselme göstermiştir. Bu dönemde altının portföy içindeki oranı MVP yaklaşımına göre de ciddi yükselme göstermiş ancak diğer iki yaklaşımda ciddi bir değişim gözlemlenmemiştir.

**Tablo 3 Dinamik Çok Değişkenli Portföy Ağırlıkları**

<b>Minimum Varyans Modeli</b>						
	<b>Ortalama</b>	<b>Standart Sapma</b>	<b>5%</b>	<b>95%</b>	<b>HE</b>	<b>p-değeri</b>
İş Bankası	0.14	0.09	0.02	0.28	0.76	0.00
Garanti	0.05	0.10	0.00	0.30	0.77	0.00
Akbank	0.06	0.06	0.00	0.16	0.75	0.00
Yapı Kredi	0.08	0.10	0.00	0.28	0.76	0.00
Halkbank	0.09	0.07	0.00	0.24	0.77	0.00
Vakıfbank	0.05	0.09	0.00	0.31	0.78	0.00
Altın	0.53	0.12	0.25	0.69	0.47	0.00

<b>Minimum Korelasyon Modeli</b>						
	<b>Ortalama</b>	<b>Standart Sapma</b>	<b>5%</b>	<b>95%</b>	<b>HE</b>	<b>p-değeri</b>
İş Bankası	0.12	0.07	0.00	0.23	0.66	0.00
Garanti	0.10	0.08	0.00	0.22	0.68	0.00
Akbank	0.05	0.06	0.00	0.16	0.66	0.00
Yapı Kredi	0.11	0.09	0.00	0.25	0.67	0.00
Halkbank	0.16	0.07	0.06	0.29	0.69	0.00
Vakıfbank	0.04	0.04	0.00	0.12	0.70	0.00
Altın	0.41	0.03	0.36	0.46	0.27	0.00

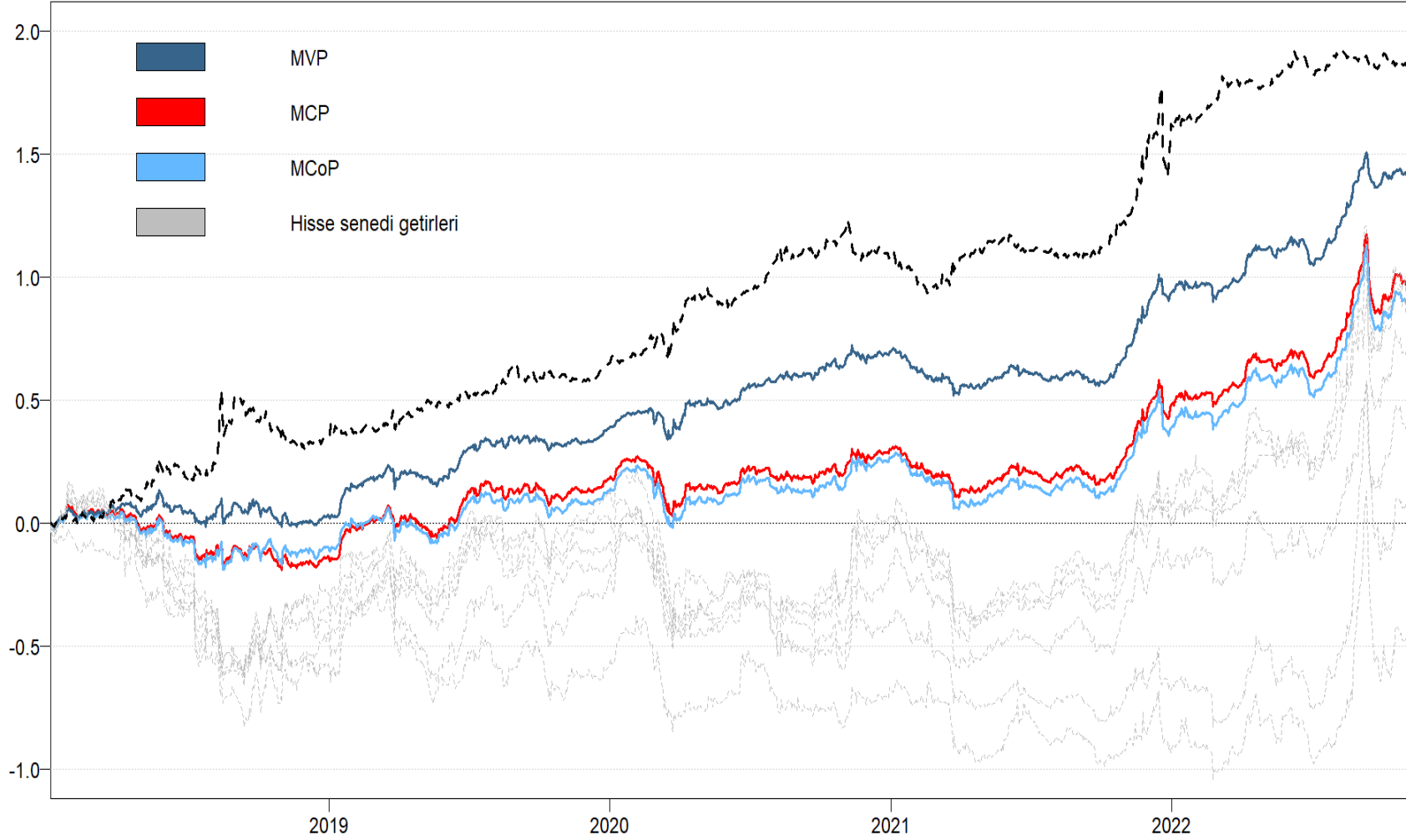
<b>Minimum Bağlantılılık Modeli</b>						
	<b>Ortalama</b>	<b>Standart Sapma</b>	<b>5%</b>	<b>95%</b>	<b>HE</b>	<b>p-değeri</b>
İş Bankası	0.08	0.05	0.00	0.16	0.63	0.00
Garanti	0.08	0.08	0.00	0.22	0.66	0.00
Akbank	0.08	0.08	0.00	0.19	0.63	0.00
Yapı Kredi	0.12	0.04	0.06	0.17	0.64	0.00
Halkbank	0.23	0.04	0.18	0.31	0.66	0.00
Vakıfbank	0.01	0.02	0.00	0.06	0.67	0.00
Altın	0.39	0.04	0.32	0.43	0.21	0.00

Şekil 2’de söz konusu portföy oluşturma yaklaşımlarındaki ağırlıklar kullanılarak elde edilen kümülatif getirilere yer verilmektedir. Şekilden de görüldüğü üzere en çok kümülatif getirinin elde edildiği yöntem MVP yaklaşımıdır. Kesikli açık gri renk ile gösterilen kümülatif getiriler her bir bankacılık hisse senedinin kümülatif getirisini göstermektedir. İlginçtir ki, Türk bankacılık hisse senetleri Covid-19 salgınından sonra hızlı bir düşüş kaydetmiş ancak dünyadaki parasal genişlemenin de etkisi ile yükselen bir trend yakalamıştır. Diğer bir dikkat çeken husus da şudur ki, altının kümülatif getirisi hem portföy getirilerinden hem de tekil banka hisse senedi getirilerinden hep yukarıda gerçekleşmiştir. Altının söz konusu portföylere ilave edilmesi son 5 sene içerisinde hem portföylerin getirisini artırmış hem de portföy oynaklığını azaltmıştır. Doğal olarak, hisse senedi içeren bir portföy oluşturmanın en az finansal koruma sağladığı finansal varlık altındır.

Şekil 3’te her bir portföydeki finansal varlıkların zamanla değişen ağırlıkları görülmektedir. Bu bilgi bize altının kriz zamanlarında Türk bankacılık hisse senetlerinden oluşan portföylerdeki optimal ağırlığının nasıl değiştiği hakkında önemli bilgi sağlamaktadır. Altının portföy içindeki payının en fazla oynaklık gösterdiği model MVP yaklaşımıdır. Her ne kadar,

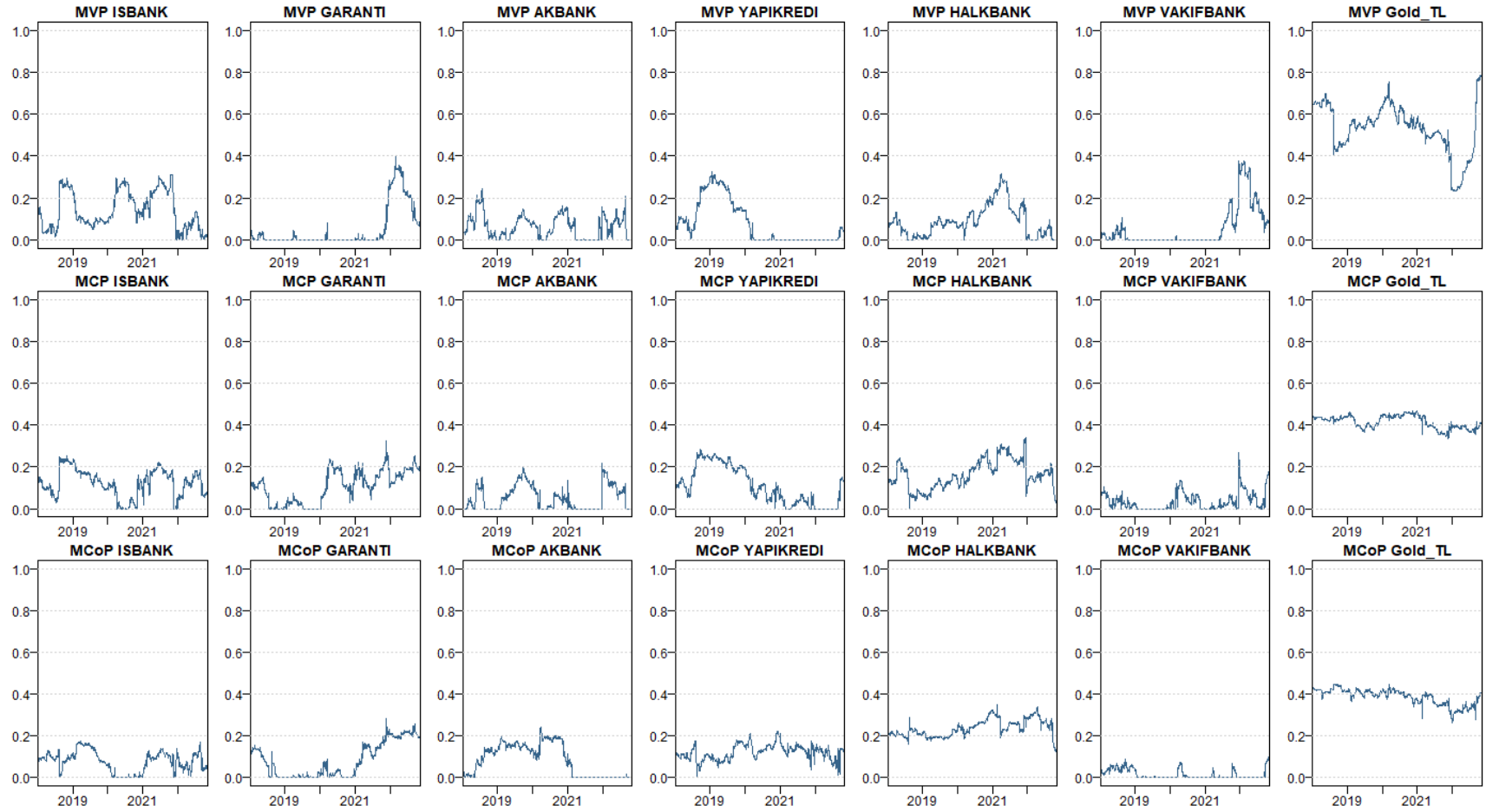
MVP modelinde altının optimal ağırlığı Covid-19 sürecinde zamanla azalış gösterse de portföyün büyük bir kısmının yine altından oluştuđu görölmektedir. Gerek MCP gerekse de MCoP yaklaşımında altının portföy içindeki ağırlığının zaman içinde neredeyse sabit kaldığı görölmektedir. Belirtilmesi gereken diđer bir önemli husus da şudur ki, banka hisse senetlerinin tüm portföy yaklaşımlarındaki optimal ağırlık tahmin deđerleri zamanla ciddi deęişiklik göstermiştir. Hatta bazen bazı hisse senetlerinin söz konusu portföy içindeki ağırlığı sıfır olarak karşımıza çıkmaktadır.

Ayrıca, MVP, MCP ve MCoP yaklaşımlarından elde edilen kümülatif portföy getirilerinin Sharpe oranları da hesaplanmıştır. Sharpe oranı hesaplanırken kolaylık olması adına risksiz getiri sıfır olarak alınmıştır. MVP, MCP ve MCoP yaklaşımlarının Sharpe oranları sırasıyla 1.86, 0.78, ve 0.64 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuçlar çeşitli yaklaşımlar ile elde edilen portföylerin getirileri ve hedging etkinliđi sonuçları ile paralellik göstermektedir.



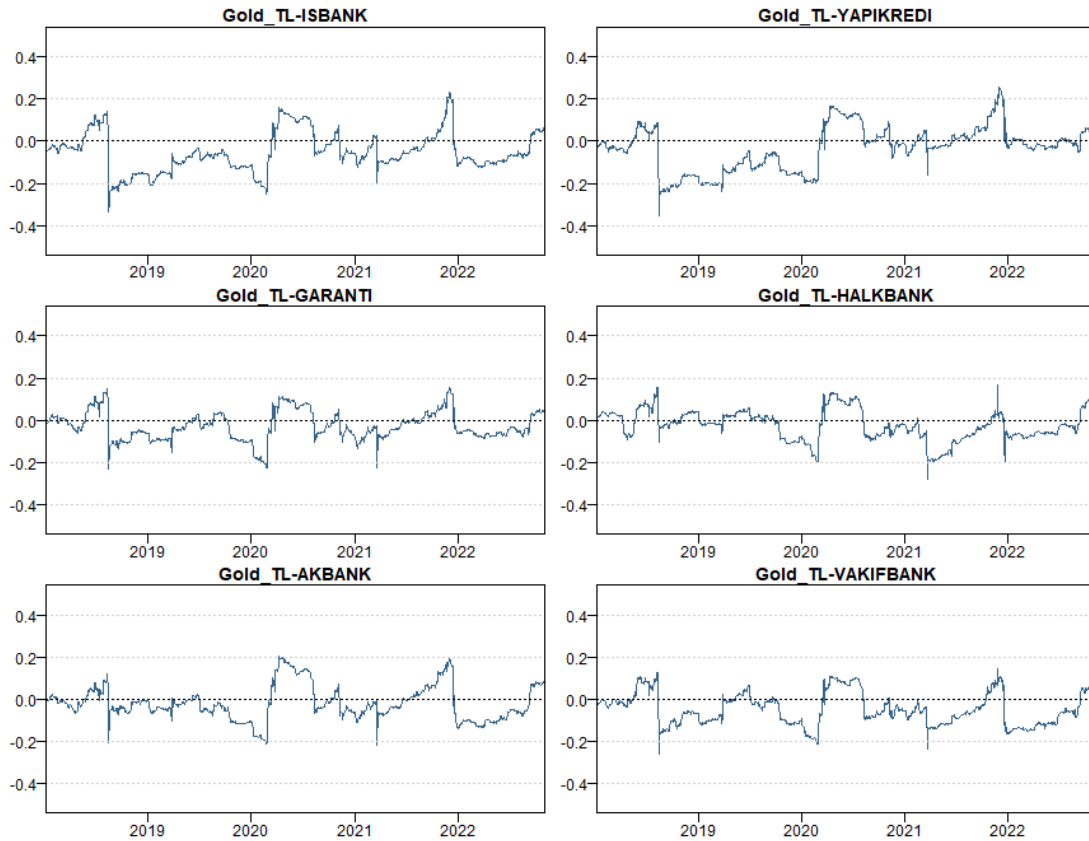
Şekil 2. MVP-MCP-MCoP Yöntemleri Altında Kümülatif Portföy Getirileri





Şekil 3. Bankacılık Hisse Senetlerinin ve Altının Farklı Portföy Yaklaşımlarında Portföy Ağırlıkları

Şekil 4’te TVP-VAR modelinden elde edilen zamanla değişen koşullu korelasyon sonuçlarına yer verilmektedir. Finansal varlık getirileri arasındaki korelasyon bize bu iki varlığın getirilerinin beraber hareket edip etmediğini gösterir. Eğer iki getiri arasındaki korelasyon pozitif ise bu iki varlığın aynı anda bir portföyde bulunması bir koruma sağlamayacaktır. Ancak, bu ilişki negatif bir ilişki ise bu söz konusu varlıklar birbirine koruma sağlayacaktır diyebiliriz. Bu durum kriz zamanlarında analiz edildiğinde ise altının güvenli liman özelliğinin olup olmadığından bahsetmiş oluyoruz. Aşağıdaki şekilde altın ile analize konu bankacılık hisse senedi getirileri arasındaki zamanla değişen korelasyon değerleri görülmektedir. Şekilden de anlaşılacağı üzere altının getirisi ile farklı bankaların getirileri arasındaki ilişki zamanla değişmektedir. Örneğin, altın ile banka hisse getirileri arasındaki korelasyon 2019’un yarısında bir anda pozitiften negatife dönmüş, Covid-19 küresel salgının başlamasından sonra ise negatiften bir anda pozitifte dönmüştür. Benzer bir sert geçiş 2022 yılının başında yani dünya ekonomilerinin enflasyon karşısında sert faiz artışına gittiği dönem için de geçerli olmuştur. Altının önemli bankacılık hisselerine karşı zaman zaman koruma sağladığı, zaman zaman da koruma aracı olarak kullanılmasının uygun olmadığı sonucuna ulaşıyoruz.



Şekil 4. Koşullu Korelasyon Sonuçları (TVP-VAR modeli)

## 5. Duyarlılık Analizi

Bu bölümde altın ile birlikte farklı portföy alternatifleri kullanılarak altının farklı bankacılık hisse senetlerine karşı koruyuculuk sağlayıp sağlamadığına ilişkin duyarlılık analizi yapılmaktadır. Makalenin okunabilirliğinin korunması ve çok yer kaplamaması için analiz

sonularının sadece Tablo 3'te yer verilen altının portf6y iindeki optimal ağırlık sonularına yer verilmiř ve elde edilen sonular ana bulgu ile karřılařtırılmıřtır. Tablo 4'te altının iinde bulunduėu 15 farklı portf6y seeneklerine yer verilmektedir. Duyarlılık analizinde 6nce iki finansal varlıėın yer aldıėı portf6ye minimum varyans y6ntemi uygulanmıř ve altının bu portf6ydeki optimal ağırlıėı hesaplanmıřtır. Sonrasında ise portf6ye farklı banka hisse senetleri de eklenmiř ve s6z konusu portf6ylerde altının optimal ağırlıėı tekrar hesaplanmıřtır. Altın ile birlikte banka hisse senetlerinin yer aldıėı portf6ylerde altının optimal ağırlıėı %67 ile %70 arasında deėiřtiėi g6r6lmektedir. Yani MVP modeli bize T6rk banka hisse senetlerine yatırım yapan yatırımcının elindeki her bir hisse senedine karřılık bunun iki katı deėerinde altın bulundurması 6nermektedir. Portf6ye farklı banka hisse senedi eklediėimizde ise altının optimal oranının azaldıėı ancak bunun ok kuvvetli olmadıėı g6r6lm6řt6r. Ayrıca alıřma kapsamında elde edilen finansal korunma etkinliėi deėerlerinin t6m hisse senetlerinin yer aldıėı portf6ydeki finansal korunma etkinliėi ile benzer deėer aldıėı g6r6lm6řt6r. Buradan da anlařılacaėı 6zere alıřmada kullanılan modelin deėiřken sayısına duyarlı olmadıėı g6r6lm6řt6r.

Ayrıca bu alıřma kapsamında kullanılan TVP-VAR modeli, VAR gecikme deėeri ve tahmin ufku farklı deėerler kullanılarak tekrar tahmin edilmiř ve tahmin y6nteminin bu deėerlere olan duyarlılık analizleri yapılmıřtır. Elde edilen sonular bize optimal ağırlık ve finansal korunma etkinliėi sonularının hem farklı VAR gecikme deėerlerine hem de farklı tahmin ufku deėerlerine karřı duyarlı olmadıėını g6stermiřtir.<sup>2</sup>

**Tablo 4. MVP Yaklařımında Farklı Portf6ylerde Altının Optimal Oranı**

	Portf6y İindeki Finansal Varlıklar (Altın Hari)	Altının Portf6y İindeki Optimal Ağırlıėı
Portf6y-1	İřbank	0.67
Portf6y-2	Garanti	0.70
Portf6y-3	Akbank	0.68
Portf6y-4	Yapı Kredi	0.69
Portf6y-5	Halkbank	0.69
Portf6y-6	Vakıfbank	0.69
Portf6y-7	İř bankası, Garanti	0.64
Portf6y-8	İř bankası, Halkbank	0.64
Portf6y-9	Halkbank, Vakıfbank	0.66
Portf6y-10	Akbank, Yapı Kredi	0.65
Portf6y-11	İř bankası, Garanti, Akbank	0.62
Portf6y-12	İř bankası, Akbank, Halkbank	0.62
Portf6y-13	Akbank, Yapı Kredi, Vakıfbank	0.62
Portf6y-14	İř bankası, Garanti, Akbank, Yapı Kredi	0.58
Portf6y-15	İř bankası, Akbank, Yapı Kredi, Halkbank	0.59

## 6. Sonu

Bu alıřmada altının T6rkiye'de faaliyet g6steren altı b6y6k bankanın (İř Bankası, Garanti Bankası, Akbank, Yapı Kredi Bankası, Halkbank ve Vakıfbank) hisse senetleri iin bir finansal koruma saėlayıp saėlamadıėı 6 farklı dinamik portf6y yaklařımı (minimum varyans, minimum korelasyon ve minimum baėlantılılık) ile arařtırılmıřtır. Veriler g6nl6k frekansta olup g6zlem aralıėı 01.01.2018- 08.11.2022'dir. Diėer taraftan MVP yaklařımı iin varyans-kovaryans

<sup>2</sup> Yapılan duyarlılık analizine iliřkin sonular alıřma iine konulmamıř olup talep edilmesi halinde g6nderilecektir.

matrisi, MCP yaklaşımı için korelasyon matrisi ve MCoP yaklaşımı için de net bağlantılılık tablosu kullanılmıştır. Bu yaklaşımlar zamanla değişen vektör otoregresif (TVP-VAR) modelinden elde edilmiştir.

Ampirik sonuçlar banka hisse senedi getirileri ile altın getirisi arasında negatif koşulsuz korelasyonun varlığına işaret etmektedir. Bu da genel anlamda altının ayı piyasasında banka hisse senetleri için iyi bir finansal koruma sağladığını göstermektedir. Bununla birlikte, zamanla değişen koşullu korelasyon sonuçları bize altın ile banka hisse senedi getirileri arasındaki ilişkinin zaman içinde değiştiğini göstermektedir. Bu da bize klasik yaklaşımda farklı olarak, altının hisse senetlerine karşı olan finansal koruma özelliğinin zamanla değiştiğini göstermektedir. Ayrıca, söz konusu finansal varlıklar arasındaki ortalama bağlantılılık tablosu sonuçları bize banka hisse senetleri arasındaki getiri yayılma endeksinin bir hayli yüksek, ancak altın ile hisse senetleri arasındaki getiri yayılma endeksinin düşük olduğunu göstermektedir. MVP, MCP ve MCoP yaklaşımları ile oluşturulan portföylerde optimal altın oranının %39 ile %53 arasında değiştiği görülmektedir. Söz konusu dinamik portföy oluşturma yaklaşımları arasında MVP yaklaşımı ile oluşturulan portföy getirisinin diğer yaklaşımlar ile oluşturulan portföy getirilerinden fazla olduğu tahmin edilmiştir. Ayrıca MVP yaklaşımı ile oluşturulan portföy, banka hisse senetlerinin oynaklığında yaklaşık %75 azalmaya neden olmuştur. Her üç yaklaşım ile elde edilen portföylerde en az risk azalması altında oluştur.

Bu çalışma kapsamında kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntemlerin kendi alanında özgün oluşu düşünüldüğünde çalışmanın Türk yayın dizinine ciddi anlamda katkı yaptığı düşünülmektedir. Ayrıca benzer mantık kullanılarak gerek birçok hisse senedi veya sektörel hisse senedi endeksleri için en iyi finansal koruma sağlayan varlıkların tespit edilmesi gelecekte yapılacak olan çalışmalara bırakılmıştır. Özellikle yabancı para, tahvil, gümüş, Bitcoin gibi varlıkların farklı yatırım araçları için finansal koruma, güvenli liman ve çeşitlendirme sağlayıp sağlamadığına ilişkin konular farklı kombinasyon ve modeller yardımı ile incelenebilir. Daha da ötesi, gelecekte yapılacak olan çalışmalarda finansal varlıklar arasındaki bu ilişkileri etkileyebileceği düşünülen enerji krizi, pandemi, savaş, ekonomik kriz gibi olayların da göz önünde bulundurulmasının literatürde farklı tartışma alanları açacağı düşünülmektedir. Yine altın vb. finansal koruma ve güvenli liman olarak kullanılan finansal varlıkların bu özelliklerinin kısa ve uzun dönem için de analiz edilmesi gerekmekte olup elde edilecek bu bilgilerin hisse senedi yatırımcılarına, düzenleyici kuruluşlara ve banka yöneticilerine yararlı bilgiler sunacağı düşünülmektedir.

#### **Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı**

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

#### **Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı**

Yazar, makalenin tamamına yalnız kendisinin katkı sağlamış olduğunu beyan eder.

#### **Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı**

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

## Kaynakça

- Akel, V. ve Gazel, S. (2015). Finansal piyasa riski ve altın yatırımı Türkiye örneđi. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 24(1), 335-350. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/cusosbil/>
- Ali, S., Bouri, E., Czudaj, R.L. and Shahzad, S.J.H. (2020). Revisiting the valuable roles of commodities for international stock markets. *Resources Policy*, 66, 101603. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101603>
- Antonakakis, N., Chatziantoniou, I. and Gabauer, D. (2020). Refined measures of dynamic connectedness based on time-varying parameter vector autoregressions. *Journal of Risk and Financial Management*, 13(4), 84. <https://doi.org/10.3390/jrfm13040084>
- Başarı, Ç. (2019). Altın ve hisse senedi getirileri arasındaki nedensellik iliřkisi: Türkiye örneđi. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 21(2), 475-490. <https://doi.org/10.26468/trakyasobed.472190>
- Baur, D.G. and McDermott, T.K. (2010). Is gold a safe haven? International evidence. *Journal of Banking & Finance*, 34(8), 1886-1898. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.12.008>
- Bekiros, S., Boubaker, S., Nguyen, D.K. and Uddin, G.S. (2017). Black swan events and safe havens: The role of gold in globally integrated emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 73, 317-334. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.02.010>
- Broadstock, D.C., Chatziantoniou, I. and Gabauer, D. (2022). Minimum connectedness portfolios and the market for green bonds: Advocating socially responsible investment (SRI) activity. In C. Floros and I. Chatziantoniou (Eds.), *Applications in energy finance* (pp. 217-253). [https://doi.org/10.1007/978-3-030-92957-2\\_9](https://doi.org/10.1007/978-3-030-92957-2_9)
- Chkili, W. (2016). Dynamic correlations and hedging effectiveness between gold and stock markets: Evidence for BRICS countries. *Research in International Business and Finance*, 38, 22-34. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.03.005>
- Diebold, F.X. and Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57-66. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2011.02.006>
- Diebold, F.X. and Yilmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of Econometrics*, 182(1), 119-134. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.04.012>
- Dođru, B. ve Uysal, M. (2015). Bir yatırım aracı olarak altın ile hisse senedi endeksi arasındaki iliřkinin analizi: Türkiye üzerine ampirik uygulama. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 24 (1), 239-254. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/cusosbil/>
- Ederington, L.H. (1979). The hedging performance of the new futures markets. *Journal of Finance*, 34(1), 157-170. <https://doi.org/10.2307/2327150>
- Elliott, G., Rothenberg, T.J. and Stock, J.H. (1992). *Efficient tests for an autoregressive unit root* (NBER Working Paper No. 130). Retrieved from [https://www.nber.org/system/files/working\\_papers/t0130/t0130.pdf](https://www.nber.org/system/files/working_papers/t0130/t0130.pdf)
- Jaffe, J.F. (1989). Gold and gold stocks as investments for institutional portfolios. *Financial Analysts Journal*, 45(2), 53-59. <https://doi.org/10.2469/faj.v45.n2.53>
- 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)
- Koop, G., Pesaran, M.H. and Potter, S.M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119-147. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01753-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4)
- Korobilis, D. and Yilmaz, K. (2018). *Measuring dynamic connectedness with large Bayesian VAR models* (SSRN Working Paper No. 3099725). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3099725>

- Ma, R., Sun, B., Zhai, P. and Jin, Y. (2021). Hedging stock market risks: Can gold really beat bonds? *Finance Research Letters*, 42, 101918. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101918>
- Markowitz, H.M. (1959). *Portfolio selection: Efficient diversification of investments*. New York: John Wiley.
- McDonald, J.G. and Solnick, B.H. (1977). Valuation and strategy for gold stocks. *The Journal of Portfolio Management*, 3(3), 29-33. <https://doi.org/10.3905/jpm.1977.408606>
- Mensi, W., Hammoudeh, S., Al-Jarrah, I.M.W., Al-Yahyaee, K.H. and Kang, S.H. (2019). Risk spillovers and hedging effectiveness between major commodities, and Islamic and conventional GCC banks. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 60, 68-88. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2018.12.011>
- Pesaran, H.H. and Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17-29. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00214-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0)
- Primiceri, G.E. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 821-852. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00353.x>
- Salisu, A.A., Vo, X.V. and Lucey, B. (2021). Gold and US sectoral stocks during COVID-19 pandemic. *Research in International Business and Finance*, 57, 101424. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2021.101424>
- Serttaş, F.Ö. (2022). Altın ve kripto paraların BİST100 Endeksi için hedge ve güvenli liman özellikleri: Covid-19 salgını etkileri. *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24(2), 622-635. <https://doi.org/10.26745/ahbvuibfd.1110109>
- Sharpe, W.F. (1966). Mutual fund performance. *Journal of Business*, 39(1), 119-138. <http://dx.doi.org/10.1086/294846>
- Sherman, E.J. (1982). Gold: A conservative, prudent diversifier. *The Journal of Portfolio Management*, 8(3), 21-27. <https://doi.org/10.3905/jpm.1982.408850>
- Tomak, S. (2013). Altın güvenli liman mı? Hisse senetleri, DİBS, döviz kuru ve altın getirileri arasındaki ilişkilerin analizi. *Çağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 10(1), 21-36. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/cagsbd/>

## HEDGING EFFECTIVENESS OF GOLD: AN ANALYSIS FOR THE BANKING SECTOR WITH DIFFERENT DYNAMIC PORTFOLIO APPROACHES

### EXTENDED SUMMARY

#### Introduction

Gold has been extensively seen and used as a hedging instrument against both inflation and risky assets in Turkey as well as all over the world. Many studies have been conducted in the literature to investigate the hedging effectiveness of gold on stock markets. Unlike other studies that use stock market aggregate indices, we use six major Turkish bank stock indexes (İřbank, Garanti Bank, Akbank, Yapı Kredi Bank, Halkbank and Vakıfbank) with gold to construct a fictitious portfolio and try to find the optimal weight of such assets using minimum variance, minimum correlation, and minimum connectedness approaches. The study differs from other studies in the literature in terms of both the methodology and microfinancial data usage. We go into more detail with the analysis and figure out different statistics, such as the Pearson correlation matrix, the return spillover table, the dynamic multivariate portfolio weights, and the cumulative returns for different portfolio approaches.

#### Methodology

Following Broadstock et al. (2022), we use a time-varying parameter vector autoregressive (TVP-VAR) model in this study. The model was developed by Primiceri (2005) and has been extensively used so far in the literature. The TVP-VAR model is an alternative model of the rolling VAR model and utilizes the Kalman filter as described in Antonakakis et al. (2020). The model allows us to get time-varying parameters and a variance-covariance matrix. As a result, the model provides great flexibility to capture of relationship dynamics among financial assets.

Thus, the TVP-VAR model may be expressed as follows:

$$y_t = \Phi_y y_{t-1} + e_t, \quad e_t | F_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (1)$$

$$vec(\Phi_t) = vec(\Phi_{t-1}) + \zeta_t, \quad \zeta_t | F_{t-1} \sim N(0, \Xi_t) \quad (2)$$

where  $F_{t-1}$  represents all information available up to  $t - 1$ . Furthermore,  $y_t$  and  $e_t$  are  $m \times 1$  dimensional vectors and  $\Phi_t$  and  $H_t$  represent  $m \times m$  dimensional matrices. In addition,  $\zeta_t$  and  $vec(\Phi_t)$  are  $m^2 \times 1$  dimensional vectors and  $\Xi_t$  is an  $m^2 \times m^2$  dimensional matrix.

#### Data Description and Empirical Results

In this study, we used daily gold and six major banks' return series. The data are obtained from Yahoo Finance database. The data spans from January 1, 2018 to November 8, 2022, and the number of observations is 1192. The empirical results show that gold and Halkbank stock returns are net return spillover receivers on average, while other stock returns are net return spillover contributors. In addition, the portfolio weights for gold range from approximately 39% to 53% of the portfolio allocation under three different dynamic multivariate portfolio approaches (i.e., MVP, MCP, and MCoP). Among other approaches, the portfolio weight of gold fluctuates significantly in MVP, while portfolio estimation stays nearly constant under the MCP and MCoP

approaches. In addition, portfolio weights of Turkish bank stocks also vary significantly over time, regardless of the model. Furthermore, the cumulative return of MVP is greater than that of other portfolio strategies. Finally, the gold can be used as effective hedging against the banks' shares at some interval during the observation period.

### **Conclusion**

In this study, we utilize a fully time-varying parameter vector auto-regression (TVP-VAR) model to estimate the time-varying variance covariance matrix. By using the minimum variance, minimum correlation, and minimum connectedness approaches, we construct a fictitious portfolio that includes six major Turkish bank stocks and gold. To do this, we aim to determine the optimal weight of gold in such portfolios and whether gold can be used as an effective hedging tool against banking sector equities. The daily data used in this study spans from January 1, 2018, to November 8, 2022.

The empirical findings show that the correlation between gold and stock returns has statistically significant negative values. This can be shown evidence as gold hedges stock markets efficiently during bear market conditions. On the other hand, the results indicate that the conditional correlation between gold and stock prices changed during the observation period. This can be shown as evidence that the hedging of gold against stock markets has varied over time. Furthermore, the results of the average interconnectedness table between these financial assets reveal that the return spillover indexes between bank stocks are quite high, but the return spillover index between gold and banking stocks is low. Depending on the time and portfolio construction choice, portfolio weights for gold range from around 39 to 53 percent of the portfolio allocation. These portfolios constructed by the MVP approach succeed in decreasing the volatility of bank stocks by nearly 75%.



# EKONOMİK ÖZGÜRLÜKLER İNDEKS GÖSTERGELERİNİN YENİ SANAYİLEŞEN ÜLKELERİN KREDİ NOTLARI ÜZERİNE ETKİSİ\*

## The Effect of Economic Freedoms Index Indicators on the Credit Ratings of Newly Industrialized Countries

Gizem VERGİLİ\*\*, Mehmet Sinan ÇELİK\*\*\* & Bahar TAŞ\*\*\*\*

### Öz

Uluslararası kredi derecelendirme kuruluşlarının verdiği ülke kredi notları ülkeler arasındaki fon akımlarının yönünü belirlemede önemli bir görev üstlenmektedir. Özellikle yeni sanayileşen ülkeler gelişimi sürdürülebilir hale getirmek ve gelecekteki yatırımları finanse etmek amacıyla sürekli olarak finansman ihtiyacı duymaktadır. Bu çalışmada, yeni sanayileşen ülkelerin kredi notlarını etkileyen unsurlar ele alınmıştır. Bu unsurların başında ekonomik özgürlük indeks göstergesi olarak ele aldığımız hukukun üstünlüğü, devletin büyüklüğü, mevzuat yeterliliği ve serbest piyasa değişkenleri gelmektedir. Ayrıca ülkelerin gelir düzeylerini kontrol etmek amacıyla gayri safi yurt içi hasılanın büyüme oranı ve makroekonomik düzeylerini kontrol etmek amacıyla enflasyon oranı modele dahil edilmiştir. 1995-2021 dönemine ait veriler kullanılarak hazırlanan panel veri seti üzerinde Driscoll-Kraay Standart Hatalar analizi uygulanarak parametreler tahmin edilmiştir. Yaptığımız analiz sonucunda serbest piyasa göstergesi dışındaki tüm ekonomik özgürlük indeks göstergelerinin ülkelerin kredi notları üzerinde pozitif ve anlamlı etkisi olduğu görülmektedir. Çalışma sonuçları, yeni sanayileşen ülkelerin ekonomik özgürlük unsurlarını iyileştirici hamleler yapmasının ülkelerin risk faktörlerinin düşmesine böylece yatırım yapılabilir ülke kredi notlarına ulaşmasına sağlayacağını öne sürmektedir.

### Abstract

Sovereign credit ratings given by international credit rating agencies play an important role in determining the direction of fund flows among countries. Especially newly industrialized countries consistently need financing in order to make the development sustainable and to finance future investments. In this study, the factors affecting the credit ratings of newly industrialized countries are discussed. Foremost among these factors, the rule of law, the government size, the regulatory efficiency, and the open markets are considered as indicators of the economic freedom index. Moreover, the growth rate of gross domestic product and inflation rate are included into the model to control the macroeconomic and income levels of the countries. The parameters were estimated by applying Driscoll-Kraay Standard Errors analysis on the panel data set spanning from 1995 to 2021. As a result of the analysis, it is seen that all economic freedom index indicators except the open market indicator have a positive and significant effect on the credit ratings of countries. Consequently, the study argues that the newly industrialized countries' taking steps to improve their economic freedom will reduce the risk factors of the countries and thus achieve investment-grade credit ratings.

### Anahtar

#### Kelimeler:

Ekonomik  
Özgürlük İndeksi,  
Ülke Kredi  
Notları, Panel  
Veri Analizi.

#### JEL Kodları:

E00, G18, C33.

### Keywords:

Economic  
Freedom Index,  
Sovereign Credit  
Ratings, Panel  
Data Analysis.

#### JEL Codes:

E00, G18, C33.

\* Bu çalışma 25. Finans Sempozyumu'nda en iyi 3. bildiri ödülü alan çalışmanın genişletilmiş halidir.

\*\* Dr. Öğr. Üyesi, Burdur Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, Bucak İşletme Fakültesi, Türkiye, gizemvergili@mehmetakif.edu.tr, ORCID: 0000-0003-1125-1772

\*\*\* Arş. Gör., Niğde Ömer Halisdemir Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Türkiye, mehmetsinancelik@ohu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-3102-406X

\*\*\*\* Arş. Gör., Burdur Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, Bucak İşletme Fakültesi, Türkiye, btas@mehmetakif.edu.tr, ORCID: 0000-0002-1743-2358

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 08.11.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 19.12.2022

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



## 1. Giriş

Heritage Kurumu (The Heritage Foundation) tarafından 28 yıldır açıklanan “Ekonomik Özgürlükler İndeksi (Index of Economic Freedom)” ülkelerin ekonomik özgürlük, refah düzeyleri ve fırsatlarını dikkate alan mülkiyet haklarından finansal özgürlüğe kadar 12 farklı özgürlük değeri sunmaktadır. Heritage Kurumu tanımına göre; ekonomik özgürlük, bireylerin kendi emeğini ve mülkiyetini kontrol etme hakkıdır (Heritage, 2022).

Ekonomik olarak özgür bir toplumda, bireyler istedikleri şekilde çalışmak, üretmek, tüketmek ve yatırım yapmakta özgürdürler. Ekonomik olarak özgür toplumlarda, hükümetler emeğin, sermayenin ve malların serbestçe hareket etmesine izin verir ve özgürlük kısıtlamasından kaçınır. 12 nitel ve nicel faktöre bağlı oluşturulan ekonomik özgürlük indeksi temelde 4 kategoriye ayrılmaktadır. Bunlar; Hukukun Üstünlüğü (Rule of Law), Devletin Büyüklüğü (Government Size), Mevzuat Yeterliliği (Regulatory Efficiency), Serbest Piyasa (Open Markets)’dan oluşmaktadır. Hukukun Üstünlüğü kategorisi mülkiyet hakları, devlet bütünlüğü, yargı etkinliği değerlerini kapsamaktadır. Devletin Büyüklüğü kategorisinde kamu harcamaları, vergi yükü, mali sağlık verileri dikkate alınmaktadır. Mevzuatın Yeterliliği olarak iş özgürlüğü, çalışma özgürlüğü, parasal özgürlükler baz alınmaktadır. Serbest Piyasa ticaret özgürlüğü, yatırım özgürlüğü, finansal özgürlükleri kapsamaktadır. Heritage Kurumu bu 4 kategori altında oluşturduğu 12 özgürlüğün ağırlıklı ortalamasını alarak her ülke için bir değer sunmaktadır. Her bir özgürlük değeri 0 ile 100 arasında derecelendirilmektedir. Çalışmamızda her bir kategorinin etkisini daha iyi ayırt edebilmek için tek bir Ekonomik Özgürlük İndeks verisinin kullanılması yerine oluşturulan 4 kategorinin kendi içlerinde ağırlıklı ortalaması alınarak kullanılması tercih edilmiştir.

Ülkeler gelişmişlik düzeylerine, ekonomik iş birliklerine, uluslararası örgütlere dahil olmalarına göre veya daha pek çok sebeple farklı grup ve kategorilere ayrılabilirlerdir. Çalışmamızda farklı alanlarda ekonomik özgürlüklerin ülke kredi notlarına etkisini incelemek amacıyla Yeni Sanayileşen Ülkeler (NICs-Newly Industrialized Countries) grubu ele alınmıştır. Yeni sanayileşen ülkeler, hala gelişmekte olan ancak diğer gelişmekte olan ülkelere kıyasla daha fazla ekonomik büyüme gösteren ülkelerin bir alt kategorisini ifade eder. NIC ülkeleri, sanayileşme ve kentleşme yoluyla sürekli olarak gelişmekte ve büyümektedir. Ancak literatüre baktığımızda yeni sanayileşen ülkeler listesinde mutabık kalmadığı farklı ülkelere oluşan listelerin yer aldığı görülmektedir. Kurumsal Finans Enstitüsü (Corporate Finance Institute) tarafından açıklanan ve çoğu uzman tarafından yeni sanayileşmiş ülkeler kategorisinde değerlendirilen ülkeler “Brezilya, Hong Kong, Hindistan, Meksika, Singapur, Tayland, Güney Afrika, Türkiye ve Tayvan” dan oluşmaktadır. Ancak çalışmamızda Tayvan’ın tüm verilerine kesintisiz ulaşılamadığı için çalışmada kısıt olarak kabul edilerek, geri kalan 8 ülkenin ülke kredi notları ve ekonomik özgürlük verileri kullanılmıştır (Corporate Finance Institute, 2022). Yeni sanayileşen ülkeler genellikle gelişmiş ülkelere yatırım sermayesi alan, nispeten daha düşük işgücü maliyetleri ve rekabet avantajı sağlayan diğer girdilere sahip ülkelere oluşmaktadır. Genel ortak özellikleri arasında hükümet müdahaleleri dikkat çekmektedir. NIC ekonomilerinin çoğunluğu, politika müdahaleleri yoluyla genel kalkınmayı veya belirli endüstrilerin gelişimini teşvik etmek için hükümetin müdahalesine tabidir. Bu ülkelerin bazıları eğitimli işgücüyle, alanında yetişmiş elemanlarla çalışma avantajına da sahiptir. Söz konusu ülkeler, işletmelerin borçlanma maliyetini azaltmak için faiz oranlarını düşük tutmakta ve şirketleri sübvanses etmeyi hedeflemektedir. Yeni sanayileşen ülkelerin bir diğer ortak özelliği ise nüfus artış oranlarının

diđer geliřmekte olan ÷lkelere oranla düşüş eğiliminde olmasıdır (Corporate Finance Institute, 2022).

÷lke kredi notları bir ÷lkenin kredibilitésinin kredi derecelendirme kuruluşları tarafından değerlendirilmesidir. Belirli bir ÷lkeye borç vermenin risk derecesini, borcun geri ödenebilirliđi ve yatırım yapmanın uygun olup olmadığını belirten bir göstergedir. Metodolojileri net olmayan kredi derecelendirme kuruluşlarının tayin ettiđi notlar sıklıkla tartışma konusu olmaktadır. Çalışmada 1995-2021 yılları arasında yeni sanayileřen ÷lkelerin ekonomik özgürlük göstergelerinin ÷lke kredi notlarına etkisi panel veri analizi yöntemi ile değerlendirilmesi amaçlanmaktadır. Literatür incelendiđinde ekonomik özgürlüklerle ilgili çalışmaların genellikle ekonomik büyümeyle ilişkilendirildiđine rastlanırken, ÷lke kredi notlarına etki boyutunun yeterince ele alınmadıđı gözlemlenmiştir. Söz konusu nedenden dolayı çalışmanın motivasyonunu, ÷lke kredi notunu belirleyen makroekonomik ve finansal göstergelerin yanı sıra aslında nitel ve nicel göstergelerin harmanlanmasından oluşan ekonomik özgürlük indeksi gibi değerlerin etkisini analiz etmek oluşturmaktadır. Literatürde bahsi geçen nitel deđişkenlerin ÷lke kredi notlarına etkisi farklı ÷lke ve ÷lke grupları üzerinde test edilmiştir (Kaufmann vd., 2003; Butler ve Fauver, 2006). Belirlenen nitel deđişkenlerin, kredi notlarının yatırım alabilmek için hayati öneme sahip olduđu yeni sanayileřen ÷lke grubuna etkisinin incelenmesi literatüre önemli bir katkı olarak görülebilir. Söz konusu deđişkenler kredi derecelendirme kuruluşlarının ÷lke kredi notlandırmalarında dikkate aldıđı önemli faktörlerdir.

Çalışmada öncelikle literatürde ÷lke kredi notları üzerine yapılan çalışmalar ele alınmış, ardından veri seti ve çalışmanın amacına uygun belirlenen model ile panel veri analiz bulgularına yer verilmiştir. Son bölümde ise çalışmanın sonuçları değerlendirilmiş, literatüre katkısı ve politika yapıcılara öneriler sunulmuştur.

## 2. Literatür

Kredi derecelendirme kuruluşlarının kredi notunun değerlendirilmesinde kullanılan metodolojilerin şeffaf olmaması söz konusu araştırmanın yapılmasında bizi motive eden etkindir. Kredi derecelendirme kuruluşları bir ÷lkeye ait siyasi, altyapı, finansal, ekonomik, bölgesel, yerel ve diđer faktörlerden çeşitli bilgiler alır ve o ÷lkenin borçlarını ödeme gücünü değerlendirir (Saadaoui vd., 2022). Bu bilgi daha sonra, en yüksek dereceli ÷lkenin yüksek derecede kredibiliteye sahip olduđu ve temerrüde düşme olasılıđı en düşük olan ÷lke ile ÷lke kredi notu olarak adlandırılan bir derecelendirme ölçeđi aracılıđıyla sunulmaktadır. Fitch, Moody's ve Standard & Poor's (S&P) olmak üzere üç ana kredi derecelendirme kuruluşu bulunmaktadır. Üç farklı kredi derecelendirme kuruluşunun aynı firmaya veya devlete farklı derecelendirmeler vermesi, arařtırmacıların kredi notlarını belirlemede hangi göstergelerin kullanıldıđının sorgulamasına neden olmuştur (Takawira ve Mwamba, 2020; Overes ve van der Wel, 2021).

Yeni sanayileřen ÷lkeler, gelişimi sürdürülebilir hale getirmek ve gelecekteki yatırımlarını finanse etmek amacıyla sürekli olarak finansman ihtiyacı duymaktadır. Söz konusu finansman ihtiyacını karşılamada ÷lke içerisindeki tasarrufların yetersiz kaldıđı zamanlarda ÷lke dışından borçlanma yoluna giderler. Borçların fazla olduđu dönemlerde ÷lkeler temerrüt riski ile karşılaşmakta ve ÷lkelerin yeni krediye erişmesi kısıtlanmaktadır (Demmou vd., 2021). Makroekonomik deđişkenler, ekonomik politikalar, para krizleri, kısa vadeli bütçenin yanlış yönetimi ve iç veya dış şoklar, temerrüt olasılıđını belirlemesi muhtemel olan kısa vadeli likidite

veya uzun vadeli ödeme gücünün bir sonucu olarak borcun sürdürülebilirliğini etkileyebilir (Mellios ve Paget-Blanc, 2006). Bu yüzden makro ekonomik değişkenlerin kredi notları üzerine etkileri araştırmacıların çalışmalarına konu olmuştur.

Makro ekonomik göstergelerin ülke kredi notlarına etkisini araştıran ilk çalışmalardan olan Cantor ve Packer (1996) makalesinde, 49 ülkenin GSYH (Gayri Safi Yurt İçi Hasıla), dış borcun ihracata oranı, büyüme oranı ve enflasyon oranı gibi makro değişkenlerini ülkelerin kredi notlarının belirleyicileri olarak kullanmıştır. Çalışmada, dış borç değişkeni beklenilen aksine pozitif ilişkili ve GSYH ile büyüme, enflasyon oranı beklenilen şekilde anlamlı bulunmuştur. Çalışmada kullanılan diğer değişkenler anlamsız katsayılara sahiptir.

Gür (2000) derecelendirme kuruluşlarının 34 ülkeye 1990-1998 yılları arasında verdiği notlar ile çift sınırlı Tobit modelinden elde ettiği ülke risk notlarını karşılaştırdığı çalışmada çok fazla değişken kullanımının istatistiki açıdan bir anlam ifade etmediğini savunmuştur. Ayrıca ülke kredi notlarında politik risk değişkenlerinin kullanılmamasını eleştirmiştir.

39 ülke için yapılan bir diğer çalışmada Hu vd. (2001) çalışmalarında panel sıralı probit yöntemini uygulamışlardır. Açıklayıcı değişkenler olarak, enflasyon oranı, rezervlerin ithalata oranı, borçların GSYH'ye oranı, borç geçmişleriyle alakalı ve endüstriyel olup olmadıklarına dair gölge değişkenler kullanılmıştır. Analiz sonucunda kullanılan tüm değişkenlerin beklenen şekilde anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Afonso (2003) çalışmasında 81 ülkenin kredi notunu belirleyen değişkenleri araştırmış, değişken olarak Cantor ve Packer (1996) çalışmasında kullanılan makro değişkenleri kullanmıştır. Sonuç olarak kullanılan değişkenlerin önemli ölçüde belirleyici olduğu tespit edilmiştir.

95 ülkeye ait Aralık 1995-Aralık 1999 dönemini kapsayan verilerin kullanıldığı Bissoondoyal-Bheenick (2005) çalışmasında ülke kredi notlarının belirlenme sürecinde sosyal ve kalitatif politik göstergelerin de enflasyon ve Gayri Safi Milli Hasıla (GSMH) gibi ekonomik değişkenlerle birlikte önemli olduğunu gözlemlemiştir.

Hill vd. (2010) araştırmalarında 3 büyük kredi kuruluşunun notlandırmaları arasındaki farkları araştırmıştır. Çalışmada 1990-2002 yılları arasındaki veriler kullanılmış olup, bağımsız değişken olarak GSYH, GSYH büyüme oranları, enflasyon, dış borç, dış ve mali denge, borç geçmişi ve ülke risk primi kullanılmıştır. Analiz sonucunda GSYH ve büyüme oranları, borç geçmişi ve risk prim oranları, tüm kredi derecelendirme kuruluşları için anlamlı çıkarken, dış borç ve dış denge yalnızca S&P ve Moody's için, enflasyon sadece S&P için, mali denge de sadece Moody's için anlamlı değişken olarak tespit edilmiştir. S&P en güçlü tahminin yapıldığı derecelendirme kuruluşu olmuştur.

Kabadayı ve Çelik (2015), ülke derecelendirme özelliklerini incelemek için sıralı probit ve logit modellerini kullanmıştır. Kabadayı ve Çelik (2015), cari açığın GSYH'ye oranı, deflatör hesaplanan enflasyon, dış borcun GSMH'ye oranı, Heritage Foundation'ın özgürlük indeksi, GSYH yüzde değişimi, reel döviz kuruna karşı açıklayıcı değişkenleri çalışmasında kullanmıştır. Derecelendirme ülkelerinde kredi derecelendirme kuruluşlarının siyasi, yönetim ve ekonomik yapıları da dikkate aldığını tespit etmiştir.

Öztürk vd. (2016), heterojen bir örnekleme, çeşitli Yapay Zeka yöntemlerini kullanarak ülke kredi notlarını tahmin etmiştir. Kullanılan algoritmalar arasında Sınıflandırma ve Regresyon Ağaçları, Bayes Net, Çok Katmanlı Algılayıcı, Naive Bayes ve Destek Vektör Makineleri

uygulanmıřtır. Yapay zeka sınıflandırıcıları, tahmin doęruluęu konusunda geleneksel istatistiksel teknięe gre daha iyi performans gsterdięi tespit edilmiřtir.

23 OECD lkesi iin 1995-2014 yılları arasında Barta ve Johnston'ın (2018) yaptıęı alıřmasında hkmet partizanlıęının geliřmiř lkelerin kredi derecelendirme kuruluřlarını nasıl etkiledięini deęerlendirmiřtir. Sol yneticilerin ve seimde iktidar olmayan sol yneticilerin nemli lde ve daha yksek olasılıkla negatif derecelendirme deęiřikliklerine neden olduęu sonucuna ulařmıřlardır.

2000'den sonraki dnemde lke kredi notu ile maliye politikası arasındaki iliřkinin arařtırıldıęı Balıkcıoęlu ve Yılmaz (2019) alıřmalarında, 12 geliřmiř ve geliřmekte olan lkeye ait, 2001-2016 dnemi verileri ile analizlerini gerekleřtirmiřtir. Kamu maliyesine iliřkin faktrlerin kredi notlarını farklılařtıran nemli etkenler olduęunu tespit etmiřlerdir.

Pabucu (2019) lke kredi notlarını makine ęrenme algoritmaları ile tahmin etmeye alıřtıęı arařtırmasında makroekonomik gstergelerin yanında demokrasi indeksi, eřitizlięe uyarlanmıř insani geliřim indeksi, insani geliřim indeksi, iř yapma kolaylıęı indeksi, hukukun stnlę, kresel rekabet indeksi, nfus, politik istikrar, yasaların uygunluęu gibi deęiřkenlerin de yer aldıęı 23 deęiřken kullanmıřtır. Kullandıęı deęiřkenlerle 2016-2018 yılları arasındaki lke kredi notlarını tahmin etmekte olduka bařarılı modellere ulařtıęını belirtmiřtir.

Barta ve Makszin (2020), siyasi ve politik kararların lke kredi notlarına etkisini deęerlendirdięi alıřmasında 1999-2012 yılları arasında 40 Avrupa lkesinin S&P tarafından aldıęı notların yer aldıęı rapor metinlerini incelemiřtir. S&P'nin lkeler arasında benzer şekilde politikayı inceledięini ancak geliřmiř lkeler ve daha dřk belirsizlięe sahip AB lkelerinde siyasi incelemenin geliřmekte olan lkelere gre daha az olduęu sonucuna ulařmıřlardır.

Takawira ve Mwamba (2020), lke kredi notlarının belirleyicilerini ortaya koymak iin Naive Bayes sınıflandırıcısını kullanan bir makine ęrenme modeli uygulamıř, derecelendirme kuruluřlarının farklı makro ekonomik deęiřkenlere daha fazla nem atfettięi sonucuna ulařmıřtır. En ok anlamlı ıkan makro ekonomik deęiřkenlerin, hanehalkı bor/harcanabilir gelir oranı, reel efektif dviz kurları ve tketiciler fiyat indeksi olduęu belirlenmiřtir.

Proena vd. (2021), 1995-2006 ve 2007-2012 mali kriz dneminde dzenli bir probit modeli kullanarak Avrupa'dan on lkede lke notlarının belirleyicilerini inceledi. Bulguları, kiři bařına dřen GSYH, iřsizlik oranı, devlet borcu, hkmet etkinlięi gibi deęiřkenlerin, rezervler ve cari hesap dengesinin lke kredi notlarını belirlenmesinde nemli olduęu řeklinde dir.

Chang vd. (2022), toplumsal gvenin kredi derecelendirme kuruluřlarının kurumsal sosyal sorumluluk deęerini zayıflatan ahlaki tehlike endiřelerini hafiflettięi varsayımı altında yaptıkları alıřmalarında geniř bir rnekleme ele almıřlardır. Sadece yksek toplumsal gvene sahip lkelerde kredi derecelendirme notları arasında belirgin iliřki bulmuřlardır.

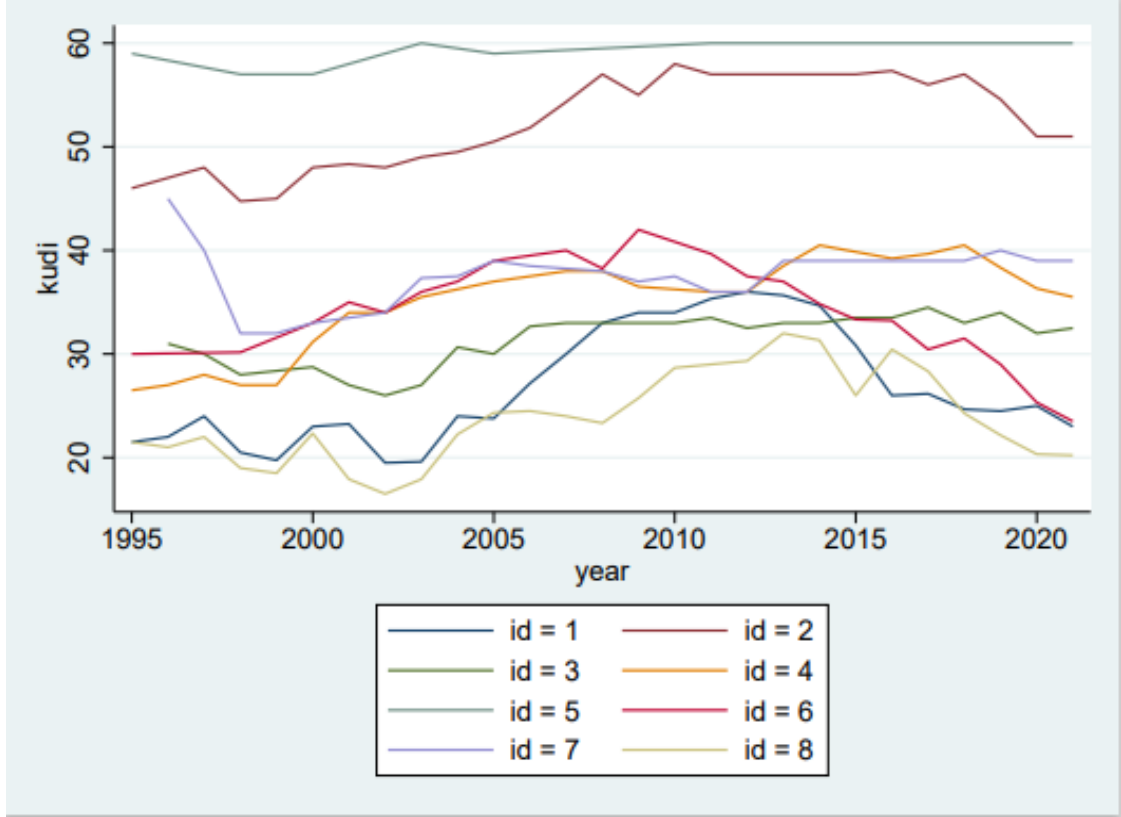
Literatrdeki alıřmalarda, yapay zeka ve geleneksel ekonometrik metodolojiden yararlanıldıęı grlmekte olup, farklı kredi derecelendirme kuruluřlarının lke kredi notlarını belirlerken farklı makro ekonomik deęiřkenlere nem verdięi sonucuna ulařılmaktadır. Bu nedenle yapılan alıřmaların oęunda makroekonomik ve dięer deęiřkenlere odaklanıldıęı grlmektedir. alıřmamız sz konusu deęiřkenler dıřında ekonomik zgrlk indeks gstergelerini de analize dahil ederek literatrden bu ynyle farklılařmaktadır.

### 3. Veri Seti, Metodoloji ve Ampirik Sonuçlar

Bu çalışmada, 1995-2021 dönemine ait yeni sanayileşen 9 ülkeden (Brezilya, Hong Kong Hindistan, Meksika, Singapur, Tayland, Güney Afrika, Türkiye, Tayvan) Tayvan hariç 8 ülkenin yıllık verileri kullanılarak ekonomik özgürlüklerin ülke kredi notları üzerindeki etkileri panel veri analizi ile araştırılmıştır. Tayvan'ın ülke verilerine 1995-2021 yılları arasında kesintisiz ulaşamamasından dolayı örnekleme dahil edilmemiştir. Ekonomik özgürlük indeksini belirleyen Hukukun Üstünlüğü (HÜ), Devletin Büyüklüğü (DB), Mevzuat Yeterliliği (MY) ve Serbest Piyasa (SP) verileri Heritage Kurumu'ndan, kontrol değişkeni olarak GSYH'nin Büyüme Oranı (Büyüme) ve Enflasyon (Enflasyon) verileri de Bloomberg Eikon üzerinden sağlanmıştır. Ülke kredi notlarına The Global Economy (2022) üzerinden ulaşılmış ve veriler KÜDİ ile sayısallaştırılarak kullanılmıştır. Ekonomik özgürlükler için, düşünce kuruluşu Heritage Kurumu tarafından yıllık olarak yayınlanan ve 184 ülkenin mülkiyet haklarından finansal özgürlüğe kadar 12 ayrı nicel ve nitel faktöre dayalı olarak ölçülen ekonomik özgürlük indeks göstergeleri kullanılmıştır. Bu 12 faktör şu şekilde sıralanmaktadır: mülkiyet hakları, devletin bütünlüğü, yargının etkinliği, kamu harcamaları, vergi yükü, mali sağlık, iş özgürlüğü, çalışma özgürlüğü, parasal özgürlük, ticaret özgürlüğü, yatırım özgürlüğü ve finansal özgürlüktür. 12 ekonomik özgürlüğün her biri 0 ile 100 arasında derecelendirilmektedir. Çalışmada, Hukukun Üstünlüğü (mülkiyet hakları, devletin bütünlüğü, yargının etkinliği), Devletin Büyüklüğü (kamu harcamaları, vergi yükü, mali sağlık), Mevzuatın Yeterliliği (iş özgürlüğü, çalışma özgürlüğü, parasal özgürlük), Serbest Piyasa (ticaret özgürlüğü, yatırım özgürlüğü, finansal özgürlük) şeklinde olmak üzere dört kategoride ekonomik özgürlük indeks göstergeleri kapsadıkları özgürlüklerin ortalaması alınarak hesaplanmış ve veri setinde kullanılmıştır. Tek bir veri sunan ekonomik özgürlük indeksinin kullanılması yerine bu veriye ulaşmada dikkate alınan dört kategorinin ayrı ayrı kullanılmaları etkilerin tek tek görülüp politika önerilerinin de ayrı ayrı yapılabilmesine olanak sunması sebebiyledir.

Literatürde sıklıkla ekonomik özgürlük indeks göstergesi daha çok ülke büyümesi ile ilişkilendirilen çalışmalarda kullanılmaktadır. Hukukun Üstünlüğü (Park ve Ginarte, 1997; Chen ve Puttitanun, 2005), Devletin Büyüklüğü (Bergh ve Karlsson, 2010; Feldmann, 2010), Mevzuatın Yeterliliği (Gust ve Marquez, 2004; Hussain ve Haque, 2015), ve son olarak Serbest Piyasa (Razmi ve Refaei, 2013) değişkenleri farklı göstergeler şeklinde olmak üzere açıklayıcı değişken olarak literatürde kullanıldıkları görülmektedir. Nitel değişkenlerin ülke kredi notlarına etkileri açısından da inceleyen çalışmalar bulunmaktadır (Kaufmann vd., 2003; Butler ve Fauver, 2006; Archer vd., 2007; Riley vd., 2011). Bu dört temel değişkenlerin yanı sıra GSYH Büyüme oranı (Büyüme) ve Enflasyon (Enflasyon) değişkenleri modele kontrol değişkenleri olarak dahil edilmiştir. Çalışmada enflasyon verisi olarak Üretici Fiyat Endeksi (ÜFE) verilerine kesintisiz ulaşamadığından dolayı Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) verileri kullanılmıştır. Söz konusu verilere ise Bloomberg Eikon veri tabanı üzerinden ulaşılmıştır. Çalışma için piyasada “3 Büyükler” olarak bilinen S&P, Moody's ve Fitch kredi derecelendirme kuruluşlarının yeni sanayileşen ülkeler grubunda yer alan ülkelere verdikleri kredi notları kullanılmış ve veriler The Global Economy (2022) üzerinden elde edilmiştir. Ülke kredi notlarını veri seti olarak kullanabilmek için harf notuna dayalı sistemi sayısallaştırmada Hindistanlı araştırmacılar Basu vd. (2012) tarafından geliştirilen KÜDİ-Karşılaştırmalı Ülke Derecelendirme İndeksi'nden (CRIS-Comparative Rating Index for Sovereigns) yararlanılmıştır (Basu vd., 2012: 7). Sayısallaştırılan yeni sanayileşen ülkelerin kredi notlarının her yıl için aritmetik ortalaması

alınarak KÜDİ deęiřkeni elde edilmiřtir. Yeni sanayileřen ölkelere ait KÜDİ'ler Grafik 1'de sunulmuřtur.



**Grafik 1. 1995-2020 Yılları Arası Yeni Sanayileřen Ölkelerin Karřılařtırmalı Öлке Derecelendirme İndeks Grafięi**

**Not:** 1=Brezilya, 2=Hong Kong, 3=Hindistan, 4=Meksika, 5=Singapur, 6=Güney Afrika, 7=Tayland, 8=Türkiye

3 Büyük Kredi Derecelendirme Kuruluřu'nca yeni sanayileřen ölkelere tayin edilen kredi notlarının Karřılařtırmalı Öлке Derecelendirme İndeksi'ne göre grafięi Grafik 1'de sunulmaktadır. 1995-2020 yılları arasında yeni sanayileřen ölkeler arasından en yüksek kredi notuna (yatırım yapılabilir) sahip öлке olarak istikrarını koruyan öлке Singapur olmuřtur. Singapur'u takip eden bir dięer öлке ise Hong Kong'dur. Singapur ve Hong Kong 1970'li yıllarda da Dört Asya Kaplanı olarak bilinen ölkelerden iki tanesini oluřturmaktadır. Singapur Uzak Doęu'da istikrarlı bir řekilde 3 Büyük Kredi Derecelendirme Kuruluřu'na göre en iyi kredi notuna sahip ölkedir. Minimum temerrüt olasılıęı ile yeni sanayileřen ölkeler arasında en güçlü kredi itibarına sahiptir. Hong Kong ise 2005 yılından sonra yükseliř trendine girmiř uzun yıllar kredi notu düşmeden sabit kalmıřtır. Hong Kong aslında Çin Halk Cumhuriyeti'ne baęlı özel idari bölgedir. Ancak kredi derecelendirme kuruluřları tarafından ayrıca notlandırmaya tabidir. Bu durum 2017 yılında Çin'in kredi notunun düşürölmesiyle beraber Hong Kong'un notunda da deęiřiklięe neden olmuřtur. Gerekeç olarak ekonomik, siyasi ve finansal baęlantılarının olması gösterilmiřtir. Bu nedenle son yıllarda öлке kredi notunda ařaęı yönlü seyir gözlemlenmesine raęmen Hong Kong yeni sanayileřen ölkeler kategorisindeki yatırım yapılabilir pozisyonunu sürdürmektedir. Tayland ve Meksika 2000 yılından sonra kredi notlarında benzerlik gösterirken

son 2 yıldır farklılaşmaya başlamış, Meksika'nın kredi notu düşüş eğilimine geçmiştir. 2013 yılına kadar Tayland ve Meksika ile benzer not aralığına sahip olan ülke Güney Afrika'dır. Daha sonraki yıllarda ülkenin yatırım yapılabilir notunu kaybetmeye başladığı gözlenmektedir. Hindistan'ın uzun yıllar ülke kredi notunun düşük olmasına rağmen sabit bir trend sergilediği grafikten anlaşılmaktadır. Brezilya'nın ülke kredi notu 2005 yılı sonrası yükseliş gösterirken 2015 yılı sonrasında düşüş eğilimine geçmiştir. Kredi derecelendirme kuruluşları Brezilya'nın not indiriminin gerekçesini düşen ekonomik büyümeden ve artan kamu borcu ve mali sıkıntılardan kaynaklı olduğunu belirtmiştir. Yeni sanayileşen ülkeler arasında en düşük kredi notuna sahip ülke ise Türkiye'dir. 2005 yılına kadar Brezilya ile benzer seyir gösteren Türkiye'nin kredi notu son yıllarda geride kalmıştır. Özellikle kredi derecelendirme kuruluşlarının raporlarında not indirimlerinin gerekçesi son dönemlerde Türkiye'nin finansal stres içerisinde olduğu, yüksek enflasyon ve zayıf politika güvenilirliğinden kaynaklı kırılganlıklarının artması olarak sunulmuştur.

**Tablo 1. Değişkenlerin Korelasyon Matrisi**

	KÜDİ	HÜ	DB	MY	SP	Büyüme	Enflasyon
KÜDİ	1.0000						
HÜ	0.7199	1.0000					
DB	0.6742	0.5886	1.0000				
MY	0.7049	0.7009	0.6602	1.0000			
SP	0.6877	0.7427	0.5051	0.6774	1.0000		
Büyüme	0.0113	0.0109	0.0341	0.0039	0.1435	1.0000	
Enflasyon	-0.4611	-0.2113	-0.3784	-0.4589	-0.0932	0.0345	1.0000

Tablo 1 değişkenlerin korelasyon matrisini göstermektedir. Literatürde yüksek korelasyon katsayısı sınırı 0,8 olarak kabul edilmektedir (Bujang ve Baharum, 2016; Gogtay ve Thatte, 2017). Bu sebeple çalışmada da 0,8 değerini yüksek korelasyon sınırı olarak kabul edilmiştir. Tablodan görüldüğü üzere yüksek korelasyona sahip ikili değişkenler bulunmamaktadır. Sonuç olarak, yapacağımız analizin sonuçlarını değişkenler arasında yüksek korelasyon bulunmadığı için tutarlı kabul edilmektedir. Ayrıca varyans artış faktörü (VIF- Variance Inflation Faktor) testi uygulanmış Tablo 2'de sunulmuştur.

**Tablo 2. Varyans Artış Faktörü Test Sonuçları**

Değişken	VIF	1/VIF
Mevzuatın Yeterliliği <sub>it</sub>	3.97	0.251664
Hukukun Üstünlüğü <sub>it</sub>	3.91	0.256010
Serbest Piyasa <sub>it</sub>	3.05	0.327860
Devletin Büyüklüğü <sub>it</sub>	1.84	0.543357
Enflasyon <sub>it</sub>	1.52	0.658412
Büyüme <sub>it</sub>	1.05	0.953829
Ortalama VIF	2.56	

VIF değeri 1 değerini aldığı anda belirli bir açıklayıcı değişken ile modeldeki diğer açıklayıcı değişkenler arasında bir korelasyon olmadığını göstermektedir. 1 ile 5 arasında bir değer aldığı anda ise orta düzeyde bir korelasyonu ifade ederken 5'ten büyük bir değer, belirli bir açıklayıcı değişken ile modeldeki diğer açıklayıcı değişkenler arasında potansiyel olarak ciddi bir korelasyon olduğunu göstermektedir. Böyle bir durumda, regresyon analizi sonucunda elde edilen



katsayı tahminleri ve p-değerlerinin güvenilirliđi sorgulanmaktadır. Çoklu doğrusal bađıtı sorununun olmadığı ortalama VIF deđerinin 2.56 olmasından da anlaşılmaktadır.

Çalıřmanın uygulama kısmında panel veri analizi metodu kullanılmıřtır. Panel veri analizi hem zamansal hem de yatay kesit boyutundaki gözlemlerin havuzlanmasından oluřtuđu için veriler hakkında daha fazla bilgi vermektedir (Baltagi, 2013).

Yeni sanayileřen ülkelerde ekonomik özgürlükler indeks göstergeleri ve ülkelerin kredi notları arasındaki iliřkiyi ekonometrik olarak test etmek amacıyla ařađdaki model geliřtirilmiřtir:

$$KÜDİ_{it} = \alpha_{it} + \beta_{0it}HÜ_{it} + \beta_{1it}DB_{it} + \beta_{2it}MY_{it} + \beta_{3it}SP_{it} + \beta_{4it}Büyüme_{it} + \beta_{5it} Enflasyon_{it} + u_{it} \quad (1)$$

Burada  $KÜDİ_{it}$  ifadesi  $i$  ülkesinin  $t$  yılındaki kredi notunu,  $HÜ_{it}$  ifadesi hukukun üstünlüğünü,  $DB_{it}$  ifadesi devletin büyüklüğünü,  $MY_{it}$  mevzuatın yeterliliđini,  $SP_{it}$  ifadesi ise piyasanın serbestlik düzeyini temsil eden indeks göstergesini,  $Büyüme_{it}$   $i$  ülkesinin  $t$  yılındaki büyüme oranını ve son olarak  $Enflasyon_{it}$  ifadesi  $i$  ülkesinin  $t$  yılındaki enflasyonunu göstermektedir.  $u_{it} = \eta_i + v_t + \varepsilon_{it}$  olmak üzere,  $\eta_i$  birim etkilerini,  $v_t$  zaman etkilerini,  $\varepsilon_{it}$  ise ülkeler ve yıllar arasında bađımsız ve özdeřçe dađılmıř etkileri göstermektedir.

Yukarıda verilen 1 nolu denklem kullanılarak yapılan Hausman testi sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması gerektiđi sonucuna varılmıř, test sonucu Tablo 4'te sunulmuřtur. Bu sebeple sabit etkiler modeli üzerinden gerekli olan varsayımların testi yapılmıř ve bu testlerin sonuçları Tablo 3'de verilmiřtir.

**Tablo 3. Yatay Kesit Bađımlılıđı, Deđiřen Varyans ve Otokorelasyon Test Sonuçları**

Breusch ve Pagan LM Testi	106.122 [0.0000]
Modified Wald Test İstatistiđi	213.45 [0.0000]
Wooldridge Test İstatistiđi	48.249 [0.0002]

Yatay kesit bađımlılıđının tespiti için kullanılan Breusch ve Pagan LM testi sonuçlarına göre modelde yatay kesit bađımlılıđının olmadığı görülmektedir. Bunun yanı sıra, deđiřen varyans probleminin varlığını tespit etmek için Modified Wald testi, otokorelasyon problemi olup olmadığını tespit etmek için de Wooldridge testi uygulanmıřtır. Test sonuçları modelde hem deđiřen varyans hem de otokorelasyon problemi olduğunu göstermektedir. Bu problemlerin varlıđı nedeniyle model 1 daha tutarlı sonuçlar veren Driscoll-Kraay standart hatalar yöntemi ile tahmin edilmiřtir. Çünkü Driscoll ve Kraay (1998) metodolojisi hata teriminin deđiřen varyansa sahip ve otokorelasyonlu olması durumunda parametreleri tutarlı tahmin etme imkânı sağlamaktadır (Tatođlu, 2012: 166-267).

Tablo 4'te verilen Driscoll-Kraay Standart Hatalar sonuçlarına göre, çalıřmanın ana konusunu oluřturan ekonomik özgürlük indeks göstergelerinin ülkelerin kredi notlarını pozitif şekilde etkilediđi görülmektedir. Hukukun Üstünlüğü göstergesinin tahminlenen katsayısı 0.27058 şeklinde ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Aynı şekilde Devletin Büyüklüğü göstergesinin tahminlenen katsayısı 0.12728 şeklinde ve %5 düzeyinde anlamlıdır. Mevzuatın Yeterliliđi göstergesinin tahminlenen katsayısı 0.23458 şeklinde ve %1 düzeyinde anlamlıdır. Yaptığımız analiz sonucunda Serbest Piyasa göstergesinin istatistiksel açıdan anlamsız olduđu görülmüřtür. Bir başka ifade ile serbest piyasa göstergesinin ele aldığımız yeni sanayileřen ülkelerin kredi notlarına etkisinin istatistiksel olarak anlamsız olduđu sonucuna

ulaşmıştır. Kontrol değişkeni olarak kullandığımız GSYH Büyüme oranı (Büyüme) ve Enflasyon (Enflasyon) oranı değişkenlerinin anlamlılık düzeyleri sırasıyla %5 ve %1 şeklindedir. Büyüme ülke kredi notlarına pozitif ve anlamlı, enflasyon oranının ise negatif ve anlamlı bir etkisi olduğu görülmektedir. Tüm değişkenlerin katsayı değerleri göz önüne alındığında Hukukun Üstünlüğü ve Mevzuatın Yeterliliği değişkenlerinin katsayılarının yüksek olduğu görülmektedir. Bu değişkenlerin yanı sıra Büyüme değişkeninin katsayı değeri pozitif etki anlamında oldukça yüksektir. Öte yandan Enflasyon değişkeninin katsayısı negatif ve etki anlamında yüksek bir değer almaktadır.

**Tablo 4. 1995-2021 Dönemi Panel Verileri ile Ülke Kredi Notlarının Tahmini**

Bağımlı Değişken: KUDİ	Driscoll-Kraay Sonuçları
Sabit	-8.6026
Hukukun Üstünlüğü <sub>it</sub>	.27058***
Devletin Büyüklüğü <sub>it</sub>	.12728**
Mevzuatın Yeterliliği <sub>it</sub>	.23458***
Serbest Piyasa <sub>it</sub>	.07443
Büyüme <sub>it</sub>	.19458**
Enflasyon <sub>it</sub>	-.15383***
R <sup>2</sup>	0.8274
Hausman	39.93
Model	SE
Örnekleme Büyüklüğü	8
Gözlem Sayısı	182

**Not:** \*\*\* ve \*\* sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı temsil etmektedir.

#### 4. Sonuç ve Öneriler

Küreselleşmeyle birlikte kalkan sınırlar ülkeler arasında sermaye transferinde yaşanan engelleri de ortadan kaldırmıştır. Yatırımcının yatırım yapacağı ülkenin taşıdığı riskleri farklı açılardan tek başına değerlendirmesi ise oldukça maliyetli ve zaman alan bir süreçtir. Uluslararası kredi derecelendirme kuruluşlarının verdiği ülke kredi notları ülkeler arasındaki fon akımlarının yönünü belirlemede önemli bir görev üstlenmektedir. Yatırımcının ülke seçiminde sağlıklı kararlar alabilmesi ve ülkelerin de potansiyel yatırımcıları çekebilmesi ülke kredi notlarına bağlıdır. Kredi derecelendirme kuruluşlarının metodolojilerinin şeffaf olmaması en çok eleştirildikleri konulardan bir tanesidir. Ülke kredi notları ve not görünümleri tayin edilirken hem ekonomik hem mali hem de politik pek çok unsur dikkate aldıkları belirtilse de bunların etki dereceleri konusunda şeffaf olmamaları en çok eleştirildikleri konulardan bir tanesidir. Bu nedenle ekonomik ve mali olarak kullanılabilen nicel verilerin yanında nitel özellik taşıyan siyasi, politik ve özgürlük gibi verilerin etkileyip etkilemedikleri gözlemlenmek istenmektedir.

Yeni sanayileşen ülkeler kategorisinde yer alan ülkeler listesi farklılık gösterse de Corporate Finance Institute tarafından açıklanan ve çoğu uzman tarafından bu kategoride değerlendirilen ülkeler “Brezilya, Hong Kong, Hindistan, Meksika, Singapur, Tayland, Güney Afrika, Türkiye ve Tayvan” dan oluşmaktadır. Çalışmamızda Tayvan’a ilişkin verilere sağlıklı ulaşılamaması araştırmanın kısıtını oluşturmakta ve yeni sanayileşen ülke örnekleminde çıkartılarak analizin yapılmasına neden olmuştur. Yeni sanayileşen ülkeler sınıflandırması sosyoekonomik sınıflandırma olduğu için hem siyaset bilimciler hem de ekonomistler tarafından değerlendirilerek belirlenmektedir. Heritage Kurum’u tarafından 12 nitel ve nicel faktöre bağlı olarak geliştirilen ekonomik özgürlükler indeksi temelde 4 kategoriye ayrılmaktadır. Ekonomik

özgürlükler indeksinin 4 kategorisini oluřturan Hukukun Üstünlüğü, Devletin Büyüklüğü, Mevzuatın Yeterliliğı ve Serbest Piyasa göstergelerinin, yeni sanayileřen ölkelerin S&P, Moody's ve Fitch kredi derecelendirme kuruluřlarından 1995-2021 yılları arasında aldıkları notlara etkileri panel veri analizi ile deęerlendirilmeye alıřılmıřtır. Harf notuna dayanan ölkeler için her bir ölkeler için KÜDİ-Karşılařtırılmalı Ölkeler Derecelendirme İndeksi ile sayılařtırılmıř ve her yıl için 3 Büyükler'in not ortalamaları alınarak hesaplanmıřtır. Modelde ayrıca GSYH'nin Büyüme Oranı (Büyüme) ve Enflasyon (Enflasyon) verileri de kullanılmıřtır. Modelde hata terimlerinin deęiřen varyansa sahip ve otokorelasyon problemi olduęu tespit edildięi için Driscoll-Kraay dirençli standart tahmircisi kullanılmıřtır.

Panel veri analiz sonucunda Serbest Piyasa göstergesi hariç tüm deęiřkenlerin istatikselsel olarak anlamlı olduęu sonucuna ulařılmıřtır. Hukukun Üstünlüğü, Mevzuatın Yeterliliğı göstergelerinin pozitif ve kontrol deęiřkenlerinden Enflasyon (Enflasyon) deęiřkeninin ise % 1 anlamlılık düzeyinde negatif etkisi olduęu sonucuna ulařılmıřtır. Devletin Büyüklüğü ve GSYH'nin Büyüme Oranı (Büyüme) deęiřkenlerinin ise %5 anlamlılık düzeyinde pozitif ve istatikselsel olarak anlamlı oldukları tespit edilmiřtir. Bu alıřmadan elde edilen bulgulara dayanarak yüksek ölkeler için kredi notlarına sahip olmak isteyen yeni sanayileřen ölkelerin öncelikle hukukun üstünlüğü konusunda mülkiyet haklarına, devlet bütünlüğüne ve yargının etkinlięine önem vermesi gerekmektedir. Aynı zamanda alıřma özgürlüğü, iř özgürlüğü ve parasal özgürlükler noktasında mevzuatın yeterlilięine yönelik olumlu politikaların izlenmesi yeni sanayileřen ölkelerin kredi notlarını yatırım yapılabilir seviyelere çekmesine yardımcı olması beklenmektedir. Ekonomik özgürlük indeks göstergelerinden olan devletin büyüklüğünü temsilen dikkate alınan kamu harcamaları, vergi yükü, mali saęlık verilerinin iyileřtirilmesi de ölkeler için kredi notları üzerinde pozitif etki yapacağı gözlemlenmektedir. Küreselleřme ile birlikte büyük önem taşıyan doğrudan yabancı yatırımları ölkelerine çekmek isteyen yeni sanayileřen ölkelerin bu noktalarda atacağı her doğru adım ölkeler için kredi notlarının artmasına yardımcı olabilecektir. Büyüme oranlarının yükselmesinin kredi derecelendirme kuruluřlarının verdięi ölkeler için kredi notlarına olumlu yansıması beklenmektedir. Ayrıca enflasyonun %1 anlamlılık düzeyinde negatif etkisinin tespit edilmesi de yeni sanayileřen ölkeler için büyük önem arz etmektedir. Enflasyon oranlarının artması her ölkeler için sorun olduęu gibi sanayileřen ölkelerin yatırımcı çekebilmek adına ekstra dikkat edilmesi gereken konulardan biri olduęu görölmektedir. Yeni sanayileřen ölkelerin ortak özellikleri olarak iřletmelerin borçlanma maliyetini azaltmak için faiz oranlarını düşürerek tasarruf sahiplerinin enflasyon oranından daha düşük faiz oranları kazanmasına izin vererek iřletmeleri sübvanses etmeyi hedeflemesi dikkat çekicidir. Yeni sanayileřen ölkelerde enflasyonu düşürerek olumlu bir etki yaratılması beklenene enflasyonun talep mi maliyet kökenli mi olduęunun tespit edilmesi ona göre politika izlenmesi gerekmektedir. Eęer ölkelerde talep enflasyonu söz konusu ise faiz oranlarının düşürölmesi enflasyonun da yükselmesine neden olabilecektir. Bu durum da ölkeler için kredi notlarının olumsuz etkilenmesine neden olacak ve ölkelerin yatırım almasını zorlařtıracaktır. Ancak maliyet enflasyonun hâkim olduęu durumlarda yeni sanayileřen ölkelerde izlenen bu politikanın ölkeler için kredi notlarına olumlu yansımasından bahsedilebilecektir. Yeni sanayileřen ölkelerde politika yapıcılarının bu unsurlara dikkat ederek kararlar alması ölkelerin risk faktörlerinin düşmesine ve böylece yatırım yapılabilir ölkeler için kredi notlarına ulaşmasına neden olacağı düşünölmektedir.

İlerleyen alıřmalarda arařtırmacılar hem nicel hem nitel boyut taşıyan farklı göstergelere yer vererek ve ölkeler için kredi notlarına iliřkin literatürün gelişmesine katkı sunabilir, farklı ölkeler

gruplarında da etkilerini değerlendirebilirler. Ayrıca modelde faiz değişkeninin de eklenmesi enflasyon değişkeninin etkisinin daha da net yorumlanmasına katkı sunabilecektir.

**Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı**

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

- Afonso, A. (2003). Understanding the determinants of sovereign debt ratings: Evidence for the two leading agencies. *Journal of Economics and Finance*, 27(1), 56-74. <https://doi.org/10.1007/BF02751590>
- Archer, C.C., Biglaiser, G. and DeRouen, K. (2007). Sovereign bonds and the “democratic advantage”: Does regime type affect credit rating agency ratings in the developing world? *International Organization*, 61(2), 341-365. <https://doi.org/10.1017/S0020818307070129>
- Balıkçioğlu, B. and Yılmaz, H.H. (2019). How fiscal policies affect credit rates: Probit analysis of three main credit rating agencies’ sovereign credit notes. *Transylvanian Review of Administrative Sciences*, 56, 5-22. <http://dx.doi.org/10.24193/tras.56E.1>
- Baltagi, B.H. (2013). Panel data forecasting. In G.Elliot and A.Timmermann (Eds.), *Handbook of economic forecasting* (pp. 995-1024). <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-62731-5.00018-X>
- Barta, Z. and Johnston, A. (2018). Rating politics? Partisan discrimination in credit ratings in developed economies. *Comparative Political Studies*, 51(5), 587-620. <https://doi.org/10.1177/0010414017710263>
- Barta, Z. and Makszin, K. (2020). The politics of creditworthiness: Political and policy commentary in sovereign credit rating reports. *Journal of Public Policy*, 41(2), 307-330. doi:10.1017/S0143814X20000033
- Basu, K., Bisen, A., De, S., Ghosh, R. and Shweta. (2012). Comparative rating index for sovereigns: A new index of sovereign credit ratings and an analysis of how nations fared over the last six years. Retrieved from [https://dea.gov.in/sites/default/files/CRIS\\_report\\_SCR28032012.pdf](https://dea.gov.in/sites/default/files/CRIS_report_SCR28032012.pdf)
- Bergh, A., and Karlsson, M. (2010). Government size and growth: Accounting for economic freedom and globalization. *Public Choice*, 142(1), 195-213. <https://doi.org/10.1007/s11127-009-9484-1>
- Bissoondoyal-Bheenick, E. (2005). An analysis of the determinants of sovereign ratings. *Global Finance Journal*, 15(3), 251-280. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2004.03.004>
- Bujang, M.A. and Baharum, N. (2016). Sample size guideline for correlation analysis. *World Journal of Social Science Research*, 3(1), 37-46. <https://doi.org/10.22158/wjssr.v3n1p37>
- Butler, A.W. and Fauver, L. (2006). Institutional environment and sovereign credit rating. *Financial Management*, 35(3), 53-79. <https://doi.org/10.1111/j.1755-053X.2006.tb00147.x>
- Cantor, R. and Packer, F. (1996). Determinants and impact of sovereign credit rating. *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 2(2), 37-54. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1028774>
- Chang, K., Li, Y. and Shim, Y. (2022). Corporate social responsibility and credit rating around the world: The role of societal trust. *The Financial Review*, 57, 863– 891. <https://doi.org/10.1111/fire.12314>
- Chen, Y. and Puttitanun, T. (2005). Intellectual property rights and innovation in developing countries. *Journal of Development Economics*, 78(2), 474-493. <https://doi.org/10.1016/j.jdevec.2004.11.005>
- Corporate Finance Institute. (2022). Newly industrialized countries. Retrieved from <https://corporatefinanceinstitute.com/resources/knowledge/economics/newly-industrialized-country-nic/>
- Demmou, L., Calligaris, S., Franco, G., Dlugosch, D., McGowan, M.A. and Sakha, S. (2021). *Insolvency and debt overhang following the COVID-19 outbreak: Assessment of risks and policy responses* (OECD Economics Department Working Papers No. 1651). Retrieved from <https://invenio.unidep.org/invenio/record/25289/files/747a8226-en.pdf>
- Driscoll, J.C. and Kraay, A.C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-560. <https://doi.org/10.1162/003465398557825>
- Feldmann, H. (2010). Government size and unemployment in developing countries. *Applied Economics Letters*, 17(3), 289-292. <https://doi.org/10.1080/13504850701720221>
- Gogtay, N.J. and Thatte, U.M. (2017). Principles of correlation analysis. *The Journal of the Association of Physicians of India*, 65(3), 78-81. Retrieved from <https://www.japi.org/>

- Gust, C. and Marquez, J. (2004). International comparisons of productivity growth: The role of information technology and regulatory practices. *Labour Economics*, 11(1), 33-58. [https://doi.org/10.1016/S0927-5371\(03\)00055-1](https://doi.org/10.1016/S0927-5371(03)00055-1)
- Gür, H.T. (2000). Ülke riskinin belirlenmesinde yöntemler. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 18(2), 119-139. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/huniibf>
- Heritage. (2022). Index of economic freedom. Retrieved from <https://www.heritage.org/index/about>
- Hill, P., Brooks, R. and Faff, R. (2010). Variation in sovereign credit quality assessment across rating agencies. *Journal of Banking and Finance*, 34, 1327-1343. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.11.028>
- Hu, Y.T., Kiesel, R. and Perraudin, W. (2002). The estimation of transition matrices for sovereign credit ratings. *Journal of Banking & Finance*, 26(7), 1383-1406. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(02\)00268-6](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(02)00268-6)
- Hussain, M.E. and Haque, M. (2016). Impact of economic freedom on the growth rate: A panel data analysis. *Economies*, 4(2), 5. <https://doi.org/10.3390/economies4020005>
- Kabadayı, B. and Çelik, A.A. (2015). Determinants of sovereign ratings in emerging countries: A qualitative, dependent variable panel data analysis. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5, 656-62. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/ijefi/>
- Kaufmann, D., Kraay, A. and Mastruzzi, M. (2003). *Governance matters 3: Governance indicators for 1996-2002* (Word Bank Working Paper, No. 3106). <https://doi.org/10.1093/wber/lhh041>
- Mellios, C. and Paget-Blanc, E. (2006). Which factors determine sovereign credit ratings? *The European Journal of Finance*, 12, 361-77. <https://doi.org/10.1080/13518470500377406>
- Overes, Bart, H.L. and van der Wel, M. (2021). Modelling sovereign credit ratings: Evaluating the accuracy and driving factors using machine learning techniques. *Computational Economics*, Advance online publication. <https://doi.org/10.1007/s10614-022-10245-7>
- Öztürk, H., Namli, E. and Erdal, H.İ. (2016). Modelling sovereign credit ratings: The accuracy of models in a heterogeneous sample. *Economic Modelling*, 54, 469-478. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.01.012>
- Pabuççu, H. (2019). Ülke kredi notlarının makine öğrenme algoritmaları ile tahmini. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 11(1), 42-51. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.484138>
- Park, W.G. and Ginarte, J.C. (1997). Intellectual property rights and economic growth. *Contemporary Economic Policy*, 15(3), 51-61. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7287.1997.tb00477.x>
- Proença, C., Neves, M. Dias, J.C. and Martins, P. (2021). Determinants of sovereign debt ratings in clusters of European countries—Effects of the crisis. *Journal of Financial Economic Policy*, 14(3), 403-427. <https://doi.org/10.1108/JFEP-01-2021-0017>
- Razmi, M.J. and Refaei, R. (2013). The effect of trade openness and economic freedom on economic growth: The case of Middle East and East Asian countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(2), 376-385. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/ijefi>
- Riley, D., Stringer, T., Fox, R. and Colquhoun, A. (2011). *Sovereign rating methodology* (FitchRatings Report). Retrieved from [http://www.fitchratings.com/creditdesk/reports/report\\_frame.cfm?rpt\\_id=648978](http://www.fitchratings.com/creditdesk/reports/report_frame.cfm?rpt_id=648978)
- Saadaoui, A., Elammari, A. and Kriaa, M. (2022). Credit rating announcement and bond liquidity: The case of emerging bond markets. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 27(53), 86-104. <https://doi.org/10.1108/JEFAS-08-2020-0314>
- Takawira, O. and Mwamba, J.W.M. (2020). Determinants of sovereign credit ratings: An application of the Naïve Bayes classifier. *Eurasian Journal of Economics and Finance*, 8(4), 279-99. doi:10.15604/ejef.2020.08.04.008
- Tatoğlu, F.Y. (2012). *Panel veri ekonometrisi* (1. bs.). İstanbul: Beta Yayınevi.
- The Global Economy. (2022). *Sovereign credit ratings by country: The latest data* [Dataset]. Retrieved from [https://www.theglobaleconomy.com/rankings/credit\\_rating/](https://www.theglobaleconomy.com/rankings/credit_rating/)

## **THE EFFECT OF ECONOMIC FREEDOMS INDEX INDICATORS ON THE CREDIT RATINGS OF NEWLY INDUSTRIALIZED COUNTRIES**

### **EXTENDED SUMMARY**

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

The aim of this study is to investigate the factors affecting the credit ratings of newly industrialized countries. Countries can be divided into different groups in accordance with their level of development, economic cooperation, involvement in international organizations etc. In this study, the group of Newly Industrialized Countries (NICs) has been discussed in order to examine the effect of economic freedoms on sovereign credit ratings in different areas. NICs consist of “Brazil, Hong Kong, India, Mexico, Singapore, Thailand, South Africa, Turkey and Taiwan”, which are described by the Corporate Finance Institute and evaluated by most experts. Taiwan was excluded from the analysis because of missing data.

#### **Literature Review**

The lack of transparency in the methodologies used by the credit rating agencies in the evaluation of the credit rating of countries is the factor that generates the motivation of this study. Credit rating agencies collect various information about a country's political, infrastructural, financial, economic, regional, local and other factors in order to assess that country's ability of paying its debts back (Saadaoui et al., 2022). The fact that three main credit rating agencies (Fitch, Moody's and Standard & Poor's) give different ratings to the same firm or government has led researchers to question which indicators are used to determine credit ratings (Takawira ve Mwamba 2020; Overes ve van der Wel 2021).

#### **Methodology**

In this study, the economic freedom index indicators, which are published annually by the Heritage Institution and based on 12 different quantitative and qualitative factors from property rights to financial freedom within 184 countries, were used as a proxy of economic freedoms. These 12 factors are listed as follows: property rights, integrity of the state, efficiency of the judiciary, public expenditures, tax burden, financial health, business freedom, labor freedom, monetary freedom, trade freedom, investment freedom, financial freedom. Each of the 12 economic freedoms is rated on a scale of 0 to 100. In the study, rule of law (property rights, government integrity, judicial effectiveness), government size (government spending, tax burden, fiscal health), regulatory efficiency (business freedom, labor freedom, monetary freedom), open markets (trade freedom, investment freedom, financial freedom) were calculated by taking the average of the freedoms they cover. The reason why these four categories are preferred separately instead of using the economic freedom index as a whole is that they are frequently used in the literature. Rule of law (Park and Ginarte, 1997; Chen and Puttitanun, 2005), government size (Bergh and Karlsson, 2010; Feldmann, 2010), regulatory efficiency (Gust and Marquez, 2004; Hussain and Haque, 2015), and finally open markets (Razmi and Refaei, 2013) variables are used

as explanatory variables in the literature, in the form of different indicators. In addition to these four basic variables, control variables such as GDP growth rate and Inflation are also included into the model. The aforementioned data were obtained through the Bloomberg Eikon database. As a sovereign credit ratings depending on letter grades, CRIS-Comparative Rating Index for Sovereigns developed by Indian researchers Basu et al. (2012) was utilized.

### **Findings**

As a result, it was concluded that all variables were statistically significant except the open market indicator. It was concluded that the regulatory efficiency, the rule of law and inflation variable had a negative effect at the 1% significance level. It was determined that the growth rate of GDP and the government size were positive and statistically significant at the 5% significance level.

### **Conclusion**

Based on the findings of this study, newly industrialized countries that want to have high sovereign credit ratings should give importance to property rights, government integrity and the efficiency of the judiciary in the rule of law. At the same time, it is expected that following positive policies towards the adequacy of the legislation in terms of business freedom, labor freedom and monetary freedoms will help the newly industrialized countries to bring their credit ratings to investment grade levels. It is observed that government expenditures, tax burden, and improvement of fiscal health data, which are considered to represent the government size, which are among the economic freedom index indicators, will also have a positive effect on the sovereign's credit ratings. Every right step taken by newly industrialized countries, which want to attract foreign direct investments, which are of great importance with globalization, can help increase their sovereign's credit ratings. In addition, determining the negative effect of inflation at the 1% significance level is of great importance for newly industrialized countries. This study provides important contributions to the literature in terms of determining the variables affecting the credit ratings on the newly industrialized countries group, which needs continuous investment in the development and growth process. The increase in inflation rates is a problem for every country, and it is seen that industrializing countries are one of the issues that need extra attention in order to attract investors.



# KRİPTO PARALARLA BORSALAR ARASINDAKİ VOLATİLİTE YAYILIMI\*

## Volatility Spillover between Cryptocurrencies and Stock Markets

Zekai ŐENOL\*\*, Tuba GÜLCEMAL\*\*\* & Oğuz ÇAKAN\*\*\*\*

### Öz

Kripto paralar, dijital para birimleridir. Merkezi veri tabanı olmayan verileri blok zincir sistemi ile muhafaza ve teyit eden bir algoritmadır. Kripto paralar merkeziyetsiz para, düşük işlem maliyeti ve hızlı fon transferi gibi amaçlarla mevcut para piyasasına alternatif olarak ortaya çıkarken zamanla kripto piyasasının sermaye piyasalarına da alternatif özellikler sergilediđi görölmüřtür. Bu çalışmada kripto paralarla menkul kıymet borsaları arasındaki volatilitte yayılımı incelenmiştir. Çalışmada kripto paraları temsilen bitcoin, ethereum, litecoin ve ripple kullanılırken borsaları temsilen S&P500 (ABD), DAX (Almanya), Shanghai (Çin) ve BİST100 (Türkiye) endeksleri kullanılmıştır. Çalışma dönemi 24 Ağustos 2016 – 18 Kasım 2021 şeklinde oluşturulmuş ve volatilitte yayılımı Diebold ve Yılmaz (2012) yayılım endeksiyle araştırılmıştır. Çalışmada borsa endeksleriyle kripto para getirileri arasında karşılıklı volatilitte yayılımı olduđu görölmüřtür. Net volatilitte yayılımlarına bakıldığında, S&P500 endeksinin örneklem içinde volatilitte yayıcısı olduđu bu özelliđi ethereum ve bitcoinin izlediđi buna karşın Shanghai, BİST100 ve DAX endekslerinin volatilitte alıcısı oldukları, bu endeksleri litecoin ve ripplenin izlediđi belirlenmiştir. Çalışmada ayrıca COVID-19 salgın döneminde volatilitte yayılım endeksinin önemli derecede arttığı, COVID-19 aşılama süreciyle birlikte volatilitte yayılım endeksinin tekrar azalmaya başladığı anlaşılmıştır.

### Abstract

Cryptocurrencies are digital currencies. It is an algorithm that maintains and confirms data without the use of a central database in the blockchain system. Cryptocurrencies have emerged as an alternative to the existing money market for purposes such as decentralized money, low transaction costs and fast fund transfer. Over time, it has been seen that the crypto market also exhibits alternative features to the capital markets. In this study, the volatility spillover between cryptocurrencies and stock exchanges is examined. In the study, bitcoin, ethereum, litecoin and ripple were used to represent cryptocurrencies, while S&P500 (USA), DAX (Germany), Shanghai (China) and BIST100 (Turkey) indices were used to represent stock markets. The study period was formed as 24 August 2016 – 18 November 2021 and the volatility spillover was investigated with the Diebold and Yılmaz (2012) spillover index. In the study, it was observed that there is a bidirectional volatility spillover between stock market index and cryptocurrency returns. Looking at the net volatility spillover, it is understood that the S&P500 index is a volatility emitter in the sample, followed by ethereum and bitcoin. On the other hand, it has been determined that Shanghai, BIST100 and DAX indices are volatility receivers, followed by litecoin and ripple. In the study, it was also understood that the volatility spillover index increased significantly during the COVID-19 epidemic period, and that the volatility spillover index started to decrease again with the COVID-19 vaccination process.

**Anahtar Kelimeler:**  
Kripto Paralar,  
Borsalar,  
Volatilitte.

**JEL Kodları:**  
G10, G15, G17.

**Keywords:**  
Cryptocurrency,  
Stock Markets,  
Volatility.

**JEL Codes:**  
G10, G15, G17.

\* Bu çalışma “Kripto Paralar ile Borsalar Arasındaki Oynaklık Yayılımları” adlı yüksek lisans tezinin sonradan geliştirilmesinden elde edilmiştir.

\*\* Doç. Dr., Sivas Cumhuriyet Üniversitesi, İ.İ.B.F., Finans ve Bankacılık Bölümü, Türkiye, zsenol@cumhuriyet.edu.tr, ORCID: 0000-0001-8818-0752

\*\*\* Dr. Öğr. Üyesi, Cumhuriyet Üniversitesi, İ.İ.B.F., Finans ve Bankacılık Bölümü, Türkiye, tgulcemal@cumhuriyet.edu.tr, ORCID: 0000-0003-4806-8568

\*\*\*\* Zabıt Katibi, Adalet Bakanlığı, Sivas Adliyesi, Türkiye, oguz.cakan@adalet.gov.tr, ORCID: 0000-0001-7892-1270

*Makale Geliř Tarihi (Received Date): 07.11.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 25.12.2022*

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



## 1. Giriş

Kripto paralar, dijital para birimleridir. Merkezi veri tabanı olmayan verileri blok zincir sistemi ile muhafaza ve teyit eden bir algoritmadır. Merkezi kontrolünün olmaması, herhangi bir tüzel kişi tarafından üretiminin yapılamaması, güven faktörünü ortadan kaldırmaktadır. Yapılan transferler madenci adı verilen kişiler tarafından onaylandığı için herhangi bir otoriteye bağlı değildir.

Bitcoin, ilk defa C++ yazılım dili ile açık kaynak kodlu olarak Windows işletim sistemlerinde çalıştırılmak üzere 9 Ocak 2009 tarihinde yayınlanmıştır. 12 Ocak 2009 tarihinde ise Satoshi Nakamoto'nun Hal Finney'e 10 Bitcoin göndermesiyle ilk işlemi gerçekleştirmiştir (Çeker, 2018: 4).

Bitcoin, altcoinler ve tokenler dışındaki sanal ve dijital paralar, kendi başlarına para birimi değildirler. Temsil ettikleri ülkenin ulusal para birimine dayalıdır. O ülkenin merkezi otoritelerince düzenlenip denetlenebilirler. Bitcoin ve altcoinler ise kendiliğinden bir para birimidir, hiçbir merkezi otorite tarafından düzenlenip denetlenemezler. Bu açıdan dijital paralar ile kripto paralar birbirinden farklıdır (Rotman, 2014: 1).

1971 yılına kadar dünya ekonomisi ve parasal sistem altın ve ABD dolarının birbirine sabitlendiği, diğer ülkelerin de altın veya dolar karşısında sabit kur uyguladıkları bir sisteme endekslenmiştir. O zamana kadar altın sahibi olanlar tasarruflarını bankaya vermelerinin karşılığında belge (kağıt) almışlardır. Bretton Woods sisteminin çökmesiyle birlikte her ülkenin parası itibari para şeklini almıştır. Bu noktada bitcoinin bir ülkeyi ya da bir otoriteyi temsil etmeye dayanan itibari para olmama durumu ortaya çıkmaktadır. Ayrıca bitcoinin basılı bir banknot olarak değişim aracı şeklinde kullanılmaması da söz konusudur (İnci ve Alpen, 2018: 22). Buna rağmen bitcoin ve kripto paraların sınırlı sayıda olmaları ve üretilmelerinin zor olmaları bu varlıkların altına benzetilmesine yol açmaktadır. Kripto paraların şeffaf olmaları ve rezerv para olarak kullanılma amacı taşımamaları bu varlıklara duyulan güveni artırmaktadır. Sayılan özelliklerin yanı sıra kripto paralar bankalar gibi geleneksel finansal araçlara göre daha düşük bir maliyetle fon transferi yapılabilmesine imkan sağlamaktadırlar.

Kripto para birimleri, tahvil ve pay gibi geleneksel varlıklarla ilişkileri az olduğu için diğer finansal varlıklara göre daha risklidirler. Riskten korunma ve spekülasyon yönlerinin olması nedeniyle politika yapımcıların yanı sıra sergiledikleri fırsatlar ve zorluklarıyla yatırımcıların da ilgisini çekmektedir (Beneki vd., 2019: 219). Blockchain teknolojisi üzerine inşa edilen ilk uygulama olan bitcoin (Nakamoto, 2008) kripto para piyasasının lideri olarak kabul edilmektedir. Bitcoinin pazardaki lider konumu, 2017'de %1.300'den fazla büyümesinden kaynaklanmaktadır. Bitcoinin bu kadar popüler ve değerli hale gelmesi ethereum, ripple, litecoin gibi bir dizi alternatif coinleri ortaya çıkararak gelişmelerine yol açmıştır (Beneki vd., 2019: 219).

Dyhrberg (2016: 144) bitcoinin FTSE100 (İngiltere) borsasındaki hisse senetlerine ve kısa vadede ABD dolarına karşı riskten korunma (hedging) aracı olarak kullanılabileceği bulgusuna ulaşmıştır. Riskten korunma açısından bitcoinin altın ile benzer özelliklere sahip olduğu söylenebilir. Ajmi vd. (2021: 940) COVID-19 döneminde altının petrol gibi düşüşe yol açtığını ve altının riskten korunmadan ziyade portföy çeşitlendirilmesi amacıyla kullanıldığını belirtmiştir. Ajmi ve diğerlerinin (2021) belirttikleri bu durum ons altının fiyat seyriyle pek uyumsuzdur. Ons altının 2020 Mart ayının ilk yarısında 1.680 dolardan 1.500 dolar

seviyesine düşmesinin nedeni finansal varlık düşüşlerinden kaynaklı olarak portföylerde oluşan teminat tamamlama çağrılarındandır. Nitekim Mart 2020'nin ikinci haftasından sonra ons altın 1.500 dolarlardan Ağustos 2020'ye kadar 2.000 dolarlara kadar çıkabilmiştir. Bu konuda Ghorbel ve Jeribi (2021: 465) COVID-19 döneminde enerjiye ve finansal varlıklara yatırım yapanlar için altının güvenli bir liman olduğunu buna karşın bitcoinin ise güvenli liman niteliği sergilemediğini ifade etmişlerdir.

Literatürde yer alan çalışmalara göre kripto paralarla ilgili bazı özellikler ortaya çıkmaktadır. Kripto varlıklar yüksek volatiliteye sahiptirler yani riskli varlıklardır. Spekülatif hareketlere yatkındırlar (Hepkorucu ve Genç: 2019). Kripto varlıklar pay, döviz, tahvil, emtia gibi temel piyasalardan düşük düzeyde volatilitede almakta ve bu piyasalara düşük düzeyde volatilitede yaymaktadır (Şenol ve Koç: 2022). Benzer şekilde Ağan ve Aydın (2020) kripto varlıkların döviz kurlarından bağımsız hareket ettiğini ortaya çıkarmıştır. Buna karşın Dyhrberg (2016) bitcoinin altın ve dolar oynaklığına benzer şekilde nitelikler sergilediğini tespit etmiştir. Bu özellikleriyle kripto varlıklar ortaya çıkıp gelişme gösterdikleri zamanlarda çeşitlendirme ile risk yönetimi adına sonuçlar ortaya koyabiliyorlarken son yıllarda kripto varlıkların portföy çeşitlendirme potansiyelinin azaldığı dolayısıyla diğer piyasalarla korelasyonlarının arttığı anlaşılmaktadır. Bunlara ek olarak kripto varlıklar içinde bitcoinin diğer kripto varlıkları etkilediği Kumar ve Anandarao (2019) tarafından belirtilmiştir.

Kripto paralar ister bir para birimi ister bir emtia olarak kabul edilsin kripto para davranışlarının portföy riskini çeşitlendirmede uygun olması nedeniyle borsa endeks getirileri ile arasındaki korelasyon ilişkisini ve volatilitelerini anlamak oldukça önemlidir. Varlık fiyatlarındaki ani iniş ve çıkışlar olarak tanımlanan volatilitede, ilgili varlığın risk özelliklerini anlamada ve piyasa yapıcılığı, portföy optimizasyonu ve seçimi, riskten korunma ve risk yönetiminin yanı sıra türev fiyatlamasında en önemli faktördür. Volatilitenin zamanla değişim göstermesi volatilitede tahmininde koşullu varyans modellerinin kullanılmasını gerektirmektedir. Kripto paralar ile menkul kıymet borsa endeksleri arasındaki volatilitede alımları ve yayılımlarının ortaya çıkarılması yatırımcılar için araştırılması gereken önemli bir husustur.

Literatürde genellikle tek değişkenli ve çok değişkenli GARCH yöntemleriyle kripto varlıklar ile borsalar arasındaki volatilitede ilişkilerine bakılmıştır. Yayılım endeksleri son yıllarda yaygın şekilde kullanılmaya başlamıştır. Frankovic vd. (2022) şirketler düzeyinde yaptıkları blockchain çalışmasında ve Balcılar vd. (2022) ise gelişmekte olan ülkeler ile kripto varlıklar arasındaki volatilitede yayılımlarında volatilitede endeksini kullanmışlardır. Bu çalışmada gelişmiş ve gelişmekte olan borsalar, kripto varlıklar ile yayılım endeksinde bir araya getirilerek portföy riskinin yönetilmesi adına da sonuç alınmaya çalışılmıştır. Çalışmanın aynı zamanda COVID-19 dönemini de kapsamaması bakımından da literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Bu çalışmada BİST100, DAX, SP500 ve Shanghai borsa endeksleriyle, kripto para çeşitlerinden en yüksek işlem hacmine sahip olan bitcoin, ethereum, litecoin ve ripple arasındaki oynaklık yayılımının incelenmesi amaçlanmıştır.

## 2. Literatür

Kripto varlıkların sayılarının artması, fiyatlarının, piyasa değerlerinin ve işlem hacimlerinin yükselmesine paralel şekilde bu varlıklara yönelik akademik çalışmalar yaygınlık kazanmaya başlamıştır. Frekansı düşük serilerle genellikle kripto paralarla borsalar, döviz

kurları, faiz oranları ve emtialar arasındaki ilişkiler araştırılmıştır. Frekansın günlük olduğu çalışmalarda ise genellikle getiri serileri üzerinden kripto varlıklarla diğer finansal varlıklar arasındaki volatilite yayılımları incelenmiştir. Literatür kısmının ilk kısmında bu çalışmanın amacı ve yöntemiyle uyumlu olması bakımından volatilite çalışmalarına değinildikten sonra devam eden kısımda kripto varlıklarla finansal varlık ve temel makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkileri araştıran çalışmalar bulunmaktadır.

Bitcoin fiyatı yüksek volatilite gösterdiği için, volatilitenin tahmini risk yönetiminde ve riskten korunmada oldukça kritik bir öneme sahiptir. Hangi modelin bitcoin volatilitesi tahmininde daha uygun olduğuna dair literatürde yapılan çalışmalar incelendiğinde; Bergsli vd. (2022) tarafından GARCH modelleri (EGARCH ve APARCH) ve iki adet Heterojen Otoresif Modelin (düzenli ve logaritmik HAR modeli) kullanılarak kıyaslandığı çalışmada HAR modellerinin kısa dönem volatilite tahminlerinde GARCH modellerine göre daha güçlü olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Beneki vd. (2019) yaptıkları çalışmada bitcoin ve ethereum arasında volatilite yayılımı ve riskten korunma yeteneklerinin olup olmadığı hipotezini çok değişkenli BEKK-GARCH metodolojisi ve VAR temelli etki tepki analiziyle test etmişlerdir. Ethereumun piyasaya sürüldüğü tarihten 2018 Haziran'a kadar olan süre esas alınmıştır. Bitcoin ve ethereum ilk yıllarda çeşitlendirme sunmuş olsa da analizin son yıllarında bu özelliğinin anlamlı ölçüde azaldığı görülmüştür. Ayrıca, etherumdan bitcoine doğru tek yönlü oynaklık aktarımı olması yeni gelişen türev piyasalarda karlı işlem stratejilerinin oluşturulmasına imkan vermektedir.

Kumar ve Anandarao (2019) dört büyük kripto para olan bitcoin, ethereum, ripple ve litecoinin oynaklık yayılımının dinamiklerini 2015 - 2018 yılları arasında esas alarak incelemişlerdir. IGARCH ve DCC çok değişkenli GARCH modeli kullanılarak oynaklık yayılımı ölçülmüştür. GARCH sonuçlarına göre, analiz döneminde bitcoinden ethereum ve litecoin'e istatistiksel olarak anlamlı oynaklık yayılımı tespit edilmiştir. Diğer kripto para birimlerinin bitcoin fiyatlarındaki dalgalanmalardan etkilendiği de elde edilen bulgular arasındadır.

Bouoiyour ve Selmi (2015) bitcoin fiyat oynaklığını GARCH modellerini kullanarak analiz etmiştir. Veriyi (Aralık 2010 - Haziran 2015 ve Ocak 2015- Haziran 2015) iki periyoda ayırarak ilk periyotta eşik GARCH modeli kullanılarak oynaklığın kalıcı olduğuna dair bulgular elde edilmiştir. İkinci periyotta, üstel GARCH modeli uygundur ve oynaklığın daha az kalıcı olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, bitcoin oynaklığının arttığını gösteren kanıtlar elde etmiştir. Bununla beraber bitcoin oynaklığının olumlu şoklardan ziyade (iyi haber) daha çok olumsuzdan şoklardan (kötü haber) etkilendiği de elde edilen bulgular arasındadır.

Dyhrberg (2016) GARCH oynaklık modellerini kullanarak bitcoin, dolar ve altın fiyatlarının koşullu varyans kalıplarını incelemiştir. Sonuçlar, bitcoin oynaklık modellerinin altın ve dolar ile çeşitli benzerlikler gösterdiğini bunun da riskten korunma ve değişim aracı olarak avantajlarını göstermektedir. Asimetrik GARCH sonuçları, bitcoinin risk yönetiminde faydalı olabileceğini ve piyasada yaşanacak olumsuz şoklar beklentisiyle riskten kaçınan yatırımcılar için de ideal olabileceğini göstermiştir.

Delfin-Vidal ve Romero-Meléndez (2016), bitcoin fiyat oynaklığını sürekli bir dalgacık dönüşümü analizi kullanarak zamana göre ve farklı yatırım ölçeklerinde analiz etmişlerdir. Alexander vd. (2021) merkezi kripto borsalarında spot ve türev sözleşmelerin dolar veya

istikrarlı bir coin olan tethere karřı yüksek frekanslı oynaklık dinamiklerini ve yayılımını analiz etmiřlerdir. Binance'daki tether marjlinli sۆzleřmenin oynaklıđın temel kaynađı olduđunu ve diđer bۆtۆn enstrۆmanlara sۆrekli gۆclۆ akıřlar iletirken diđer kaynaklardan ok az oynaklık aldıđı bulgusuna ulařılmıřtır. Ayrıca, kripto borsalarının geleneksel batı borsaları aıkken ok daha yۆksek bir karřılıklı bađımlılık gۆsterdiđi bulgusuna ulařmıřlardır. ۆzellikle Amerikan saat diliminde Binance'den volatilitenin ıkıřlarının diđer zamanlardan daha fazla olduđu ve bitcoin yatırımcılarının genel piyasa kořullarına karřı daha dikkatli ve duyarlı olduđu sonucunu elde etmiřlerdir. Sonular, piyasa dۆzenleyicilerinin Binance borsasında en ۆnemli olan kendi kendini dۆzenleyen tether marjlı tۆrev ۆrۆnlere daha fazla dikkat etmeleri gerektiđini vurgulamaktadır.

Wang ve diđerlerine gۆre (2022) bitcoin oynaklıđını dođru bir řekilde tahmin etmede dıřsal etkenler ۆnemlidir. alıřmalarında bitcoin oynaklıđını tahmin etmede makroekonomik ve teknik gۆstergelerin rolۆ hakkında bilgi sađlamak amalanmıřtır. 2011 ve 2021 yılları arası, 17 adet ok bilinen makroekonomik deđiřken ve 18 teknik gۆsterge kullanarak elastik ađ ve LASSO yۆntemlerine dayalı olarak g�clۆ bir tahmin elde edebilmiřlerdir. Kayral (2020) tarafından yapılan alıřmada piyasa deđeri baz alınarak ilk ۆ kripto para birimi olan bitcoin, ethereum, ripple ve getirileri incelenmiřtir. alıřmanın sonucunda, ripple fiyat dalgalanmalarında kaldıra etkisi olduđu, bitcoin ve ethereumda ise ripplenin aksine kaldıra etkisinin olmadıđı sonucuna varılmıřtır.

řenol ve Ko (2022) 2 Ocak 2015 - 29 Haziran 2021 dۆneminde ait verilerle yaptıkları alıřmada bitcoin ile borsa, faiz, kur, altın ve petrol arasındaki volatilitenin yayılımını arařtırmıřlardır. alıřmada bitcoinin temel piyasalara dۆřuk dۆzeyde volatilitenin yayıldıđı ve aynı řekilde temel piyasalardan dۆřuk dۆzeyde volatilitenin aldıđı gۆrۆlmüřtür. Gۆkalp (2022) bitcoin, ethereum ve ripplenin BİST endeksleri ۆzerine etkisini 1 Ocak 2014 - 31 Aralık 2021 dۆneminde ait verilerle arařtırılmıřtır. BEKK-GARCH ve DCC-GARCH analizi yapılan alıřmada kripto paralardan BİST endekslerine dođru pozitif volatilitenin yayılımı olduđu gۆrۆlmüřtür.

Dahir vd. (2020) 1 Ocak 2012 - 31 Mayıs 2018 dۆneminde bitcoin ile BRICS ۆlke borsaları arasındaki volatilitenin yayılımlarını inceledikleri alıřmada bitcoinin volatilitenin yayılımının ve alımının dۆřuk olduđu ve bu piyasalar arasında net volatilitenin alıcısı olduđu g�rۆlmüřtür. Aydođan vd. (2022) 1 Ekim 2013 - 19 Ocak 2021 dۆneminde, geliřmiř 7 ۆlke (G7) ve geliřmekte olan 7 ۆlke (E7) ۆlke borsasıyla kripto paralar (bitcoin ve ethereum) arasındaki volatilitenin yayılımını arařtırmıřlardır. alıřmada kripto paralarla G7 ۆlke borsaları arasında ift yۆnlۆ, E7 ۆlke borsalarıyla ise tek yۆnlۆ volatilitenin yayılımı olduđu, bu volatilitenin yayılımının Endonezya ve Brezilya borsalarından etheriuma, Endonezya ve Rusya borsalarından bitcoine dođru olduđu anlařılmıřtır.

Balcılar vd. (2022) 27 geliřmekte olan ۆlke borsası ve 7 y�ksek piyasa deđerine sahip kripto varlık arasındaki volatilitenin bađlantılılıđını COVID-19 dۆnemi ۆncesi ve sonrasında incelemiřlerdir. Kripto varlıkların pandemiden ۆnce risk ilettilikleri, bu risk iletim rolünün pandemiden sonra pay piyasalarına kaydıđı, 2020 yılı bařında geliřmekte olan ۆlke borsaları ve kripto varlıklar arasındaki toplam yayılımın arttıđı, 2021 yılında ortalama seviyelere dۆndۆđü ortaya ıkmıřtır.

Cahill vd. (2020) 45 ۆlkeden 713 řirketten elde ettilikleri verilerle blockchain teknolojisiyle ilgili haberlere řirket fiyatlarının nasıl tepki verdiklerini arařtırmıřlardır. alıřmada haber aıklamaların yapıldıđı g�n %5,3 anormal getiri olduđu, kۆk řirketlerdeki anormal getirinin

büyük şirketlere kıyasla daha yüksek olduğu, 2016 ve 2017 döneminde açıklamalara bağlı anormal getirilerde artış olurken 2018 yılında azalış olduğu görülmüştür. Frankovic vd. (2022) 1 Eylül 2017 - 7 Haziran 2018 döneminde Avustralya borsasına kayıtlı blockchain teknolojisiyle ilişkili 31 şirket örneğinde yaptıkları çalışmada kripto paralarla ilgili payların kripto paralardan net olarak getiri yayılımı aldıkları ve kripto yatırımları yapan şirketlerin bitcoinden net getiri yayılımı aldığı ortaya çıkmıştır.

Uzonwanne (2021) Mart 2013 - Mart 2018 döneminde bitcoin ile beş büyük borsa (FTSE 100, S&P 500, CAC 40, DAX 30 ve NIKKESI 225) arasındaki volatilite yayılımını araştırmıştır. Çalışma sonuçları DAX 30 ve FTSE 100'den bitcoine doğru tek yönlü bir yayılım, NIKKEI 225 ve S&P 500 ile bitcoin arasında çift yönlü yayılım olduğunu göstermiştir. Atıcı Ustalar vd. (2022) 1 Aralık 2019 - 1 Temmuz 2021 dönemi verileriyle yaptıkları çalışmada bitcoin ile borsalar arasında volatilite iletiminin olduğu, bitcoin ile borsalar arasındaki koşullu korelasyonların pozitif olduğunu belirlemişlerdir.

Kılıç ve Çütcü (2018) tarafından yapılan çalışmada bitcoin fiyatları ve BİST endeksi arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Çalışmada bitcoin fiyatları ve BİST endeks değerleri arasında orta ve uzun vadede eş bütünleşme ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Yağlı (2021) tarafından yapılan çalışmada eşbütünleşme testi sonuçlarına göre bitcoin ile Türkiye ve BRICS ülke borsa endeksleri arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu, BRICS ülkelerine ait borsaların SHANGHAI ile BOVESPA hariç uzun dönemli bir denge ilişkisi içerisinde olduğu, MOEX ve BİST100'den bitcoine doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır.

Ağan ve Aydın (2018) tarafından yapılan çalışmada bitcoin bazı çapraz döviz kurları arasında asimetric nedensellik ilişkisi olup olmadığı araştırılmıştır. Yapılan çalışmanın sonucunda; bitcoinden seçili para birimlerine nedensellik ilişkisine rastlanılmamış ve bitcoinin uzun ve kısa dönemde döviz kurlarından bağımsız olarak hareket ettiği sonucuna ulaşılmıştır. Aghalıbaylı (2019) tarafından yapılan çalışmada bitcoinin ham petrol fiyatından önemli ölçüde etkilendiği, ancak altın, dolar ve euro kurlarının bitcoin üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı sonucuna varılmıştır. Manaserh (2020) tarafından yapılan çalışmada ABD doları, euro ve bitcoin arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme denkleminin olmadığı sonucuna varılmıştır. Özmerdivanlı (2021) 11 Mart 2020 ile 31 Temmuz 2021 dönemine ait verilerle COVID-19 döneminde yaptığı çalışmada dolar ve eurodan bitcoine doğru bir nedensellik tespit etmiştir.

Dere (2019) tarafından yapılan çalışmada Granger nedensellik testi sonuçlarına göre euro faiz oranının, euro, Çin yuanı ve Japon yeni döviz kurlarının ve altın fiyatının bitcoini etkilediği sonucuna ulaşılrken, NIKKEI 225 (Japonya) ve DOW JONES 30 (ABD) borsa endekslerinin ise bitcoinden etkilendiği sonucuna varılmıştır. Hepkorucu ve Genç (2019) tarafından yapılan çalışmada bitcoin fiyatlarının spekülasyon hareketlere yatkın olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Gazel (2021) 18 Ocak 2018 - 11 Temmuz 2021 dönemine ait verilerle ARCH-GARCH yöntemiyle yaptığı çalışmada Twitter bazlı belirsizlik endeksinin kripto varlıkların volatilitelerini etkilediği anlaşılmıştır. Kaymak ve Koç (2022) 2017-2021 dönemine ait verilerle yaptıkları çalışmada bitcoin işlem hacmiyle BİST işlem hacmi arasında bir nedensellik ilişkisi tespit edememişlerdir.

Baur vd. (2018) Temmuz 2010 - Haziran 2015 dönemine ait günlük verilerle yaptıkları çalışmada bitcoinin süpekülasyon yatırım aracı olarak kullanıldığını ve bitcoin getiri özelliklerinin geleneksel varlık sınıflarından çok farklı özellikler sergilediği bu nedenle gerek normal

zamanlarda gerekse risklerin arttıđı dönemlerde çeřitlendirme özelliđi sergilediđi iřaret edilmiřtir.

### 3. Yöntem

Çalıřmada Diebold ve Yılmaz (2012) volatilitte yayılım endeksi kullanılmıřtır. Diebold ve Yılmaz (2009) genelleřtirilmiř VAR metodolojisini içinde yönlü varyans ayrıřtırmasına dayanarak yönlü yayılımları ölçecek řekilde geliřtirmiřlerdir (Yađcılar, 2021: 947). Diebold ve Yılmaz (2012) metodolojisi VAR sisteminde deđiřkenlerin sıralamasında deđiřiklik olmadan varyans ayrıřmalarını yapabilmek için Koop vd. (1996) ve Pesaran ve Shin (1998) (KPPS) genelleřtirilmiř VAR çerçevesini kullanmaktadır. KPPS tahmin hata varyans ayrıřması (H adım ileri) eřitlik (1)'teki gibi hesaplanmaktadır (Gemici, 2020: 3145).

$$\theta_{ij}^g(H) = \frac{\sigma_{ii}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \Sigma A_i' e_h)} \quad (1)$$

Eřitlikte yer alan  $\Sigma$  ifadesi, hata vektörü olan ( $\varepsilon$ )'un tahminlenen varyans matrisini ifade etmektedir.  $\sigma_{ij}$  ifadesi  $i$  denklem için hata terimlerinin standart sapmasını,  $j$ 'nci hata teriminin standart sapmasını ve  $e_i$  ifadesi ise, bir ya da sıfır deđerini alan seçim vektörüdür (Karabıyık, 2020: 272). Yayılma endeksinin hesaplanmasında varyans ayrıřtırma matrisinde bulunan bilgileri kullanarak, varyans ayrıřtırma matrisinin her giriři eřitlik (2)'deki gibi satır toplamına göre normalleřtirilmektedir.

$$\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H) = 1 \text{ ve } \sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H) = N \quad (2)$$

$$\tilde{\theta}_{ij}^g(H) = \frac{\theta_{ij}(H)}{\sum_{j=1}^K \theta_{ij}^g(H)} \quad (3)$$

Diebold ve Yılmaz (2012), KPPS tahmin hata varyans ayrıřmasından elde ettikleri volatilitte řoklarının toplam yayılma endeksi eřitlik (4)'de gösterilmiřtir.

$$S^g(H) = \frac{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)} \times 100 \quad (4)$$

Volatilitte toplam yayılım endeksini gösteren ( $j$ ) piyasasından ( $i$ ) piyasasına gelen yönlü yayılım eřitlik (5)'dedir.

$$S_{i \leftarrow j}^g(H) = \frac{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H) N} \times 100 \quad (5)$$

Eřitlik (5)'e benzer řekilde ( $i$ ) piyasasından, diđer tüm ( $j$ ) piyasalarına iletilen yönlü volatilitte yayılımları eřitlik (6)'daki gibi ifade edilmektedir.

$$S_{i \rightarrow j}^g(H) = \frac{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ji}^g(H)} \times 100 \quad (6)$$

(i) piyasasından tüm (j) piyasaları yönünde aktarılan ve bunların brüt volatilite şokları arasındaki fark net yönlü volatilite yayılımı eşitlik (7)’deki gibi hesaplanmaktadır.

$$S(H) = S_{i \rightarrow j}^g(H) - S_{i \leftarrow j}^g(H) \quad (7)$$

Eşitlik (8)’de net oynaklık yayılımı bir piyasanın diğer piyasalar üzerindeki etkisi üzerine bilgi sunmaktadır.

$$S_{ij}^g(H) = \left[ \frac{\tilde{\theta}_{ji}^g(H)}{\sum_{i,k=1}^K \tilde{\theta}_{ik}^g(H)} - \frac{\tilde{\theta}_{ji}^g(H)}{\sum_{j,k=1}^K \tilde{\theta}_{ik}^g(H)} \right] \times 100 = \left[ \frac{\tilde{\theta}_{ji}^g(H) - \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{N} \right] \times 100 \quad (8)$$

Eşitlik (8)’de (i) ve j piyasaları arasındaki net ikili oynaklık yayılımının, (i) piyasasından (j) piyasasına iletilen brüt volatilite şokları ile (i) piyasasından (j) piyasasına iletilen brüt volatilite şokları gösterilmektedir.

Bu çalışmada kripto paralarla borsalar arasındaki volatilite yayılımının incelenmesi amaçlanmıştır. Kripto paraları temsilen bitcoin, etherium, ripple ve litecoin kullanılırken borsaları temsilen BİST100 (Türkiye), DAX (Almanya), S&P500 (ABD), Shanghai (Çin) endeksleri kullanılmıştır. Bu endekslere ait 24 Ağustos 2016 – 18 Kasım 2021 dönemine ait günlük serilerden Diebold ve Yılmaz (2012) çalışmasındaki gibi aşağıdaki şekilde volatiliteler elde edilmiştir.

$$\sigma_{it}^2 = 0,361 [\ln(P_{it}^{max}) - \ln(P_{it}^{min})]^2 \quad (9)$$

Burada i piyasayı, t gün,  $P_{it}^{max}$  günlük en yüksek fiyatı,  $P_{it}^{min}$  günlük en düşük fiyatı ve  $\sigma_{it}^2$  ise günlük varyansı temsil etmektedir. Bu varyanstan aşağıdaki standart sapma elde edilmiştir.

$$\sigma_{it} = 100 \sqrt{365 * \sigma_{it}^2} \quad (10)$$

Burada  $\sigma_{it}$  standart sapmaları yani volatiliteleri göstermektedir.

#### 4. Bulgular

Tablo 1’de çalışmada kullanılan verilere ait tanımlayıcı istatistikler görülmektedir. Borsalar ve kripto varlıklara ilişkin volatiliteler denklem 9 ve 10’dan elde edilmiştir. Borsalar arasında en yüksek volatilitenin BİST100’de, en düşük volatilitenin ise S&P500 olduğu ortalamalardan görülmektedir. Kripto paralar arasında ise en yüksek volatilitenin ripplede, en düşük volatilitenin ise bitcoinde olduğu ayrıca standart sapma sonuçlarının da bu sonuçları desteklediği anlaşılmaktadır.

**Tablo 1. Özet İstatistikler**

	BİST100	DAX	SP500	Shanghai	Bitcoin	Ethereum	Litecoin	Ripple
Ortalama	18.84	13.76	11.61	13.99	69.67	94.26	105.1	110.69
Maximum	126	111	96.65	57.13	643.3	736.91	967.9	843.1
Minimum	4.70	1.65	1.67	2.89	8.16	10.39	9.07	12.30
Std. Sapma	12.01	10.03	10.58	7.71	55.72	69.95	93.70	104.42
Çarpıklık	3.191	3.746	3.352	1.737	2.888	2.683	4.027	3.090
Basıklık	19.41	26.09	18.86	6.97	19.04	15.31	27.88	16.32
Jarque-Bera	15136	28759	14480	1358	14193	8808	33379	10533
Olasılık	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Gözlem Sayısı	1171	1171	1171	1171	1171	1171	1171	1171



**Tablo 2. Korelasyon Tablosu**

	BİST100	DAX	SP500	Shanghai	Bitcoin	Ethereum	Litecoin	Ripple
BİST100	1							
DAX	0.37 (13.68)***	1						
SP500	0.33 (12.32)***	0.73 (37.47)***	1					
Shanghai	0.20 (7.28)***	0.22 (7.77)***	0.30 (10.86)***	1				
Bitcoin	0.07 (2.49)**	0.17 (5.99)***	0.18 (6.30)***	0.003 (0.13)	1			
Ethereum	0.03 (1.26)	0.12 (4.30)***	0.12 (4.45)***	0.009 (0.33)	0.74 (38.08)***	1		
Litecoin	-0.002 (-0.08)	0.04 (1.60)	0.07 (2.54)**	-0.01 (-0.66)	0.59 (25.61)***	0.62 (27.59)***	1	
Ripple	-0.003 (-0.102)	-0.02 (-0.74)	-0.0001 (-0.003)	-0.02 (-1.009)	0.50 (20.18)***	0.57 (23.78)***	0.57 (24.12)***	1

**Not:** \*\* ve \*\*\* sembolleri sırasıyla %5 ve %1 önem düzeyinde anlamlılıđı göstermektedir. Köşeli parantez içindeki deđerler t istatistik deđerlerini göstermektedir.

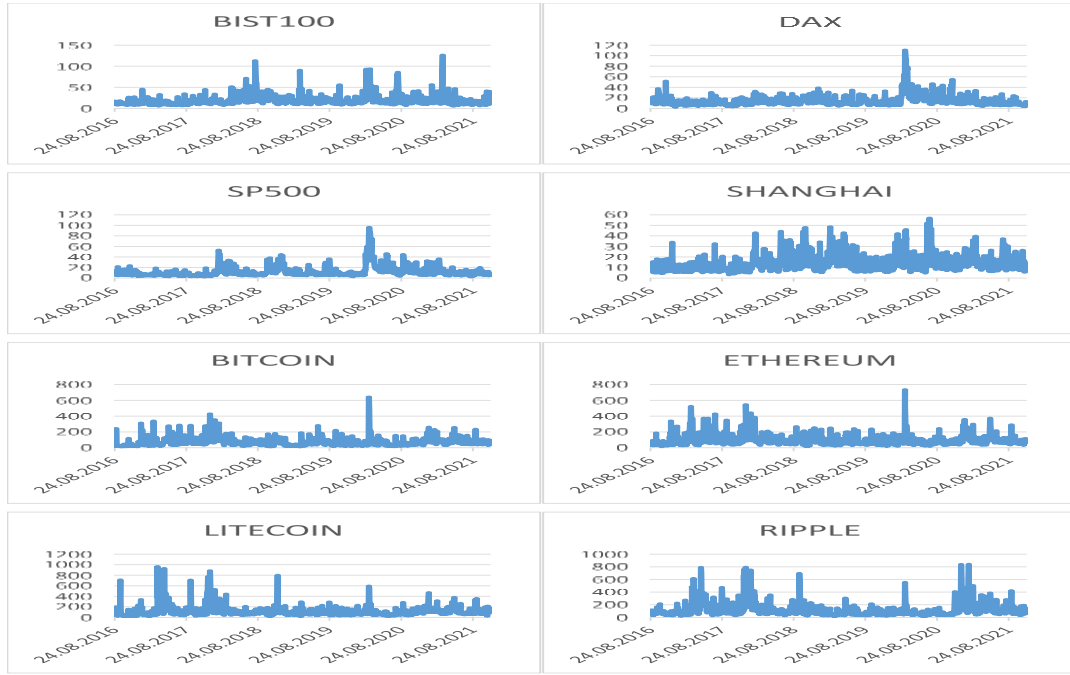
Çalıřmada kullanılan borsa endeksleri arasında pozitif ve anlamlı korelasyon olduđu, en yüksek korelasyon katsayısının DAX ile SP500 arasında, en düşük katsayının ise BİST100 ile Shanghai endeksleri arasında olduđu görülmektedir (Tablo 2). Kripto paraların kendi aralarında pozitif ve yüksek korelasyon katsayıları ortaya çıkmıřtır. Bu bakımdan kripto paralar arasında en yüksek korelasyon bitcoin ile ethereum arasında, en düşük korelasyon katsayısı ise bitcoin ile ripple arasındadır. Kripto paralar ile borsa endeksleri arasındaki iliřkilere bakıldıđında ise, bitcoinin Shanghai hariç diđer üç borsa ile pozitif ama düşük korelasyonlu olduđu, etheriumun ise DAX ve SP500 endeksleri ile pozitif korelasyonlu oldukları görülmektedir. Litecoin ve ripplenin borsalarla korelasyon iliřkisi görülmemektedir. Borsa endeksleri ile kripto paralar arasında görülen düşük korelasyon iliřkisinden dolayı portföy riskini çeřitlendirme ile yönetmede kripto varlıklardan yararlanılabileceđi anlařılmaktadır.

**Tablo 3. Birim Kök Testleri**

	BİST100	DAX	SP500	Shanghai	Bitcoin	Ethereum	Litecoin	Ripple
ADF	-10.97***	-5.78***	-7.08***	-8.95***	-10.32***	-10.61***	-11.58***	-8.66***
PP	-23.54***	-22.93***	-13.46***	-29.29***	-25.46***	-23.38***	-25.34***	-21.70***

**Not:** \*\*\* iřareti %1 düzeyinde anlamlılıđı göstermektedir.

Çalıřmada elde edilen volatilité serilerinin hepsinin Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testlerine göre düzeyde durađan oldukları görülmüřtür (Tablo 3).



Şekil 1. Borsalar ve Kripto Varlıklara Ait Volatiliteler

Şekil 1’de görüldüğü üzere kripto varlıkların volatiliteleri borsa endekslerinin volatilitelerinden yüksektir. Borsa volatiliteleri en fazla 125 değerlerine ulaşabiliyorken kripto para volatiliteleri 1.000 değerlerine ulaşabilmektedir.

Tablo 4. Gecikme Uzunlukları

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	6.42e+21	72.91635	72.95131	72.92954
1	2726.073	6.66e+20	70.65038	70.96508*	70.76914
2	327.3193	5.58e+20	70.47373	71.06817	70.69806*
3	141.7913	5.50e+20	70.45909	71.33326	70.78899
4	137.7439	5.43e+20*	70.44716*	71.60106	70.88262
5	95.74744	5.57e+20	70.47201	71.90565	71.01305
6	117.0574	5.60e+20	70.47699	72.19037	71.12360
7	78.27667	5.83e+20	70.51650	72.50961	71.26867
8	89.62563	6.00e+20	70.54507	72.81792	71.40281
9	111.1272	6.05e+20	70.55319	73.10577	71.51650
10	78.54407	6.28e+20	70.59085	73.42317	71.65973
11	73.85226	6.55e+20	70.63236	73.74442	71.80681
12	49.87578	6.99e+20	70.69599	74.08778	71.97601
13	86.74953	7.20e+20	70.72418	74.39571	72.10976
14	83.74610*	7.43e+20	70.75461	74.70587	72.24576
15	64.70346	7.80e+20	70.80282	75.03382	72.39954

**Not:** Optimal gecikme uzunlukları \* ile gösterilmiştir. LR (sequential modified LR), ardışık geliştirilmiş LR test istatistiği; FPE (Final prediction error), son hata tahmin kriteri; AIC (Akaike information criterion), Akaike bilgi kriteri, SC (Schwarz information criterion) Schwarz bilgi kriteri ve HQ (Hannan-Quinn information criterion) Hannan-Quinn bilgi kriteridir.

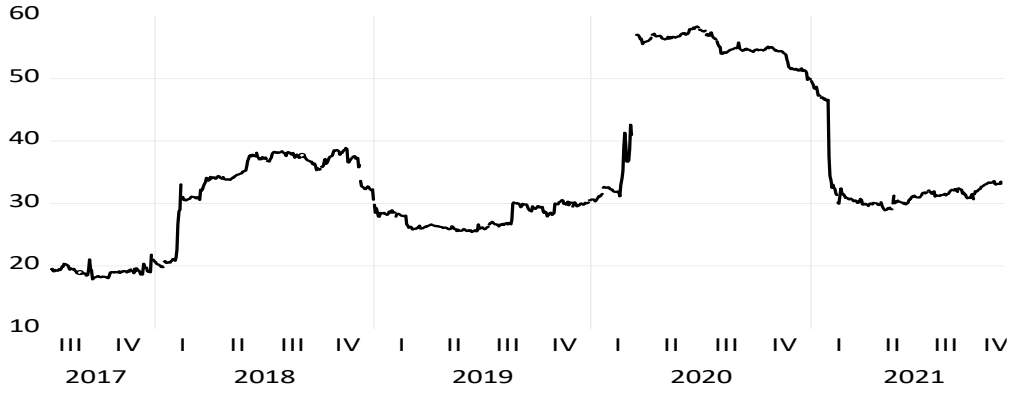
Diebold ve Yılmaz'a gre (2012) volatilitte yayılım endeksi VAR analizine dayandıđından uygun gecikme uzunluklarının belirlenmesi nem tařımaktadır. Modellemede Schwarz bilgi kriterine gre gecikme sayısı 1 olarak belirlenmiřtir.

**Tablo 5. Volatilitte Yayılım Endeksi**

	BIST100	DAX	SP500	Shanghai	Bitcoin	Etherium	Litecoin	Ripple	Volatilitte Alımı
BİST100	80.76	9.24	7	1.72	0.67	0.42	0.15	0.05	19.25
DAX	4.12	55.75	35.04	0.59	2.13	1.84	0.51	0.02	44.25
SP500	3.5	24.63	64.7	1.59	2.24	2.21	1.04	0.08	35.29
Shanghai	2.37	4.12	7.54	85.17	0.35	0.29	0.13	0.03	14.83
Bitcoin	0.12	0.72	1.44	0.07	46.18	24.72	14.66	12.09	53.82
Etherium	0.02	0.42	0.7	0.04	23.37	45.13	15.65	14.65	54.85
Litecoin	0.01	0.17	0.54	0.06	16.8	18.32	48.43	15.67	51.57
Ripple	0.03	0.07	0.16	0.04	12.14	15.41	16.36	55.78	44.21
Volatilitte Yayılımı	10.17	39.37	52.42	4.11	57.7	63.21	48.5	42.59	318.07
Toplam Volatilitte Yayımı	90.93	95.12	117.12	89.28	103.88	108.34	96.93	98.37	0.3976
Net Volatiliteler	-9.08	-4.88	17.13	-10.72	3.88	8.36	-3.07	-1.62	

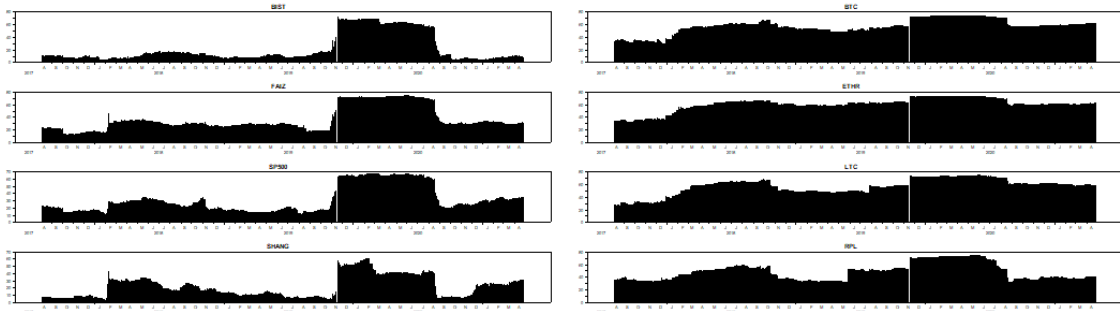
Tablo 5'te borsalar ile kripto varlıklar arasındaki volatilitte yayılımları grlmektedir. Volatilitte alımı bir deđiřkenin diđer deđiřkenlerden aldıđı volatilitteyi, volatilitte yayılımı ise bir deđiřkenin diđer deđiřkene iletteđi volatilitteyi gstermektedir. Net volatiliteler ise volatilitte alımı ile volatilitte yayılımı arasındaki farklardır. Borsalar ile kripto paralar arasındaki toplam volatilitte yayılım endeksi %39,7 çıkmıřtır. Dolayısıyla kripto paralarla borsalar arasında karřılıklı volatilitte yayılımı olduđu sylenbilir. Toplam volatilitte yayılımının %50'nin altında olması, borsalar ile kripto varlıklar arasındaki volatilitte yayılımının orta dzeyin altında olduđunu bu nedenle bu borsalar ile kripto varlıklar arasında kısmen portfy çeřitlendirmesi yapılabileceđi sylenbilir. Kripto varlıkların volatilitte yayılım iliřkilerinin geliřmekte olan lke borsalarına (SHANGHAI ve BİST100) gre geliřmiř lke borsalarıyla (DAX ve S&P500) daha fazla olduđu anlařılmaktadır. rneđin etherium BİST100'e 0,42 ve SHANGHAI'ye 0,29 volatilitte iletirken, DAX'a 1,84 ve S&P500'e 2,21 volatilitte iletmektedir. Aynı řekilde etherium BİST100'den 0,02 ve SHANGHAI'den 0,04 volatilitte alırken, DAX'tan 0,42 ve S&P500'den 0,07 volatilitte almaktadır.

Volatilitte yayılımı 2017 yılı sonuna kadar dřk gerekleřmiř, endeks 2018 yılında %40 seviyelerine çıktıktan sonra 2019 yılında %30 seviyelerinde gerekleřmiřtir (řekil 2). Volatilitte endeksi COVID-19 salgınıyla birlikte hızlı bir řekilde ykselmiř, %50 seviyelerinin zerine çıkmıřtır. 2021 yılı Ocak ayına kadar endeks yksek dzeyde gerekleřmiř, COVID-19 ařı uygulamalarının ortaya çıkmaya bařlamasıyla tekrar %30 seviyelerine inmiřtir. Bu sonular volatilitte yayılım endeksinin kriz dnemlerinde ykseldiđini gstermektedir.



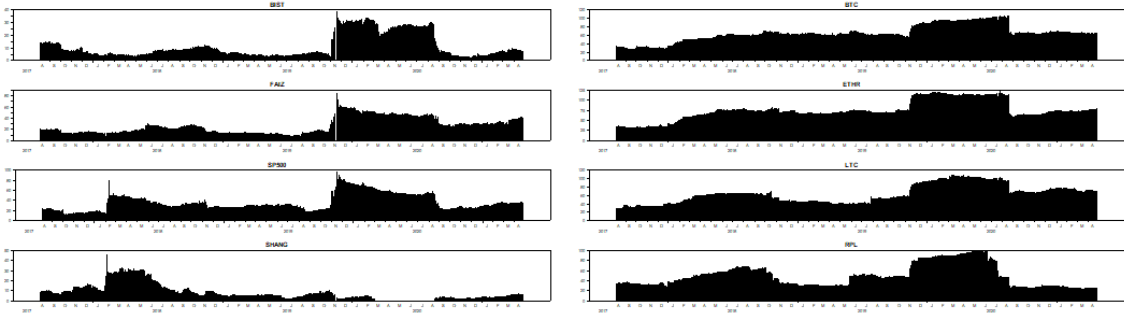
Şekil 2. Toplam Volatilite Yayılımı

Volatilite alan borsa ve kripto varlıklara bakıldığında büyükten küçüğe doğru etherium, bitcoin, litecoin ve DAX şeklinde sıralanmaktadır. Görüldüğü üzere kripto paraların borsalardan daha fazla volatilite aldıkları anlaşılmaktadır. En az volatilite alan varlıklara bakıldığında küçükten büyüğe doğru Shanghai, BİST100 ve S&P500 endeksleri ortaya çıkmaktadır. Şekil 3’deki volatilite alımlarının zamanyolu grafiklerine bakıldığında borsa endekslerinin COVID-19 sürecinde volatilite alırlarken, kripto varlıkların tüm örneklem döneminde önemli düzeylerde oynaklık aldıkları görülmektedir.



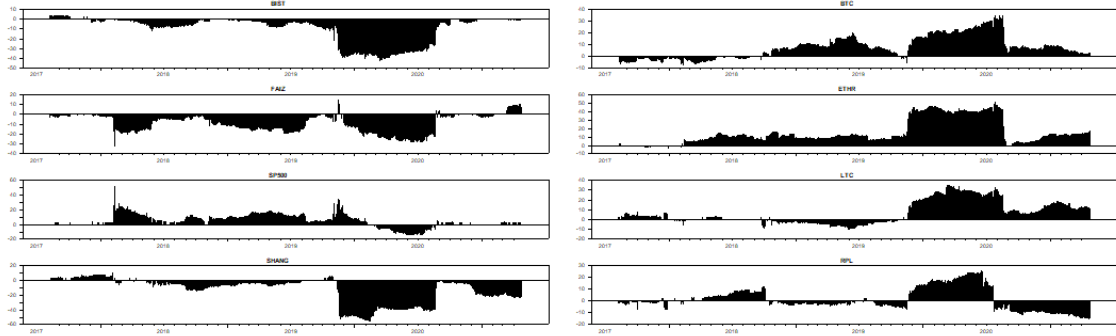
Şekil 3. Volatilite Alımları

Volatilite yayımlarına bakıldığında büyükten küçüğe doğru en fazla volatilite yayan finansal varlıkların etherium, bitcoin, S&P500 ve litecoin olduğu, bunlara karşın en az volatilite yayanların küçükten büyüğe doğru Shanghai, BİST100 ve DAX borsaları olduğu ortaya çıkmaktadır. Bu sonuçlara göre kripto paraların hem yüksek derecede volatilite aldıkları hem de yüksek derecede volatilite yaydıkları anlaşılmaktadır. Borsalar arasında ise DAX endeksinin volatilite alanlar sıralamasına girerken, S&P500 endeksinin volatilite yayanlar sıralamasına girdiği anlaşılmaktadır. Volatilite alımlarında olduğu gibi volatilite yayımlarında da borsalarda oynaklık yayımlarının COVID-19 sürecinde yaygınlaştığı buna karşın kripto varlıklarda tüm örneklem döneminde genel olarak yüksek olduğu anlaşılmıştır (Şekil 4).



Şekil 4. Volatilite Yayınları

Tablo 5’te toplam net volatilite Şekil 5’de ise toplam volatilite zaman yolu grafikleri görülmektedir. Net volatilite yayan varlıklar büyükten küçüğe doğru S&P500, etherium ve bitcoin şeklindedir. Net oynaklık alan varlıklar ise büyükten küçüğe doğru Shanghai, BİST100, DAX ve litecoin şeklinde oluşmaktadır. En önemli risk yayıcı borsa S&P500, en önemli risk yayıcı kripto para etherium olmuştur. En önemli risk alıcıları ise borsalardan Shanghai, BİST100 ve DAX olurken kripto paralarda ise litecoin gerçekleşmiştir. BİST100, DAX ve Shanghai endekslerinin özellikle COVID-19 sürecinde net volatilite aldıkları, kripto varlıkların ise bu süreçte volatilite yaydıkları görülmektedir.



Şekil 5. Net Volatilite Yayınları

Ortaya çıkan sonuçlar literatürdeki bazı çalışmalarla benzerlikler göstermektedir. Borsalar ile kripto paralar arasında volatilite yayılımı olduğu sonucu Dere (2019), Yağlı (2021), Dahir vd. (2020), Aydoğan vd. (2022), Balcılar vd. (2022), Uzonwanne (2021) ve Atıcı Ustalar vd. (2022) çalışmalarındaki sonuçlar ile benzerlikler göstermektedir. 2020 yılında yükselen 2021 yılında azalan toplam yayılım endeksi sonucu Balcılar vd. (2022) sonucuyla uyusmaktadır. Etherium ve bitcoinin kripto varlıklar içinde volatilite ve risk yayıcı sonucu Kumar ve Anandarao’nın (2019) elde ettiği sonuçlara benzemektedir. Kripto varlıklar ile gelişmiş ülke borsaları arasındaki volatilite ilişkisinin kripto varlıklar ile gelişmekte olan ülke borsaları arasındaki volatilite yayılım ilişkisinden daha fazla olduğu sonucu Dahir vd. (2020), Uzonwanne (2021) ve Aydoğan vd. (2022) sonuçlarıyla benzerlikler taşımaktadır.

## 5. Sonuç

2008 küresel krizinden sonra dünya yeni bir finansal araçla yani kripto varlıklarla tanışmıştır. Kripto varlıkların para mı, emtia mı olduğuna yönelik tartışmalar sürerken kripto

varlıklar zaman içinde sayı, işlem hacmi ve piyasa değeri açısından artarak dünyadaki finansal varlık çeşitliliği içinde kendine önemli bir yer edinmeye başlamıştır. Bu çalışmada menkul kıymet borsaları ile kripto paralar arasındaki volatilite yayılımları Diebold ve Yılmaz (2012) yayılım endeksiyle incelenmiştir. Kripto piyasaları temsilen piyasa değeri ve işlem hacmi bakımından ön plana çıkan bitcoin, ethereum, ripple ve litecoin kullanılırken borsaları temsilen iki adet gelişmiş ülke borsası adına S&P500 (ABD) ve DAX (Almanya) endeksleri, gelişmekte olan ülkeleri temsilen Shanghai (Çin) ve BİST100 (Türkiye) endeksleri kullanılmıştır. Ripple ve litecoinde tarihsel verinin ulaşılabilirliği esas alınarak örneklem dönemi 24 Ağustos 2016 – 18 Kasım 2021 şeklinde oluşturulmuş, günlük fiyat verileri üzerinden elde edilen getiri serileriyle analizler yapılmıştır.

Çalışmada menkul kıymet borsaları ile kripto paralar arasında karşılıklı volatilite yayılımlarının olduğu görülmüştür. Net volatilitelere bakıldığında örneklem içinde S&P500 endeksinin temel volatilite ve risk yayıcısı olduğu bunu ethereum ve bitcoinin izlediği ortaya çıkmıştır. Buna karşın Shanghai ve BİST100 endekslerinin önemli düzeyde volatilite alıcısı oldukları bunları DAX endeksinin takip ettiği, sonrasında ise litecoin ve ripplenin geldiği anlaşılmıştır. Kripto paraların kendi aralarındaki yayılımlara bakıldığında ethereum ve bitcoinin volatilite yayıcısı, litecoin ve ripplenin volatilite alıcısı oldukları anlaşılmaktadır. Kripto paraların mevcut örneklem içinde yüksek düzeyde volatilite yaydıkları ve yüksek düzeyde volatilite aldıkları anlaşılmaktadır. Kripto paraların yüksek volatil özellik sergilemeleri bu varlıkların yüksek kazanç potansiyellerinin yanında yüksek kayıplara da sebep olabileceklerini göstermektedir. Bu özelliklerinden dolayı kripto varlıkların portföy risklerini artıracığı bu nedenle portföylerde sınırlı düzeylerle kripto varlıkların bulunmasının portföy risk yönetimi açısından önemli olduğu değerlendirilmektedir. Çalışmada elde edilen diğer bir sonuç ise volatilite yayılım endeksinin COVID-19 küresel salgınıyla birlikte hızla yükseldiği, 2020 Mart ayından itibaren 2020 yılı sonuna kadar risk yayılımının yüksek düzeyde gerçekleştiği, COVID-19 aşularının uygulamaya başlandığı 2021 yılı başından itibaren volatilite yayılım endeksinin azaldığı ortaya çıkmıştır.

Çalışmada elde edilen sonuçlar portföy yöneticileri, yatırımcılar, finansal analist ve stratejistler açısından kullanılabilirlik taşımaktadır. Kripto varlıkların finansal mimari içinde önemli bir unsur olduğu anlaşılmıştır. Bu nedenle portföy amaçlarının sağlanması, portföy riskinin yönetilmesi, bireysel ve küçük yatırımcılar açısından finansal varlıkların değerlendirilmesi, firma değerlerinin belirlenmesi ve artırılması, genel olarak finansal piyasaların, varlık eşleme ve çeşitlendirmelerinin yapılması bakımından çalışma sonuçları değerlendirilebilir. Sonraki çalışmalar için kripto varlıkların ortaya çıkışından günümüze kadar olan süreç belirli periyotlara ayrılarak kripto varlıkların finansal piyasalarla olan ilişkisi ortaya çıkarılarak bu ilişkinin ne şekilde evrildiği tespit edilebilir. Ayrıca kripto paralarla sektör endeksleri arasındaki ilişkilere yönelerek kripto paralarla sektörler arasındaki ilişkinin nitelikleri ortaya çıkarılabilir.

#### **Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı**

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

#### **Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı**

Yazarlar makaleye eşit oranda katkı sağlamış olduklarını beyan ederler.

#### **Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı**

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

## Kaynakça

- Ađan, B. ve Aydın, Ü. (2018). Kripto para birimlerinin küresel etkileri: Asimetrik nedensellik analizi. T. Korkmaz (Ed.), *Uluslararası Katılımlı 22. Finans Sempozyumu Bildiriler Kitabı* içinde (s. 797-816). 22. Finans Sempozyumu'nda sunulan bildiri, Mersin.
- Aghalibaylı, N. (2019). *Bitcoin as a cryptocurrency and its relationship with gold, crude oil and Euro exchange rate* (Unpublished doctoral dissertation). Marmara University, Social Sciences Institute, İstanbul.
- Ajmi, H., Arfaoui, N. and Saci, K. (2021). Volatility transmission across international markets amid COVID-19 pandemic. *Studies in Economics and Finance*, 38(5), 926-945. <https://dx.doi.org/10.1108/SEF-11-2020-0449>
- Alexander, C., Heck, D.F. and Kaeck, A. (2021). *The role of Binance in bitcoin volatility transmission* (SSRN Working Paper No. 3877949). Retrieved from [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3877949](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3877949)
- Aydođan, B., Vardar, G. and Taçođlu, C. (2022). Volatility spillovers among G7, E7 stock markets and cryptocurrencies. *Journal of Economic and Administrative Sciences*, Advance online publication. doi:10.1108/JEAS-09-2021-0190
- Balcılar, M., Ozdemir, H. and Agan, B. (2022). Effects of COVID-19 on cryptocurrency and emerging market connectedness: Empirical evidence from quantile, frequency, and lasso networks. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 604, 127885. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2022.127885>
- Baur, D.G., Hong, K. and Lee, A.D. (2018). Bitcoin: Medium of exchange or speculative assets? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 54, 177-189. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2017.12.004>
- Beneki, C., Koulis, A., Kyriazis, N.A. and Papadamou, S. (2019). Investigating volatility transmission and hedging properties between bitcoin and Ethereum. *Research in International Business and Finance*, 48, 219-227. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.01.001>
- Bergsli, L.Ø., Lind, A.F., Molnár, P. and Polasik, M. (2022). Forecasting volatility of bitcoin. *Research in International Business and Finance*, 59, 101540. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2021.101540>
- Bouoiyour, J. and Selmi, R. (2015). *Bitcoin price: Is it really that new round of volatility can be on way?* (MPRA Working Paper No. 65580). Retrieved from [https://mpa.ub.uni-muenchen.de/65580/1/MPRA\\_paper\\_65580.pdf](https://mpa.ub.uni-muenchen.de/65580/1/MPRA_paper_65580.pdf)
- Cahill, D., Baur, D.G., Liu, Z.F. and Yang, J.W. (2020). I am a blockchain too: How does the market respond to companies' interest in blockchain? *Journal of Banking & Finance*, 113, 105740. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2020.105740>
- Çeker, S.M. (2018). *Kripto paralar ve ekonomik etkileri* (Yayımlanmamış doktora tezi). Yıldız Teknik Üniversitesi, İstanbul.
- Dahir, A.M., Mahat, F., Noordin, B.A.A. and Ab Razak, N.H. (2020). Dynamic connectedness between Bitcoin and equity market information across BRICS countries: Evidence from TVP-VAR connectedness approach. *International Journal of Managerial Finance*, 16(3), 357-371. doi:10.1108/IJMF-03-2019-0117
- Delfin-Vidal, R. and Romero-Meléndez, G. (2016). The fractal nature of bitcoin: Evidence from wavelet power spectra. In A.A. Pinto, E.A. Gamba, A. N. Yannacopoulos and C.Herves-Belos (Eds.), *Trends in mathematical economics* (pp. 73-98). Berlin: Springer.
- Dere, Y. (2019). *Kripto para birimi bitcoin ile ekonomik göstergeler arasındaki ilişkinin ekonometrik bir analizi* (Yayımlanmamış doktora tezi). Dokuz Eylül Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir.
- Diebold, F. and Yılmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *The Predictability of Financial Markets*, 28(1), 57-66. doi:10.1016/j.ijforecast.2011.02.006

- Dyhrberg, A.H. (2016). Bitcoin, gold and the dollar—A GARCH volatility analysis. *Finance Research Letters*, 16, 85-92. <http://dx.doi.org/10.1016/j.frl.2015.10.008>
- Frankovic, J., Liu, B. and Suardi, S. (2022). On spillover effects between cryptocurrency-linked stocks and the cryptocurrency market: Evidence from Australia. *Global Finance Journal*, 54, 100642. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2021.100642>
- Gazel, S. (2021). Twitter bazlı belirsizlik endeksi kripto paraların volatilitesini etkiler mi? *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 6(Özel Sayı), 207-224. doi:10.30784/epfad.1024421
- Gemici, E. (2020). Gelişmekte olan piyasalarda finansal bağlantılılık. *Uluslararası Toplum Araştırmaları Dergisi*, 16(30), 3144-3146. doi:10.26466/opus.778653
- Ghorbel, A. and Jeribi, A. (2021). Volatility spillovers and contagion between energy sector and financial assets during COVID-19 crisis period. *Eurasian Economic Review*, 11, 449-467. <https://dx.doi.org/10.1007/s40822-021-00181-6>
- Gökalp, B.T. (2022). Kripto para piyasasının Borsa İstanbul endeksleri üzerindeki etkisi. *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 7(2), 481-499. doi:10.30784/epfad.1081705
- Hepkorucu, A. ve Genç, S. (2019). Kripto para değerleri için spekülasyon fiyat balonlarının test edilmesi: Bitcoin üzerine bir uygulama. *Veri Bilim Dergisi*, 2(2), 44-50. Erişim adresi: <http://www.dergipark.gov.tr/tr/pub/epfad>
- İnci S. ve Alpen İ. (2018). *Bitcoin devrimi; Değişen dünya ekonomisinde kripto para sistemi, blockchain, altcoinler*. İstanbul: Elma Yayınları.
- Karabıyık, C. (2020). Türkiye’de borsa, emtia, tahvil ve döviz piyasaları arasındaki etkileşim: Yayılım endeksi yaklaşımı. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 18, 272-273. <http://dx.doi.org/10.11611/yead.737638>
- Kaymak, O. ve Koç, S. (2022) Borsa İstanbul işlem hacimleri ile Bitcoin işlem hacimleri arasındaki ilişkinin Toda Yamamoto yaklaşımı ile incelenmesi 2017:01 – 2021:12. *Gazi İktisat ve İşletme Dergisi*, 8(3), 488-500. <https://doi.org/10.30855/gieb.2022.8.3.007>
- Kayral, İ.E. (2020). En yüksek piyasa değerine sahip üç kripto paranın volatilitelerinin tahmin edilmesi. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 12(22), 152-168. <https://doi.org/10.14784/marufacd.688447>
- Kılıç, Y. ve Çütücü, İ. (2018). Bitcoin fiyatları ile Borsa İstanbul endeksi arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 13(3), 235-250. <https://doi.org/10.17153/oguiibf.455083>
- Koop, G., Pesaran, M.H. and Potter, S.M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119-147. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01753-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4)
- Kumar, A.S. and Anandarao, S. (2019). Volatility spillover in crypto-currency markets: Some evidences from GARCH and wavelet analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 524, 448-458. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.04.154>
- Manaserh, A.A.S. (2020). *A relationship between Bitcoin and foreign exchange rates: A quantitative research on Bitcoin, and selected foreign exchanges* (Unpublished doctoral dissertation). İstanbul Aydın University, İstanbul.
- Nakamoto, S. (2008). Bitcoin: A peer-to-peer electronic cash system. Retrieved from <http://bitcoin.org/bitcoin.pdf>
- Özmerdivanlı, A. (2021). COVID-19 pandemisi ile çeşitli finansal göstergeler arasındaki nedensellik ilişkisi: Türkiye örneği. *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları*, 6(Özel Sayı), 172-191. doi:10.30784/epfad.1022647
- Pesaran, H.H. and Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17-29. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00214-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0)
- Rotman, S. (2014). *Bitcoin versus electronic money* (CGAP Brief Working Paper No. 18418). Retrieved from [https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/18418/881640BRI0Box30WL\\_EDGENOTES0Jan02014.pdf?sequence=1&isAllowed=y](https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/18418/881640BRI0Box30WL_EDGENOTES0Jan02014.pdf?sequence=1&isAllowed=y)



- Őenol, Z. ve Koç, S. (2022). Borsa, faiz, döviz kuru, altın, petrol ve bitcoin arasındaki volatilité yayılımları. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 22, 1-15. doi:10.18092/ulikidince.1036345
- Ustalar, S.A., Ayar, E. and Őanlısoy, S. (2022). The volatility transmission between cryptocurrency and global stock market indices: Case of Covid-19 period. *İzmir İktisat Dergisi*, 37(2), 443-459. <https://doi.org/10.24988/ije.1034580>
- Uzonwanne, G. (2021). Volatility and return spillovers between stock markets and cryptocurrencies. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 82, 30-36. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2021.06.018>
- Wang, J., Bouri, E. and Ma, F. (2022). Which factors drive bitcoin volatility: Macroeconomic, technical, or both? *Journal of Forecasting*, Advance online publication. <https://doi.org/10.1002/for.2930>
- Yağcılar, G. (2021). Borsa İstanbul'un bölgesel piyasalar ile entegrasyonu: Dinamik koşullu korelasyonlar ve yayılım endeksinden kanıtlar. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*, 12(3), 947-960. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/gumus/>
- Yağlı B. ve Kartal C. (2021). *Bitcoin ile Türkiye ve BRICS ülkeleri borsa endeksleri arasındaki eşbütünleşme ilişkisi* (Yayımlanmamış doktora tezi). Zonguldak Bülent Ecevit Üniversitesi, Zonguldak.

## **VOLATILITY SPILLOVER BETWEEN CRYPTOCURRENCIES AND STOCK MARKETS**

### **EXTENDED SUMMARY**

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

Cryptocurrencies are digital currencies. It is an algorithm that maintains and confirms data without the use of a central database in the blockchain system. The lack of central control, as well as the inability of any legal entity to produce, eliminates the trust factor. Because the transfers are approved by people known as miners, they are not subject to any authority.

The purpose of this research is to investigate the volatility spillover between the BIST100, DAX, SP500, and Shanghai stock market indices, as well as bitcoin, ethereum, litecoin, and ripple, which have the highest trading volume among cryptocurrencies. In recent years, cryptocurrency markets have piqued the interest of both investors and researchers, as they offer high returns to investors while increasing price speculation. Cryptocurrencies, unlike traditional currencies, are regarded as speculative financial assets rather than a medium of exchange for goods and services. Because of their distinct characteristics, cryptocurrencies can be considered a separate asset class when compared to other asset types.

It is thought that this study will contribute to the literature with some features: In the literature, the volatility relations between crypto assets and stock markets have been usually examined by using univariate and multivariate GARCH methods. Spillover indices have been widely used in recent years. Frankovic et al. (2022) in their blockchain study at the company level and Balçılar et al. (2022), on the other hand, used the volatility index in the volatility spillover between developing countries and crypto assets. In this study, it has been tried to get results in order to manage portfolio risk by bringing together developed and developing stock markets with crypto assets in a spillover index. It is thought that the study will also contribute to the literature in terms of covering the COVID-19 period.

#### **Method**

The volatility spillover index developed by Diebold and Yilmaz (2012) used in this study. Diebold and Yilmaz (2012) developed the generalized VAR methodology to measure directional spillover using directional variance decomposition (Yağcılar, 2021: 947). The Diebold and Yilmaz (2012) methodology makes variance decompositions in the VAR system without changing the order of the variables using the generalized VAR framework of Koop, Pesaran and Potter (1996) and Pesaran and Shin (1998) (KPPS).

#### **Data**

The purpose of this research is to look into the volatility spillover between cryptocurrencies and stock markets. While bitcoin, etherium, ripple, and litecoin are used to represent cryptocurrencies, stock market indices such as the BIST100 (Turkey), DAX (Germany), S&P500 (USA), and Shanghai (China) are used to represent stock markets.

Volatility calculated from the daily series of these indices from August 24, 2016 to November 18, 2021.

## Results

Bidirectional volatility spillover between stock exchanges and cryptocurrencies were discovered in the study. When the net volatilities were examined, it was discovered that the S&P500 index was the primary volatility and risk emitter in the sample, followed by etherium and bitcoin. On the other hand, it has been determined that the Shanghai and BIST100 indices are significant receivers of volatility, followed by the DAX index, litecoin, and ripple. Looking at the volatility spillover of cryptocurrencies, it is clear that etherium and bitcoin are volatility emitters, while litecoin and ripple are volatility receivers. It is understood that cryptocurrencies emit and receive high levels of volatility in the present sample. The high volatility of cryptocurrencies demonstrates that these assets can result in both high losses and high earnings potential. Because of these characteristics, crypto assets will increase portfolio risks; therefore, the presence of crypto assets in portfolios with limited levels is considered important in terms of portfolio risk management. Another finding from the study is that the volatility spillover index increased rapidly with the COVID-19 global epidemic, the risk spillover was high from March 2020 to the end of 2020, and the volatility spillover index has decreased since the beginning of 2021, when the COVID-19 vaccines were introduced.

The study's findings can be applied by portfolio managers, investors, financial analysts, and strategists. It is widely acknowledged that crypto assets are an important component of the financial design. As a result, the study's findings can be evaluated in terms of providing portfolio objectives, managing portfolio risk, evaluating financial assets for individual and small investors, determining and increasing company values, and determining and increasing asset value and diversification of financial markets in general. For further researches, the process from the emergence of crypto assets to the present can be divided into distinct periods, revealing the relationship between crypto assets and financial markets and determining how this relationship has evolved. Furthermore, the characteristics of the relationship between cryptocurrencies and sectors can be revealed by focusing on the relationships between cryptocurrencies and sectors.

# İLK HALKA ARZLARIN BİST100 ENDEKSİ VOLATİLİTESİNE ETKİSİ: COVID-19 PANDEMİSİ DÖNEMİ\*

## Initial Public Offerings Effect on BİST100 Index: Covid-19 Period

Seçil BAYRAKTAR YETİM\*\* & Ayben KOY\*\*\*

### Öz

Covid-19 pandemisinin borsalar üzerindeki etkisi 2020 yılının ilk çeyreğinde büyük bir çöküş ve hızlı bir toparlanma süreci olarak gerçekleşirken, kapanma önlemleri ile birlikte finans piyasalara büyük bir ilgi ve yatırımcı sayılarında artışa sebep olmuştur. Özellikle aşının bulunmasından sonra finans piyasalarındaki olumlu seyir çok sayıda halka arzı da beraberinde getirmiştir. Bu çalışmanın amacı Covid-19 dönemi öncesi ve Covid-19 döneminde ilk halka arzların BİST 100 Endeksinin (BİST100) volatilitesine etkisini arařtırmaktır. Çalışmaya Covid-19 dönemi öncesi (2018-2019) ve Covid-19 dönemi (2020-2021) 36 ilk halka arz dahil edilmiştir. Çalışmada, 01/01/2018-31/12/2019 tarihleri arası Covid-19 dönemi öncesi seçilmiş olup, Covid-19 dönemi için ise 01/01/2020-28/09/2021 tarihleri incelenmiştir. GARCH modellerinin uygulandığı çalışmanın sonucunda, Covid-19 dönemi öncesinde ilk halka arzların BİST100 volatilitesine sadece halka arz olduğu ilk gün incelendiğinde anlamlı bir sonuç bulunamazken; Covid-19 döneminde volatilitayı azalttığı sonuçlarına ulaşılmıştır. Bulgular, halka arzın ilk 10 gününde Covid-19 pandemi dönemi öncesinde volatilitede azalışa yol açarken, Covid-19 pandemi döneminde ise volatilitayı arttırdığını göstermektedir.

### Abstract

While the Covid-19 pandemic's impact on the stock markets was a major collapse and a rapid recovery process in the first quarter of 2020, it caused a great interest in the financial markets and an increase in the number of investors. The rise in the financial markets, especially after the discovery of the vaccine, brought along a large number of public offerings. The aim of this study is to investigate the effect of initial public offerings on the volatility of the BIST 100 Index (BIST100) before and during the Covid-19 period. The study included 36 initial public offerings before the Covid-19 period (2018-2019) and during the Covid-19 period (2020-2021). In the study, the dates between 01/01/2018-31/12/2019 were selected before the Covid-19 period, and the dates 01/01/2020-28/09/2021 were examined for the Covid-19 period. As a result of the study in which GARCH models were applied, there was no significant result when the first public offerings were examined only on the first day of the IPO, to the BIST100 volatility before the Covid-19 period; It has been concluded that it reduces volatility in the Covid-19 period. The findings show that while it caused a decrease in volatility in the first 10 days of the IPO before the pandemic period, it increased the volatility during the pandemic period.

### Anahtar Kelimeler:

Covid-19,  
Volatilité,  
BİST100 Endeksi,  
Halka Arz.

### JEL Kodları:

G10, G11, G19.

### Keywords:

Covid-19,  
BİST100 Index,  
Volatility,  
Public Offering.

### JEL Codes:

G10, G11, G19.

\* Bu makale birinci yazarın yüksek lisans tez çalışmasından türetilmiştir.

\*\* Yüksek Lisans Öğrencisi, İstanbul Ticaret Üniversitesi, Finans Enstitüsü, Türkiye, [secilbyrkr@gmail.com](mailto:secilbyrkr@gmail.com), ORCID: 0000-0001-5959-7911

\*\*\* Doç. Dr., İstanbul Ticaret Üniversitesi, İşletme Fakültesi, Türkiye, [akoy@ticaret.edu.tr](mailto:akoy@ticaret.edu.tr), ORCID: 0000-0002-2506-6634

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 29.11.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 30.12.2022

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



## 1. Giriş

Küreselleşen dünya piyasasında şirketler rekabet edebilmek için büyümek ve gelişmek zorundadır. Şirketler değişen koşullara karşı ayakta kalabilmek için finansman ihtiyaçlarını karşılamalıdır. Şirketler finansman ihtiyaçlarını kendi iç kaynakları ile veya dış kaynaklarla karşılayabilmektedirler. Şirketler fon sağlayabilmek için dış finansman kaynakları ile borçlanabildiği gibi halka arz yöntemi ile de fon bulabilmektedir. Halka arz, işletmelerin daha güçlü bir öz sermayeye ulaşmasına neden olurken, işletmenin borçlanma oranı değişeceği için yeniden borçlanmasını ve daha çok büyümesini de olanaklı hale getirmektedir (Rajan, 2012). 2022 yılı itibariyle Dünya ekonomisinde uzun süren olumsuz etkilerinin halen tartışıldığı Covid-19 pandemi dönemi, 2020 yılında hisse senedi borsalarında hızlı çöküş ve toparlanma süreçleri olarak etkisini göstermiştir (Yıldız vd., 2022). Kapanmalar nedeniyle teknoloji ve dijital ürünlere ilginin arttığı bu dönemde, teknoloji ve dijitalleşmeyi pek çok yönüyle içeren finans piyasaları da hızla artan yatırımcıların ilgi odağı olmuştur. Gelişen ve gelişmiş ülkelerde yüksek/yükselen enflasyon sorunlarına neden olana kadar merkez bankalarının likidite ve talep artışına neden olan ilk önlemler de borsalara fon akışına, yükselen trendlere neden olmaya devam etmiştir (IMF, 2022). Diğer yandan artan likidite ve yatırımcı ilgili şirketlerin halka arz edilmesi için doğru zaman işareti vermeye başlamıştır. Hem Türkiye’de hem de Dünya’da ilk halka arzlar yoğun bir şekilde gerçekleşmeye başlamıştır. Devam eden süreçte artan enflasyon oranları dünyadaki çok sayıda merkez bankasını uyguladıkları politikalarını değiştirerek talebi azaltıcı ve daraltıcı yönde kararlar almak zorunda bırakmıştır. Aynı dönemde Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) ise para politika faizini düşürerek büyümeyi destekleyici kararlar aldığını ifade ederken kamu otoriteleri uygulamada bankaların kredi verme süreçleriyle ilgili farklı tedbirler alarak daraltıcı politikaya yönelik adımlar da atmıştır (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası [TCMB], 2020). Tüm bu süreç içerisinde yatırımcıların borsaya ve halka arzlara olan ilgisi artarak devam etmiştir.

Kriz dönemleri, finans piyasalarda risklerin ve hatta belirsizliğin arttığı dönemlerdir. Öngörülerin zor olduğu bu dönemlerde piyasalarda oynaklık artabilmektedir. Bu çalışma, pandemi öncesi ve sonrası dönemde halka arzların Borsa İstanbul’da oynaklığa etkisini araştırmaktadır. Çalışmada, ilk kez halka arz edilen şirketlerin halka arz edildiği gün, halka arz gününden önceki 5 gün, halka arz günü ve sonraki 5 gün ve halka arz gününden sonraki 10 gün için kukla değişkenler kullanılarak BİST100 volatilitesine olan etkisi incelenmiştir. Covid-19 dönemi öncesi ve Covid-19 dönemi olarak karşılaştırmalı analizlerin yapıldığı çalışmada Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modelleri kullanılmıştır. BİST100 volatilitesi birçok çalışmada ele alınmıştır; fakat literatürde kukla değişkenler kullanılarak halka arz edilen hisse senetlerinin BİST100 volatilitesine olan etkisi pandemi dönemi ve öncesi olarak incelenmemiştir. Bu sebeple çalışmamızın literatüre katkı sağlaması amaçlanmaktadır.

## 2. Literatür Taraması

İlk halka arzlar, sermaye bulmak isteyen firmaların tercih ettiği yöntemlerin en başında gelmektedir. Literatür incelendiğinde ilk halka arzlar ile ilgili yapılan çalışmaların daha çok düşük fiyatlama ile halka arz sonrası kısa dönem ve uzun dönem performanslarla ilgilidir. Düşük fiyatlama ile ilgili yapılan çalışmalardan Stoll ve Curley (1970) ilk kez halka arz edilen hisse senetlerinin kısa ve uzun dönem performansını araştırmıştır. Yapılan çalışmaların sonucuna göre

205 küçük ölçekli işletmeye ait hisse senetlerinin kısa dönem getirisinin yüksek olduđu, uzun dönem getirisinin ise düşük olduđu ortaya konmuřtur. Ritter (1991) çalışmasında 1975 ve 1984 yılları arasında New York'ta halka arz edilmiş 1.526 hisse senedinin kısa dönem performansını incelemiřtir. Çalışmada olay etüdü yöntemi kullanılmış olup sonuç olarak ilk gün ortalama getirinin yaklaşık olarak %14,3 olarak gerçekteřtiđi kanıtlanmıřtır. İlk kez halka arz edilen hisse senetlerinin düşük fiyatlama olgusu üzerinde inceleme yapılan diđer bir çalışma da Ibbotson vd. (1994) olmuřtur. Çalışmanın sonuçlarına göre 1960 ve 1992 yılları arasında ABD'de ilk kez halka arz edilen 10.626 şirketin ilk gün ortalama getirilerinin yüksek olduđu ve uzun dönemde zayıf performans sergiledikleri ortaya konmuřtur.

Olay çalışması ve göreceli refah göstergesi yöntemi kullanılarak yapılan bir diđer çalışma ise Ayden ve Karan (2000) olmuřtur. 1992-1995 dönemlerinde ilk kez halka arz olmuş 70 halka arzın uzun dönem (36 aylık) performansının incelendiđi çalışmada uzun vadede İMKB'de gerçekteřtirilen ilk halka arzların aşırı getiri elde etme konusunda başarısız olduđu sonucuna ulařılmıştır.

Mahmood vd. (2011), Asya Krizi (1997-1999) ve küresel ekonomik kriz (2007-2009) olmak üzere kriz dönemlerindeki düşük fiyatlama olgusunun varlıđı ile Çin borsasının etkinliđini incelemiřlerdir. İlk kez halka arz edilen 626 şirketten oluřan örneklem incelemesinde piyasaya göre düzeltilmiş getiri yöntemi kullanılmıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre küresel ekonomik krizde halka arz fiyatlamasının daralma eğiliminde olduđu; fakat Asya krizinde düşük fiyatlamada %10'luk bir artış olduđu kanıtlanmıřtır. Çin borsasının etkinliđinin sonuçlarına bakıldığında ise her iki kriz döneminde de zayıf formda etkin olduđu sonucuna ulařılmıştır.

Türkiye'de ilk kez halka arz edilen hisse senetlerinin halka arz edildikten sonra kısa vadeli piyasa performans belirleyicilerini arařtıran Macit vd. (2015), arařtırmalarında faaliyet karının toplam satıřlara oranı, toplam borcun toplam varlıklara oranı ve halka arz büyüklüđü gibi çeřitli deđiřkenlere yer vermiřlerdir. Arařtırmanın sonuçlarına göre halka arz sonrasında piyasa performansını belirlemede en önemli etkenin halka arz büyüklüđünün olduđu ve halka arz edilen hisselerin yüzdesinin arttıkça kısa dönemli performansın olumsuz etkilendiđi kanıtlanmıřtır. Türkiye üzerine bir başka çalışmada Çakır vd. (2017), çalışmalarında 1993-2015 dönemleri arasında BİST'de ilk defa halkı arzı gerçekteřen 327 halka arzın kısa, orta ve uzun dönemli fiyatlar arasındaki iliřkisini sıcak ve sođuk halka arz piyasalarını baz alarak incelemiřlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre sıcak halka arz piyasasında kısa dönem için düşük fiyatlandırmanın %10,76, sođuk piyasada ise aşırı fiyatlandırmanın %10,04 seviyesinde gerçekteřtiđi saptanmıřtır. Aynı zamanda halka arzlarda ay etkisi incelendiđinde, sıcak piyasalarda gerçekteřen halka arzların ilk gün getirisinin %7,29 ve sođuk piyasalarda gerçekteřen halka arzlarda ise getirinin %2,96 olarak gerçekteřtiđi kanıtlanmıřtır.

Tunçay (2019) çalışmasında 2008 Finans Krizi sonrasında 2010-2017 dönemleri arasında BİST'de ilk kez halka arz edilen hisse senetlerinde düşük fiyatlamının varlıđını ve BİST'in etkinlik düzeyini ölçmüřtür. Olay etüdü yöntemi kullanılan çalışmada ele alınan 109 hisse senedi için ilk gün ve kısa vadeli (15 gün) düşük fiyatlama olgusunun varlıđı kanıtlanmıřtır. Bu sonuçlar dođrultusunda BİST'in yarı-etkin formda bir piyasa olmadıđı belirlenmiřtir. Benzer bir dönem olarak 2010-2018 dönemindeki ilk halka arzlarda yüksek deđerlemeyi ve ilk halka arzların aynı sektörde faaliyet gösteren diđer halka açık řirketlere etkisini inceleyen Avcı (2021), ise çalışmanın sonuçlarına göre halka ilk defa arz edilen hisse senetlerinde yüksek fiyatlama olgusunun olmadıđı ve halka açık olan diđer řirketlere bir etkisinin olmadıđı sonucuna varılmıştır.

Literatürde ilk halka arzların oynaklığa etkisini modelleyen çalışmalar yer almamakla birlikte, oynaklığı modelleyen çok sayıda çalışma vardır. İlk olarak Engle (1982), Birleşik Krallık enflasyonunun varyans tahminleri için ARCH modellerini kullanan bir çalışma yapmıştır. Fakat çalışmanın asimetrik etkileri yok sayması ve beklenmedik şoklara geç cevap vermesi açısından bu model eleştirilmiştir. Eleştirilen bu model sonrası yeni modeller geliştirilmiştir. BİST üzerine yapılan çalışmalarda GACRH modelleri oynaklığı modellemek veya oynaklığı açıklamada etkili olan değişkenleri ortaya çıkarmak için çok kez kullanılmıştır. Tuna ve İsaletli (2014) çalışmalarında finansal piyasalardaki ekonomik şokların BİST100 volatilitesine olan etkisini 2002-2012 yılları için araştırmıştır. Söz konusu çalışmada ARCH-GARCH zaman serileri kullanılmış olup, GARCH (1,1) katsayısı yüksek değerde çıkmış ve volatilitenin süreklilik içerdiği saptanmış, böylece BİST100'ün kriz ve belirsizlik dönemlerinde değişkenliğinin arttığı kanıtlanmıştır. BİST100 volatilitelerinin ARCH, GARCH, EGARCH ve TGARCH modellerinden hangisi ile daha iyi açıklanabildiğini kanıtlamak isteyen bir diğer çalışma ise Kuzu (2018) olmuştur. Çalışmanın sonuçlarına göre ise volatilitiyi en iyi açıklayan asimetrik bir model olan TGARCH modeli olmuştur. Sarıtaş ve Genç (2019), BİST100 getirisindeki volatilitiyi asimetrik GARCH modelleri ile incelemiştir. Ocak 2001 ve Aralık 2018 dönemini kapsayan çalışmanın sonuçlarına göre BİST100'de volatilitenin varlığı kanıtlanmıştır.

Yakın dönemlerde Covid-19 pandemisinin borsalar üzerindeki etkilerini inceleyen çok sayıda çalışma vardır. Bu çalışmalardan birinde Çetin (2020), pandeminin etkilerinin en yüksek olduğu 23 Mart-24 Nisan 2020 tarihleri arasındaki BİST100 verilerini kullanarak sosyal mesafe ve sokağa çıkma kısıtlamasının ekonomik faaliyetleri etkileme gücü incelemiştir. Ekonomik faaliyetlerin -0.708 düştüğü sonucuna ulaşılan çalışmada, pandeminin hisse senetlerinin fiyatları üzerinde negatif bir etkide bulunmadığı saptanmıştır. Covid-19 sürecinde ve Covid-19 öncesinde BİST100 volatilitesini inceleyen Gümüş ve Öziç (2020), Eylül 2019 ve Nisan 2020 dönemini kapsayan bir analiz gerçekleştirmiştir. Çalışmada, ARCH-GARCH, EGARCH ve TGARCH modelleri kullanılmış olup çalışmanın sonucuna göre olumsuz haberlerin volatilitiyi daha fazla arttırdığı ve BİST100'de meydana gelen negatif şokların pozitif şoklardan daha fazla olduğu sonucuna varılmıştır.

Kayral ve Tandoğan (2020) BİST100, ABD doları, Euro ve altın fiyatlarının getirileri ve volatiliteleri üzerindeki Covid-19 etkisini araştırmıştır. Ocak 2015 ile Temmuz 2020 dönemi için yapılan bu çalışmada CCC-GARCH modeli kullanılmıştır. Sonuç olarak Covid-19 döneminin BİST100 ve altın getirilerini sınırlı düzeyde de olsa arttırdığını kanıtlanmışlardır. Ayrıca dolardan euroya doğru pozitif etkili volatilitiyi yayılımının 2018 yılında mevcut olduğu; fakat pandemi döneminde sınırlı kaldığı sonucuna ulaşılmıştır. Covid-19 salgınının BİST100 üzerindeki etkilerinin incelendiği Ölmez ve İkinci (2020) çalışmasında, olay çalışması ve GARCH yöntemi kullanılmıştır. Olay çalışması sonucuna bakıldığında Türkiye'de Covid-19 salgınının ortaya çıktığı ilk gün olan 10 Mart 2020'de BİST100 anormal getiriye sahip olduğu ortaya konmuştur. Bütün sektörlerin anormal getirilere sahip olduğu ve salgın döneminde olumsuz etkilendikleri kanıtlanmıştır. GARCH modeli sonuçlarına göre ise Covid-19'un BİST100 üzerinde oynaklığa yol açtığı ve etkili olduğu saptanmıştır. Olay çalışmalarının kullanıldığı diğer bir araştırmada Büyüksan ve Günay (2021), Covid-19 salgınının BİST alt sektör endeks getirilerine etkilerini incelemiştir. Çalışmanın sonucuna göre salgından en çok etkilenen sektör endekslerinin banka, finansal kiralama ve faktoring şirketleri, metal eşya ve makine endeksleri olduğu sonucuna varılmıştır. Çelik (2021) çalışmasında Covid-19'un BİST100 volatilitesine olan etkisini ARCH-GARCH modelleri ile incelemiştir ve çalışma sonucuna göre Covid-19'un getiri serisinin

volatilitesinde negatif Őoklara neden olduđunu kanıtlamıřtır. İmre (2021) alıřmasında Covid-19 pandemisinin BİST Sektör Endekslerine olan etkisini EGARCH yöntemi ile arařtırmıřtır. alıřma sonuçlarına göre biliřim, gıda ve sigorta sektörlerinin getirisini pozitif etkilediđi, tekstil ve turizm getirilerini ise negatif etkilediđini kanıtlamıřtır. Volatilitelere ise biliřim, gıda ve sigorta sektörlerinin volatilitesi pozitif etkilendiđi ulařım, turizm ve tekstil-deri sektörlerinin negatif etkilendiđi sonucuna varılmıřtır.

Turnacıgil (2021) alıřmasında Covid-19 krizinin BİST100 volatilitesine etkisini son yařanan 2008 küresel finansal kriz ile karřılařtırmıřtır. BİST100 volatilitesinin 2006-2020 dönemi arasında incelendiđi bu alıřmada ARCH, GARCH, ARCH-M, GARCH-M, TGARCH ve EGARCH modelleri ile analiz yapılmıřtır. Covid-19 dönemi ve 2008 krizine kukla (0,1) deđiřkenler atanarak modeller kurulmuřtur. alıřmanın sonucuna göre 2008 küresel finansal krizinin Covid-19 etkisine göre daha fazla BİST100 volatilitesine etkisi olduđu ortaya konmuřtur. Bu etkinin 2008 küresel finansal krizinde daha fazla olmasının sebebi olarak Covid-19'un doğrudan finansal kaynaklı bir kriz olmaması olarak yorumlanmıřtır.

Yıldız ve Aydın (2021) alıřmalarında Covid 19'un BİST100, dolar kuru, Bitcoin ve gecelik repo faizi üzerindeki etkilerini arařtırmıřlardır. Ocak 2020 ve Temmuz 2021 verilerini kapsayan alıřmada EGARCH modeli kullanılmıřtır. alıřmada Covid-19'un BİST100 ve gram altın getirilerinde ve ayrıca faiz oranında oynaklıklara sebep olduđu; fakat Bitcoin ve dolar kuru üzerinde bir etkiye sahip olmadıđı kanıtlanmıřtır.

Covid-19 pandemisinden kaynaklı asimetrik volatiliteler etkisini GJR-GARCH metodu ile inceleyen Atař ve Arlı (2022) alıřmalarında BİST birincil sektör endeksleri örneđi üzerinden incelemiřlerdir. alıřma sonucunda asimetrik volatilitenin pandemi dönemi ve pandemi dönemi öncesinde de var olduđu; fakat arařtırma sonuçlarında pandemi döneminde daha anlamlı sonuçlar alındıđı gözlenmiřtir. Literatürde vaka sayılarını deđiřken olarak kullanan alıřmalar da bulunmaktadır. Farklı yöntemlerin kullanıldıđı bu alıřmalar arasında Ersin vd. (2022), Covid-19 vaka sayılarının BİST100'e olan etkilerini incelemiřlerdir. GARCH, GJR, TGARCH ve doğrusal olmayan GARCH modellerinden elde edilen bulguların sonucu istatistiksel olarak anlamlıdır. Pandeminin ilan edildiđi tarih olan 11.03.2020 tarihinden bařlayarak 11.05.2021 tarihine kadar alınan günlük verileri kapsayan alıřmada negatif veya pozitif haberlerin BİST100'e olduđu etkisi olduđu kanıtlanmaktadır. Atıcı Ustalar ve řanlısoy (2021a) alıřmasında ise toplam vaka sayıları ve BİST100 kullanılmıř olup günlük olarak açıklanan vaka sayılarındaki artışın BİST100'ün oynaklıđını arttırdıđı sonucuna ulařılmıřtır.

Uluslararası literatürde pandemi döneminde hisse senedi borsalarını inceleyen çok sayıda alıřma vardır. Onalı (2020) alıřmasında Covid-19 vakalarının ABD borsası üzerindeki etkisini Dow Jones ve S&P 500 endeksleri için iřlem hacimlerindeki volatilitenin varlıđını arařtırmıřtır. Nisan 2019 ile Nisan 2020 dönemlerinin incelendiđi alıřmada GARCH (1,1) modeli kullanılmıřtır. alıřma sonuçlarına göre ilk 3 ayda yařanan ölümler ve vaka sayıları sebebi ile Covid-19'dan ABD borsa endekslerinin büyük ölçüde etkilendiđi gözlenmiřtir. 15 ülkeyi inceleyen Kusumahadi ve Permana (2021), Ocak 2019 ile Haziran 2020 arasında günlük veriler kullanılarak yapılan alıřmada ARCH, GARCH ve TGARCH modellerini kullanmıřtır. alıřmanın sonucuna göre Birleřik Krallık'ta ise Covid-19'un hisse senedi getiri volatilitesine bir etkisi olmadıđı; fakat İtalya, Almanya ve Fransa'da hisse senedi getirisi volatilitesini arttırdıđı gözlenmiřtir. ABD, Kanada, Fas, Brezilya ve Güney Afrika'da da hisse senedi getiri oynaklıđını arttırdıđı; fakat Asya ülkelerinde bu etkinin çok fazla olmadıđı sonucuna varılmıřtır.



Bora ve Basistha (2020) Covid 19'un etkisini Hindistan borsası için analiz etmiştir. Analizde GARCH modelleri kullanılmıştır. Sonuçlar Covid-19 salgınının Hindistan borsasındaki hisse senedi fiyatlarını etkilediği, volatilitiyi arttırdığı ve pandemi döneminde negatif ortalama getirilerle borsanın kayıplarla karşı karşıya kaldığını göstermektedir. Endonezya'daki hisse senedi piyasasına Covid 19'un etkisini inceleyen bir çalışma ise Endri ve diğerleridir (2021). Çalışmada GARCH (1,2) modeli kullanılmıştır. Sonuçlar Covid 19'un hisse senedi fiyatlarını çok büyük ölçüde düşürdüğünü göstermektedir. Alzyadat ve Asfoura (2021) Covid-19 salgınının Suudi Arabistan borsası üzerindeki etkisini Mart 2020 ve Ağustos 2020 dönemini baz alarak incelemiştir. İlgili çalışmada VAR ve ARCH modelleri kullanılmış olup pandeminin borsa getirileri üzerinde olumsuz etkisinin olduğu kanıtlanmıştır. Yılmaz ve Atlı (2022), Covid-19'un BİST100, FTSE 100, NIKKEI 225 VE S&P 500 endeksleri üzerine etkisini Box-Jenkins modelleri ile ARCH-GARCH ailesi modellerini kullanarak çalışmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre BİST100 ve NIKKEI 225 endekslerinin asimetric etkiye sahip olmadığı FTSE 100 ve S&P 500 endekslerinin ise asimetric etkiye sahip olduğu sonucuna varılmıştır. Atıcı Ustalar ve Şanlısoy (2021b), Covid-19 krizinin Türkiye ve G7 ülkelerinin borsa oynaklıkları üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışmada EGARCH(1,1) modeli kullanılmış olup çalışmanın sonucuna göre Covid-19 krizinin Japonya, Kanada, Fransa ve Türkiye'nin hisse senedi piyasasında oynaklıklara sebep olduğu kanıtlanmıştır.

Şirket hisse senetleri üzerine de yapılan çalışmalar vardır. Singirankabo vd. (2021) çalışmalarında Covid-19'un hisse senedi oynaklıklarına olan etkisini araştırmışlardır. Ruanda Borsası'ndaki 4 şirketin (BOK, KCB, BLR, EQTY) hisse senedi oynaklıklarını inceledikleri çalışmada ARCH modellerini kullanmışlardır. Çalışmanın sonucuna göre BOK şirketinde ARCH etkisinin olduğu ve yüksek volatiliteye sahip olduğu; fakat diğer şirketlere ARCH etkisinin anlamlı sonuçları olmadığı saptanmıştır.

### 3. Veri ve Yöntem

2018-2021 tarihleri arasında toplamda 4 yılı kapsayan dönem için ilk defa halka arz edilen 36 hisse senedinin BİST100'e ait günlük kapanış fiyatları ile elde edilen getirinin volatiliteye etkisi olayın seçilen günlerinde değişken değeri 1 ve diğer günlerde ise 0'a eşit olan 4 adet kukla değişken ile araştırılmıştır. Kukla değişkenler oluşturulurken ilk halka arzın gerçekleştiği günlerin birbirine yakınlığı nedeni ile en uzun süre 10 gün olarak belirlenmiştir. Çalışmada pandemi dönemi etkisini görebilmek amacı ile Covid-19 dönemi öncesi ve Covid-19 dönemi olmak üzere iki dönem belirlenmiştir. Covid-19 dönemi öncesi 01/01/2018-31/12/2019 tarihleri arasında kapsamaktadır. Covid-19 dönemi ise 01/01/2020-28/9/2021 tarihleri arasında kapsamaktadır. Çalışmada öncelikle değişkenlerin durağanlıkları sınanmıştır. Ardından getirileri en iyi açıklayan ARMA(p,q) modelleri belirlenmiş ve daha sonra ilk halka arzların BİST 100 Endeksi'nin volatilitesine etkisi GARCH modelleri yardımıyla araştırılmıştır. Çalışmada kullanılan veriler Refinitiv Eikon veri tabanından elde edilmiş ve Eviews 10 programından yararlanılarak analiz edilmiştir.

Her iki dönemde de bağımlı değişken olarak BİST100 getirisi ve kukla değişken olarak aşağıdaki değişkenler üzerinde çalışılmıştır:

Kukla1: İlk kez halka arz olan hisse senedinin halka arz edildiği gün (0;0)

Kukla2: İlk kez halka arz olan hisse senedinin halka arz edilmeden önceki 5 gün (-5;0)

Kukla3: İlk kez halka arz olan hisse senedinin halka arz edildiđi günü ieren ve devam eden toplam 5 gn (0;+5)

Kukla4: İlk kez halka arz olan hisse senedinin halka arz edildiđi günü ieren ve devam eden toplam 10 gn (0; +10)

Zaman serileri genellikle durađan deđildir. Diđer bir deyiřle, finansal zaman serileri sabit bir ortalamaya ve sabit bir varyansa sahip deđildir. zellikle finansal zaman serilerinin deđiřen varyansa sahip olmaları nedeni ile geliřtirilen yntemlerden ilki Engle (1982) tarafından ortaya atılan otoregresif kořullu deđiřen varyans modeli olan ARCH modelidir. Model yetersiz kaldıđı konusunda eleřtiriler almıřtır ve GARCH Bollerslev (1986) tarafından geliřtirilmiřtir.

alıřmada, endekslere ait en uygun modelin bulunması iin ok sayıda ARMA(p,q) modelleri denenmiř ve anlamlı modeller tespit edilmiřtir. Genel olarak ARMA(p,q) modelleri ařađıdaki gibi ifade edilir:

$$y_t = \sum_{i=1}^p \theta_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \phi_i u_{t-i} + u_t + u_t \quad (1)$$

Getirileri en iyi aıklayan modeller belirlendikten sonra her bir model iin GARCH modeli uygulanmıřtır. Kořullu varyansa sahip olan hata terimlerini gemiř dnem hata terimlerinin karelerinin fonksiyonu olarak ifade edilen ARCH modeli, Engle (1982) tarafından geliřtirilmiřtir. Modelde kořulsuz varyans sabit iken, kořullu varyans ise zaman ierisinde deđiřim halindedir (Engle, 1982). Model ařađıdaki gibidir (Sarıkovanlık vd., 2019).

$$\sigma_t^2 = var((u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, u_{t-3}, \dots)) = [(u_t - E(u_t))^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, u_{t-3}, \dots,] \quad (2)$$
$$\sigma_t^2 = var((u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, u_{t-3}, \dots)) = E(u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots)$$

Modelde kořullu varyans, bir nceki dnem hata karesine bađlıdır. Modelin tamamı ařađıdaki gibidir (Sarıkovanlık vd., 2019):

$$y_t = \beta_t + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + u_t u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (3)$$
$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 u_{t-1}^2$$

Hata modellerinin gecikme uzunluklarına (q) gre model geniřletildiđinde ARCH (q) ařađıdaki halini alır:

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 u_{t-1}^2 + a_2 u_{t-2}^2 + a_3 u_{t-3}^2 + a_q u_{t-q}^2 \quad (4)$$

Literatrde ht notasyonu ile gsterilen kořullu varyans modeli ařađıdaki gibi yazılabilmektedir:

$$y_t = \beta_t + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + u_t u_t \sim N(0, h_t) \quad (5)$$
$$h_t = a_0 + a_1 u_{t-1}^2 + a_2 u_{t-2}^2 + a_3 u_{t-3}^2 + a_q u_{t-q}^2$$

Modelin geerli olabilmesi,  $a_0 > 0$  ve  $a_i \geq 0$ ,  $i=1, 2, \dots, q$  kısıtlarına bađlıdır.  $a_i$ 'lerin negatif deđer almayıp, her biri ve toplamaları birden kk olmalıdır (ene ve Demir, 2012).

GARCH modeli Bollerslev (1986) tarafından ortaya atılmıřtır. GARCH modellerinde hata terimlerinin varyansı hem kendi gemiř deđerlerinden hem de kořullu varyans deđerlerinden

etkilenmektedir. GARCH modelinde volatilitenin pozitif ve negatif şoklara karşı simetrik tepki verdiği varsayılmaktadır. GARCH (p,q) modeli aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$\omega > 0; a_i \geq 0; \beta_j \geq 0; \sum_{i=1}^q a_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1 \quad (6)$$
$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q a_j u_{t-i}^2$$

#### 4. Ampirik Bulgular

Çalışmada, ilk halka arzların BİST 100 Endeksi'nin volatilitesine etkisi iki farklı dönemde incelendiği için analizlerden elde edilen bulgular, Covid-19 dönemi öncesi ve Covid-19 döneminden elde edilen bulgular şeklinde sunulmuştur.

##### 4.1. Covid-19 Dönemi Öncesine Ait Bulgular

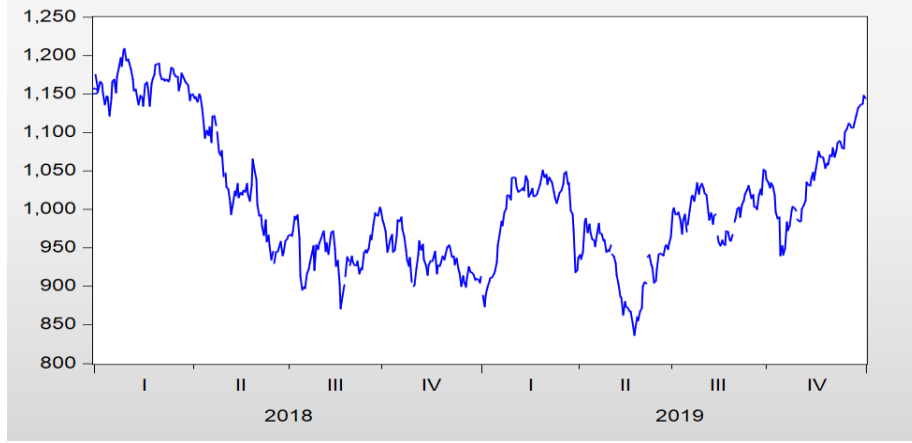
Covid-19 dönemi öncesi halka arz edilen hisse senetleri Tablo 1'deki gibidir. Bu bölümde Covid-19 dönemi öncesi ilk kez halka arz edilen hisse senetlerinin BİST100'ün volatilitesine olan etkisi kukla değişkenler ile araştırılmaktadır. Kukla değişkenler olarak 4 adet kukla değişken oluşturulmuştur.

**Tablo 1. Covid-19 Dönemi Öncesi İlk Kez Halka Arz Edilen Hisse Senetleri**

Yıllar	Şirket Adı	Borsada İşlem Görme Tarihi
2018	Safkar Ege Soğutmacılık Klima Soğuk Hava Tesisleri İhracat ve İthalat A.Ş.	16.01.2018
2018	Trabzon Liman İşletmeciliği A.Ş.	24.01.2018
2018	Enerjisa Enerji A.Ş.	08.02.2018
2018	MLP Sağlık Hizmetleri A.Ş.	13.02.2018
2018	Peker Gayrimenkul Yatırım Ortaklığı A.Ş.	21.02.2018
2018	Trend Gayrimenkul Yatırım Ortaklığı A.Ş.	23.02.2018
2018	Kafein Yazılım Hizmetleri Ticaret A.Ş.	16.05.2018
2018	Şok Marketler Ticaret A.Ş.	18.05.2018
2018	Formet Çelik Kapı Sanayi ve Ticaret A.Ş.	22.05.2018
2019	Smartiks Yazılım A.Ş.	16.05.2019
2019	Ceo Event Medya A.Ş.	31.05.2019
2019	Derlüks Deri Sanayi ve Ticaret A.Ş.	02.07.2019
2019	Naturel Yenilenebilir Enerji A.Ş.	08.08.2019
2019	Yükselen Çelik A.Ş.	14.11.2019
2019	Papilon Güvenlik Sistemleri Bilişim Mühendislik Hizmetleri İthalat İhracat A.Ş.	06.12.2019

**Kaynak:** Refinitiv Eikon Veritabanı

Şekil 1'de Covid-19 dönemi öncesinde BİST100'ün kapanış fiyatlarının tarihsel verilerinin grafiksel olarak gösterimi yer almaktadır. Şekil 1'de görüldüğü üzere BİST100 Endeksi'nde zaman içinde iniş-çıkışlar yaşandığı ve trendlerin oluştuğu görülmektedir. Dolayısıyla BİST 100 Endeksi'nin fiyat grafiği, serinin düzeyde durağan olmadığına dair ön bilgi vermektedir.

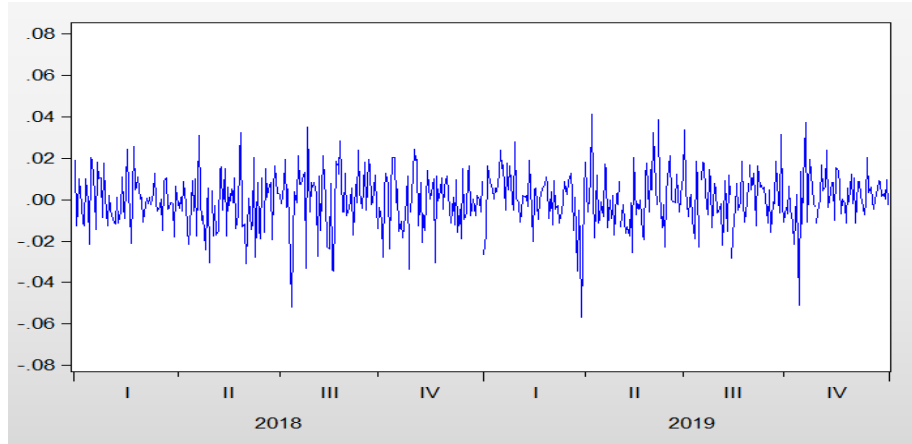


Şekil 1. BİST100 Endeks Kapanış Fiyatlarının 2018-2019 Zaman Grafiđi

Çalıřmada BİST100'ün (t) günündeki getirisi ( $R_{i,t}$ ) ařađıdaki formül ile hesaplanmıřtır. Formülde ( $P_{i,t}$ ) BİST100'ün t günündeki kapanıř fiyatını, ( $P_{i,t-1}$ ) ise aynı BİST100 endeksinin bir önceki günkü kapanıř fiyatını ifade etmektedir:

$$R_{i,t} = \left( \frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} \right) - 1 \quad (7)$$

Şekil 2, BİST 100 Endeksi'nin 7 numaralı formül ile hesaplanan getirisinin 2018-2019 dönemine ait zaman grafiđini göstermektedir. Grafik, BİST 100 Endeks getiri serisinin durađan olduđuna iřaret etmektedir. Ancak serinin durađan olup olmadıđı, birim kök testi ile de arařtırılmıřtır.



Şekil 2. BİST100 Endeks Getirisinin 2018-2019 Zaman Grafiđi

Tablo 2'de BİST100 getirisine iliřkin tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiřtir. 500 gözlem için ölçümlenen tanımlayıcı istatistikler incelenmiřtir. Serilerin ortalama deđerı pozitif olduđu için BİST100'ün ortalama getirisinin pozitif olduđu görölmektedir. Bununla birlikte serinin maksimum getirisi %4, minimum getirisi ise -%5'tir.

Kurtosis (Basıklık) değeri normal dağılım eğrisinin ne kadar dik veya basık olduğunu gösteren tanımlayıcı bir istatistiktir. Serinin Kurtosis (basıklık) değeri pozitif olduğu için seri normale göre daha diktir. BİST100 getirisinin basıklık değeri pozitif değer almaktadır ve dağılım eğrileri normale göre daha diktir.

Skewness (çarpıklık) değeri negatif olduğu için serinin normal dağılmadığı ve sola çarpık olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca Jarque-Bera değerinin yüksek çıkması serinin normal dağılmadığı sonucunu desteklemektedir.

**Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler**

İstatistik	Getiri
Ortalama	0.000075
Medyan	0.000269
Maksimum	0.041251
Minimum	-0.056721
Standart Sapma	0.013470
Çarpıklık	-0.332639
Basıklık	4.196215
Jarque-Bera	39.03179
Olasılık	0.000000
Gözlem	500

Tanımlayıcı istatistik test sonuçlarından sonra BİST100 getirisinin durağanlık gösterip göstermediğini kesin olarak test etmek için Augmented Dickey Fuller Testi (ADF) ve Phillips Perron (PP) Testi uygulanmıştır ve elde edilen sonuçlar Tablo 3'te verilmiştir. Tablo 3'te görüldüğü üzere BİST100 endeks getiri serisinin düzey değerinde durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

**Tablo 3. BİST100 Getirilerinin I(0) Düzeyinde Durağanlık Testleri**

	Sabitsiz-Trendsiz	Sabitli	Sabitli-Trendli
ADF Test İstatistiği	-21.38	-21.36	-12.94
Olasılık	0.000	0.000	0.000
1%	-2.56	-3.44	-3.97
	Sabitsiz-Trendsiz	Sabitli	Sabitli-Trendli
PP Birim Kök Testi İstatistiği	-21.02	-21.02	-20.99
Olasılık	0.000	0.000	0.000
1%	-2.57	-3.44	-3.97

Serinin durağanlığı test edildikten sonra BİST100 getirisine ait en uygun ARMA (p,q) modelinin bulunması için çeşitli ARMA (p,q) modelleri tespit edilmiş ve en uygun olan modelin ARMA (2,2) olduğu tespit edilmiştir. Bağımlı değişken BİST100 getiri serisine en uygun ARMA (2,2) modeli ve sonuçları Tablo 4'te görülmektedir. Çalışmanın hedefi halka arzların volatilitiyi açıklamadaki rolü olması nedeni ile temel GARCH modeli (GARCH (1,1)) kullanılmıştır ve sonuçlar Tablo 5'te görülmektedir.

**Tablo 4. ARMA Modelleri**

Deęiřkenler	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistięi	Olasılık
AR(1)	0.745960	0.017723	42.09004	0.00000
AR(2)	-0.933156	0.014972	-62.32845	0.00000
MA(1)	-0.754027	0.006688	-112.7406	0.00000
MA(2)	0.991452	0.004054	244.5474	0.00000
R-squared	0.025838	Mean dependent var		0.000062
Adjusted R-squared	0.019922	S.D. dependent var		0.013458
S.E. of regression	0.013323	Akaike info criterion		-5.805909
Sum squared resid	0.087690	Schwarz criterion		-5.746724
Log likelihood	1452.671	Hannan-Quinn criter		-5.782681
Durbin-Watson stat	1.925007			

Kukla1 deęiřkeni ilk kez halka arz olan hisse senedinin halka arz edildięi gn (0;0), Kukla2 deęiřkeni ilk kez halka arz olan hisse senedinin halka arz edilmeden nceki 5 gn (-5;0), Kukla3 deęiřkeni ilk kez halka arz olan hisse senedinin halka arz edildięi gn ieren ve devam eden toplam 5 gn (0;+5) ve Kukla4 deęiřkeni ilk kez halka arz olan hisse senedinin halka arz edildięi gn ieren ve devam eden toplam 10 gn (0;+10) ifade etmektedir.

Kukla1, Kukla2, Kukla3 ve Kukla4 deęiřkenlerine iliřkin sonular Tablo 5'in sırasıyla A, B, C ve D panellerinde yer almaktadır. Tablo 5 Panel A'da grldęi zere, Kukla1 deęiřkenine ait katsayı istatistiksel olarak anlamlı deęildir. Panel B'ye bakıldıęında, aynı sonucun Kukla2 deęiřkeni iin de geerli olduęu grlmektedir. Dolayısıyla Covid-19 dnemi ncesinde ilk halka arzlar, halka arzın geekleřtięi gnde (0;0) ve halka arzın geekleřtięi gn ile halka arzdan nceki 5 gnlk zaman diliminde (-5;0) BİST 100 volatilitesinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip deęildir.

Panel C ve Panel D'de yer alan sonulara gre, Kukla3 ve Kukla4 deęiřkenlerine ait katsayılar negatif ve %5 nem seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Sz konusu deęiřkenlere ait katsayıların negatif ve anlamlı olması, ilk halka arzların, halka arzın geekleřtięi gn ile takip eden 5 gnlk (0;+5) ve 10 gnlk (0;+10) zaman dilimlerinde BİST 100 volatilitesinde azalıřa yol atıęı grlmektedir. zetle, ilk halka arzlar, halka arz edilme tarihinde ve halka arzdan nceki 5 gnlk dnemde endeks getiri volatilitisini etkilememektedir. Ancak halka arz tarihinden sonraki 5 ve 10 gnlk dnemlerde endeks volatilitisini azaltmaktadır.

**Tablo 5. Covid-19 Dnemi ncesi GARCH Sonuları**

	Deęiřkenler	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistięi	Olasılık
Panel A	C	0.000014	0.000008	1.652999	0.0983
	RESID(-1)^2	0.067841	0.023761	2.855108	0.0043
	GARCH(-1)	0.853547	0.062267	13.70781	0.0000
	KUKLA1	-0.00002	0.000023	-1.027404	0.3042
	Adjusted R-squared	0.025365			
	Akaike info criterion	-5.804528			
	Schwarz criterion	-5.736888			
	Log likelihood	1453.327			

**Tablo 5. Devamı**

	<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Std. Hata</b>	<b>z-İstatistiği</b>	<b>Olasılık</b>
<b>Panel B</b>	C	0.000018	0.000010	1.834287	0.0666
	RESID(-1)^2	0.098867	0.031547	3.133966	0.0017
	GARCH(-1)	0.798883	0.074667	10.69934	0.0000
	KUKLA2	0.000001	0.000008	0.184193	0.8539
	Adjusted R-squared	0.019957			
	Akaike info criterion	-5.801949			
	Schwarz criterion	-5.734309			
	Log likelihood	1452.685			
<b>Panel C</b>	<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Std. Hata</b>	<b>z-İstatistiği</b>	<b>Olasılık</b>
	C	0.000008	0.000005	1.662341	0.0964
	RESID(-1)^2	0.041134	0.018173	2.263443	0.0236
	GARCH(-1)	0.916853	0.037902	24.19016	0.0000
	KUKLA3	-0.000008	0.000003	-2.164205	0.0304
	Adjusted R-squared	0.025274			
	Akaike info criterion	-5.805784			
	Schwarz criterion	-5.738144			
Log likelihood	1453.640				
<b>Panel D</b>	<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Std. Hata</b>	<b>z-İstatistiği</b>	<b>Olasılık</b>
	C	0.000009	0.000004	1.995232	0.0460
	RESID(-1)^2	0.02640	0.017561	1.503323	0.1328
	GARCH(-1)	0.928768	0.034057	27.27095	0.0000
	KUKLA4	-0.000007	0.000003	-2.229529	0.0258
	Adjusted R-squared	0.039529			
	Akaike info criterion	-5.841744			
	Schwarz criterion	-5.774103			
Log likelihood	1462.594				

#### **4.2. Covid-19 Dönemine Ait Bulgular**

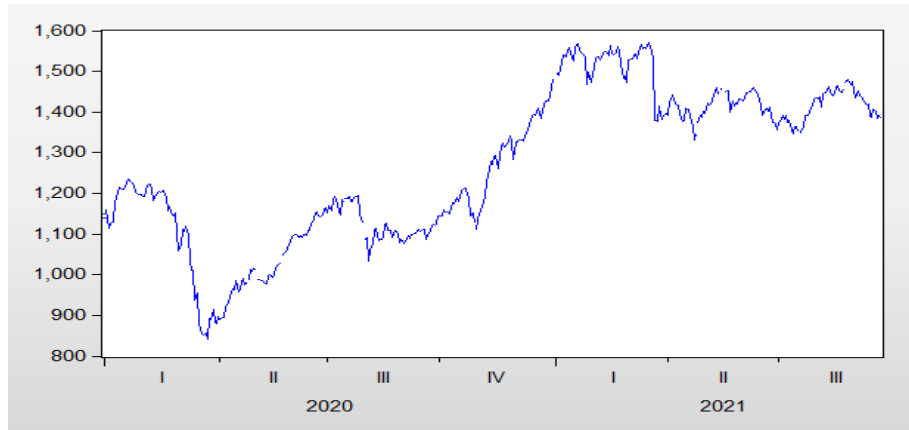
Covid-19 dönemi öncesi halka arz edilen hisse senetleri Tablo 6’da bulunmaktadır. Bu bölümde Pandemi dönemi öncesi ilk kez halka arz edilen hisse senetlerinin BİST100 volatilitesine olan etkisi kukla değişkenler ile araştırılmaktadır. Kukla değişkenler olarak 4 adet kukla değişken belirlenmiştir.

**Tablo 6. Covid-19 Dönemi İlk Kez Halka Arz Edilen Hisse Senetleri**

Yıllar	Şirket Adı	Borsada İşlem Görme Tarihi
2020	ARD Grup Bilişim Teknolojileri A.Ş.	06.02.2020
2020	Bayrak EBT Taban Sanayi ve Ticaret A.Ş.	03.06.2020
2020	Fade Gıda Yatırım Sanayi Ticaret A.Ş.	06.08.2020
2020	Dinamik Isı Makina Yalıtım Malzemeleri Sanayi ve Ticaret A.Ş.	03.09.2020
2020	Esenboğa Elektrik	09.10.2020
2020	Kontrolmatik Teknoloji Enerji ve Mühendislik A.Ş.	19.10.2020
2020	Kervan Gıda San. ve Tic. A.Ş.	04.12.2020
2020	Arzum Elektrikli Ev Aletleri Sanayi ve Ticaret A.Ş.	04.12.2020
2021	Işık Plastik Sanayi ve Dış Ticaret Pazarlama A.Ş.	28.01.2021
2021	Türk İlaç Serum Sanayi A.Ş.	05.03.2021
2021	Naturelgaz Sanayi ve Ticaret A.Ş.	01.04.2021
2021	Matriks Bilgi Dağıtım Hizmetleri A.Ş.	06.04.2021
2021	Çan2 Termik A.Ş.	30.04.2021
2021	Tureks Turizm Taşımacılık A.Ş.	08.04.2021
2021	Qua Granite Hayal Yapı ve Ürünleri Sanayi Ticaret A.Ş.	09.04.2021
2021	Biotrend Çevre ve Enerji Yatırımları A.Ş.	28.04.2021
2021	Galata Wind Enerji A.Ş.	22.04.2021
2021	Aydem Yenilenebilir Enerji A.Ş.	29.04.2021
2021	Ziraat Gayrimenkul Yatırım Ortaklığı A.Ş.	06.05.2021
2021	Penta Teknoloji Ürünleri Dağıtım Ticaret A.Ş.	17.05.2021
2021	Kalekim Kimyevi Maddeler Sanayi ve Ticaret A.Ş.	18.05.2021

**Kaynak:** Refinitiv Eikon Veritabanı

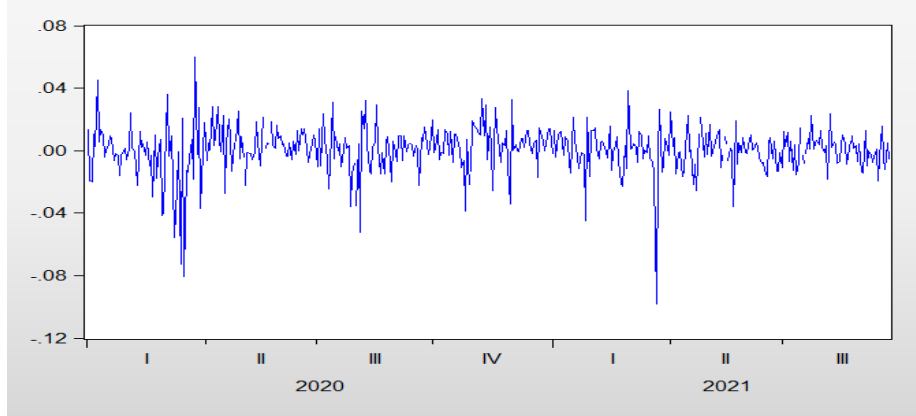
Şekil 3'te Covid-19 döneminde BİST 100 Endeksi'nin 2020-2021 döneminde kapanış fiyatlarına ait tarihsel verilerin grafiksel olarak gösterimi yer almaktadır. Grafik incelendiğinde, Covid-19 döneminde BİST 100 Endeksi fiyat serisinin durağan bir yapıya sahip olmadığı görülmektedir.



**Şekil 3. BİST100 Endeks Kapanış Fiyatlarının 2020-2021 Zaman Grafiği**

Covid-19 döneminde BİST 100 Endeksi'nin günlük getirileri de 7 numaralı formül kullanılarak hesaplanmış ve grafiksel gösterimi Şekil 4 'te sunulmuştur. Şekil incelendiğinde, Covid-19 döneminde BİST 100 Endeksi getiri serisinin durağan bir yapıya sahip olduğu söylenebilir.





Şekil 4. BİST100 Getirisinin 2020-2021 Zaman Grafiği

Tablo 7’de BİST100 getirisine ilişkin tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir. 434 gözlem için ölçümlenen tanımlayıcı istatistiklere göre, serinin ortalama değeri pozitif olduğu için BİST100 ortalama getirisinin pozitif getiriye sahip olduğu görülmektedir. Bununla birlikte serinin maksimum getirisi %5, minimum getirisinin ise -%9’dur.

Kurtosis (basıklık) değeri normal dağılım eğrisinin ne kadar dik veya basık olduğu gösterir. Serinin Kurtosis (basıklık) değeri pozitif olduğu için eğrinin normale göre daha dik olduğu ifade edilebilir. BİST100 getirisine göre basıklık değeri pozitifdir, normal dağılıma göre daha diktir.

Skewness (çarpıklık) değeri negatif olduğu için serinin normal dağılmadığı ve sola çarpık olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca Jarque-Bera değerinin yüksek çıkması serinin normal dağılmadığı sonucunu desteklemektedir.

Tablo 7. Tanımlayıcı İstatistikler

İstatistik	Getiri
Ortalama	0.000558
Medyan	0.001619
Maksimum	0.059825
Minimum	-0.097934
Standart Sapma	0.015374
Çarpıklık	-1.349555
Basıklık	10.24857
Jarque-Bera	1081.872
Olasılık	0.000000
Gözlem	434

Tanımlayıcı istatistik test sonuçlarından sonra BİST100 endeks getirisinin durağanlık gösterip göstermediğini test etmek için Augmented Dickey Fuller Testi (ADF) ve Phillips Perron (PP) Testi uygulanmıştır ve elde edilen sonuçlar Tablo 8’de verilmiştir. Her iki birim kök testinden elde edilen sonuçlar, BİST100 serisinin düzeyde durağan olduğunu göstermektedir.

**Tablo 8. BİST100 Endeksi Getirilerinin I(0) Düzeyinde Durağanlık Testleri**

	Sabitsiz-Trendsiz	Sabitli	Sabitli-Trendli
ADF Test İstatistiđi	-21.38	-12.96	-12.94
Olasılık	0.000	0.000	0.000
1%	-2.57	-3.44	-3.97
	Sabitsiz-Trendsiz	Sabitli	Sabitli-Trendli
PP Birim Kök Testi İstatistiđi	-21.41	-21.39	-21.47
Olasılık	0.000	0.000	0.000
1%	-2.56	-3.44	-3.97

Serinin durağanlığı test edildikten sonra BİST100 getirisine ait en uygun ARMA (p,q) modelinin bulunması için çeşitli ARMA (p,q) modelleri tespit edilmiş ve en uygun olan modelin ARMA (2,2) olduğu tespit edilmiştir. Bağımlı değişken BİST100 getiri serisine en uygun ARMA (2,2) modeli ve sonuçları Tablo 9’da görülmektedir. Çalışmanın hedefi halka arzların volatiliteyi açıklamadaki rolü olması nedeni ile temel GARCH modeli (GARCH (1,1)) kullanılmıştır ve sonuçlar Tablo 10’da görülmektedir.

**Tablo 9. ARMA Modelleri**

Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiđi	Olasılık
AR(1)	1.355144	0.076435	17.72929	0.00000
AR(2)	-0.849359	0.079470	-10.68783	0.00000
MA(1)	-1.394815	0.061684	-22.61216	0.00000
MA(2)	0.905787	0.065290	13.87332	0.00000
R-squared	0.020981	Mean dependent var		0.000575
Adjusted R-squared	0.014118	S.D. dependent var		0.015368
S.E. of regression	0.015259	Akaike info criterion		-5.610492
Sum squared resid	0.099656	Schwarz criterion		-5.544569
Log likelihood	1218.866	Hannan-Quinn criter		-5.584466
Durbin-Watson stat	1.958006			

Kukla1, Kukla2, Kukla3 ve Kukla4 değişkenlerine ilişkin sonuçlar Tablo 10’da sırasıyla A, B, C ve D panellerinde yer almaktadır. Tablo 10 Panel B incelendiğinde, Kukla2 değişkenine ait katsayı istatistiksel olarak anlamlı değildir. Buna göre, halka arzın gerçekleştiği gün ile halka arzdaki önceki 5 günlük dönemde (-5;0) ilk halka arzlar BİST 100 Endeks getirisinin volatilitesinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip değildir.

Panel A ve Panel C’de yer alan Kukla1 ve Kukla3 değişkenlerine ait katsayılar negatif ve sırasıyla %1 ve %5 önem seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Söz konusu değişkenlere ait katsayıların negatif ve anlamlı olması, halka arzın gerçekleştiği günde (0;0) ve halka arzın gerçekleştiği gün ile takip eden 5 günlük dönemde (0;+5), ilk halka arzların BİST 100 Endeks getirisinin volatilitesinde azalttığını göstermektedir. Kukla4 için yapılan analiz sonuçlarına (Panel D) göre, değişkene ait katsayı istatistiksel olarak %1 önem seviyesinde anlamlı ancak işareti pozitifdir. Bu durum, halka arzın gerçekleştiği gün ile sonraki 10 günlük dönemde (0;+10) ilk halka arzların BİST 100 Endeks getirisinin volatilitesinde artışa yol açtığını göstermektedir.

Covid-19 dönemi öncesi ve Covid-19 dönemi karşılaştırıldığında şu sonuçlar ortaya çıkmaktadır. İlk halka arzların 5 gün öncesine (-5;0) ve 5 gün sonrasına ait (0;+5) dönemler için, Covid-19 dönemi öncesi ve Covid-19 döneminde aynı sonuçlara ulaşılmıştır. Ancak diğer dönemlerde ((0;0) ve (0;+10)) sonuçlar farklılaşmaktadır.

İlk halka arzların 5 gün öncesi dönemde (-5;0), hem Covid-19 dönemi öncesinde hem de Covid-19 döneminde ilk halka arzların BİST 100 Endeksinin getiri volatilitesinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Ancak ilk halka arzların gerçekleştiği günde (0;0), Covid-19 dönemi öncesinde istatistiksel olarak anlamlı bir etki yokken, Covid-19 döneminde ilk halka arzlar endeks volatilitelerini azaltmıştır. İlk halka arzların gerçekleştiği gün ile sonraki 5 günlük dönemde (0;+5) ise, hem Covid-19 dönemi öncesinde hem de Covid-19 döneminde ilk halka arzlar endeks volatilitelerini azaltmıştır. Covid-19 dönemi öncesinde, ilk halka arzların gerçekleştiği gün ile sonraki 10 günlük dönemde (0;+10) ilk halka arzlar endeks volatilitelerini azaltırken, Covid-19 döneminde artırmıştır.

**Tablo 10. Covid-19 Dönemi GARCH Sonuçları**

	<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Std. Hata</b>	<b>z-İstatistiği</b>	<b>Olasılık</b>
<b>Panel A</b>	C	0.000030	0.000007	4.294781	0.0000
	RESID(-1)^2	0.110303	0.034375	3.208784	0.0013
	GARCH(-1)	0.769988	0.056743	13.56966	0.0000
	KUKLA1	-0.00005	0.000014	-3.756019	0.0002
	Adjusted R-squared	0.014022			
	Akaike info criterion	-5.617630			
	Schwarz criterion	-5.542289			
	Log likelihood	1221.408			
<b>Panel B</b>	<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Std. Hata</b>	<b>z-İstatistiği</b>	<b>Olasılık</b>
	C	0.000028	0.0000095	2.965573	0.0030
	RESID(-1)^2	0.101460	0.03564	2.846772	0.0044
	GARCH(-1)	0.782039	0.072031	10.85693	0.0000
	KUKLA2	-0.000008	0.00000615	-1.356436	0.1750
	Adjusted R-squared	0.013936			
	Akaike info criterion	-5.607245			
	Schwarz criterion	-5.531904			
	Log likelihood	1.219165			
<b>Panel C</b>	<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Std. Hata</b>	<b>z-İstatistiği</b>	<b>Olasılık</b>
	C	0.000037	0.00000982	3.855473	0.0001
	RESID(-1)^2	0.109390	0.037289	2.933607	0.0034
	GARCH(-1)	0.736601	0.072155	10.20853	0.0000
	KUKLA3	-0.000012	0.00000523	-2.306237	0.0211
	Adjusted R-squared	0.004557			
	Akaike info criterion	-5.594986			
	Schwarz criterion	-5.519644			
	Log likelihood	1216.517			
<b>Panel D</b>	<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Std. Hata</b>	<b>z-İstatistiği</b>	<b>Olasılık</b>
	C	0.000013	0.000007	1.778740	0.0753
	RESID(-1)^2	0.086264	0.025410	3.394808	0.0007
	GARCH(-1)	0.836503	0.056902	14.70070	0.0000
	KUKLA4	0.000011	0.000004	2.711459	0.0067
	Adjusted R-squared	0.013272			
	Akaike info criterion	-5.612381			
	Schwarz criterion	-5.537040			
	Log likelihood	1220.274			

## 5. Sonuç

2019 yılında Çin’de ortaya çıkıp kısa sürede tüm dünyaya yayılan Covid-19 büyük panik ve endişeye yol açmakla birlikte dünya ekonomisini olumsuz bir şekilde etkilemiştir. Bu durumdan ilk etkilenen finansal piyasalar olmuştur. Risk ve belirsizliklerin arttığı finansal

piyasalardaki oynak yapı finansal enstrümanlara yatırım yapmak isteyen yatırımcıların kararlarını etkilemektedir. Diğer yandan pandemide hızlı bir toparlanma süreci yaşayan borsalar artan bir şekilde yatırımcıların ilgisini çekmiş ve çok sayıda yeni yatırımcı hisse senedi yatırımı yapmaya başlamıştır. Pandeminin ilk döneminde ekonomilerin toparlanması adına genişletici para politikası uygulayan merkez bankaları da artan likiditenin borsalara yönelmesini sağlayarak halka arz için çekici ortamın yaratılmasını desteklemiştir.

Bu çalışmada ilk halka arzların BİST100 volatilitesine olan etkisi GARCH (1,1) modeli ile araştırılmıştır. Covid-19'un etkisinin görülebilmesi amacı ile analizler Covid-19 dönemi öncesi ve Covid-19 dönemi olmak üzere iki dönem üzerinden gerçekleştirilmiştir.

Kriz dönemleri, piyasalarda risklerin ve hatta belirsizliğin arttığı dönemlerdir. Öngörülerin zor olduğu bu dönemlerde piyasalarda oynaklık artabilmektedir. Covid-19 döneminde halka arzların artış göstermesi ve yatırımcıların hisse senedi piyasasına olan yoğun ilgisi endeks volatilitesine olan etkinin araştırılmasını gerektirmiştir. Kriz dönemlerinde artan volatilitayı incelemek amacı ile yapılan çalışmanın sonucuna göre Covid-19 dönemi öncesinde ilk halka arzların BİST100 volatilitesine olan etkisi halka arz edildiği gün istatistiksel olarak anlamlı bir sonuç vermediğinden dolayı endekse bir etkisi olmadığı gözlenmiştir; fakat Covid-19 döneminde hisse senetlerinin halka arz edildiği gün BİST100 endeks getirisinin volatilitesinde azalışa sebep olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Hisse senetlerinin halka arz edilmeden 5 gün öncesinin her iki dönemde de istatistiksel olarak anlamlı olmadığı, endeksin volatilitesine herhangi bir etkisi olmadığı sonucuna varılmıştır. Hisse senetlerinin halka arz edildiği gün ile birlikte 5 gün için her iki dönemde de BİST100 volatilitesinde azalışa sebep olduğu kanıtlanmıştır. Halka arzların volatilitedeki azalış yönündeki etkisi, pandemi öncesi ve pandemi sürecinde halka arzların riski azalttığı yönünde yorumlanabilir. Diğer yandan halka arz gününden sonraki 10 güne bakıldığında ise Covid-19 dönemi öncesinde BİST100 volatilitesinde azalışa, Covid-19 döneminde ise artışa sebep olduğu gözlenmiştir.

Halka arzlar işletmelere doğrudan fon transferi sağlarken, sermaye yapısının içinde özsermayenin oranını artırarak yeniden borçlanabilmesini de kolaylaştırmaktadır. Diğer yandan itibarı artan işletmelerde borçlanma maliyetleri de düşmektedir. Böylece dolaylı olarak da işletmenin finansman gücü artmaktadır. Halka arzların sermaye piyasalarının gelişimine katkıları çok yönlü olmakla beraber bu çalışmanın bulguları halka arzların genellikle piyasalarda oynaklığı azaltıcı etkileri olduğu yönündedir. 2022 yılı içinde Borsa İstanbul'da pay piyasalarına yatırım yapanların sayısı 3 milyonu geçmiştir. Kamu otoriteleri yatırımcıların sermaye piyasalarına olan artan ilgisini, işletmelerin finansman ihtiyaçlarını karşılayan halka arzlar için fırsat olarak görmeli ve işletmeleri teşvik etmelidir. Araştırmacılara artan yatırımcı ilgisi ve artan halka arzlar nedeniyle sektör farklılıklarını da dikkate alarak daha geniş örneklemeler ile yeni çalışmalarda bulunmaları önerilir.

#### **Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı**

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

#### **Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı**

Birinci yazar makaleye %60 ve ikinci yazar makaleye %40 oranında katkı sağlamış olduklarını beyan etmektedir.

#### **Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı**

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

## Kaynakça

- Alzyadat, J.A. and Asfoura, E. (2021). The effect of Covid-19 pandemic on stock market: An empirical study in Saudi Arabia. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8(5), 913-921. <https://doi.org/10.13106/jafeb.2021.vol8.no5.0913>
- Ataş, B. ve Arlı, O.E. (2022). Covid-19 pandemisi döneminde asimetrik volatilité bulguları: BİST sektör endekslerinde bir inceleme. *Alanya Akademik Bakış Dergisi*, 6(2), 2217-2223. doi:10.29023/alanyaakademik.1025865
- Atıcı Ustalar, S. ve Şanlısoy, S. (2021a). Covid-19 küresel salgınının hisse senedi piyasası oynaklığı üzerindeki etkisi: BİST-100 uygulaması. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 14(4), 1143-1158. doi:10.25287/ohuiibf.827464
- Atıcı Ustalar, S. ve Şanlısoy, S. (2021b). Covid-19 krizinin Türkiye ve G7 ülkelerinin borsa oynaklıkları üzerindeki etkisi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 16(2), 446-462. doi:10.17153/oguiibf.884895
- Avcı, S.B. (2021). IPO valuation and IPO inter-industry effects. *Journal of Research in Economics, Politics & Finance*, 6(2), 418-438. <https://doi.org/10.30784/epfad.831246>
- Ayden, T. ve Karan, M.B. (2000). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında ilk halka arzların uzun vadeli fiyat performansının ölçülmesi. *Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 2(3), 87-96. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/gaziuiibfd>
- Bollerslev, T. (1986). Geneneralized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Bora, D. and Basistha, D. (2020). The outbreak of Covid-19 pandemic and its impact on stock market volatility: Evidence from a worst-affected economy. *Journal of Public Affairs*, 21(4), e2623. <https://doi.org/10.1002/pa.2623>
- Böyükaslan, A. ve Günay, F. (2022). Covid-19 salgınının Borsa İstanbul alt sektör endeks getirilerine etkilerinin olay çalışması yöntemi ile incelenmesi. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar Dergisi*, 659, 161-204. Erişim adresi: <http://www.ekonomikyorumlar.com.tr/>
- Çacır, E., Küçükkocaoğlu, G. ve Kapucu, H. (2017). İlk halka arzlarda sıcak ve soğuk piyasalar. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 16(Özel Sayı), 696-708. doi:10.18092/ulikidince.323759
- Çelik, A. (2021). Volatility of BİST-100 returns after 2020, calendar anomalies and Covid-19 effect. *Journal of BRSA Banking and Financial Markets*, 15(1), 61-81. <http://dx.doi.org/10.46520/bddkdergisi.986643>
- Çene, E. ve Demir, İ. (2012). İMKB 100 endeksindeki kaldıraç etkisinin ARCH modelleriyle iki alt dönemde incelenmesi. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 41(2), 214-226. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ibr>
- Çetin, A.C. (2020). Koronavirüs (Covid-19) salgınının Türkiye'de genel ekonomik faaliyetlere ve hisse senedi borsa endeksine etkisi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Uygulamalı Bilimler Dergisi*, 4(2), 341-362. <https://doi.org/10.31200/makuubd.766901>
- Endri, E., Aipama, W., Razak, A., Laynita, S. and Septiano, R. (2021). Stock price volatility during the Covid-19 pandemic: The GARCH model. *Investment Management and Financial Innovations*, 18(4), 12-20. [http://dx.doi.org/10.21511/imfi.18\(4\).2021.02](http://dx.doi.org/10.21511/imfi.18(4).2021.02)
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Ersin, Ö.Ö., Acar, T. ve Kıyak, Ö. (2022). Covid-19 pandemi döneminde vaka sayıları, döviz kuru ve VIX endeksinin gelişmekte olan piyasalar üzerindeki etkisi: BİST 100 endeksi üzerine bir analiz. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 23(Özel Sayı), 221-242. <https://doi.org/10.31671/doujournal.1016083>
- Gümüş, U.T. and Öziç, H.C. (2020). Investigation of the volatility structure of the BIST100 Index before Covid-19 and the struggle process of Covid-19. *Journal of Current Researches on Business and Economics*, 10(1), 43-58. doi:10.26579/jocrebe.69

- Ibbotson, R.G., Sindelar, J. and Ritter, J. (1994). The market's problems with the pricing of initial public offerings. *Journal of Applied Corporate Finance*, 7(1), 66-74. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6622.1994.tb00395.x>
- IMF. (2022). *World economic outlook countering the cost-of-living crisis*. Eriřim adresi: <https://www.imf.org/en/publications/weo>
- İmre, S. (2021). Covid-19 pandemisinin seçili BİST sektör endeksleri üzerindeki etkisi. *Yönetim ve Ekonomi Arařtırmaları Dergisi*, 19(1), 335-348. <https://doi.org/10.11611/yead.984604>
- Kayral, İ.E. ve Tandoğan, N.Ş. (2020). BİST100, döviz kurları ve altının getiri ve volatilitesinde Covid-19 etkisi. *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(Özel Sayı), 687-701. <https://doi.org/10.21547/jss.786384>
- Kusumahadi, T.A. and Permana, F. (2021). Impact of Covid-19 on global stock market volatility. *Journal of Economic Integration*, 36, 20-45. <https://doi.org/10.11130/jei.2021.36.1.20>
- Kuzu, S. (2018). Borsa İstanbul Endeksi (BİST100) getiri volatilitesinin ARCH ve GARCH modeli ile tahmin edilmesi. *Muhasebe ve Vergi Uygulamaları Dergisi*, Özel Sayı, 608,624. <https://doi.org/10.29067/muvu.384418>
- Macit, F., Sekreter, A., Ada, S.S. and Şimsek, E. (2015). What determines post IPO market performance: Evidence from Turkish IPOs. *Bulletin of Business and Economics*, 4(2), 73-79. Retrieved from <https://bbejournal.com/index.php/BBE>
- Mahmood, F., Xia, X., Ali, M., Usman, M. and Shahid, H. (2011). How Asian and global economic crises prevail in Chinese IPO and stock market efficiency. *International Business Research*, 4(2), 226-237. doi:10.5539/ibr.v4n2p226
- Onali, E. (2020). Covid-19 and stock market volatility (SSRN Working Paper No. 3571453). 1-24. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3571453>
- Ölmez, U. ve Ekinci, A.A. (2020). Koronavirüs (Covid-19) salgınının hisse senedi piyasasına etkisi: BİST100 örneđi. *Ekonomi, Politika & Finans Arařtırmaları Dergisi*, 5(Özel Sayı), 225-239. <https://doi.org/10.30784/epfad.811636>
- Rajan, R. G. (2012). Presidential address: The corporation in finance. *The Journal of Finance*, 67(4), 1173-1217. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01745.x>
- Ritter, J.R. (1991). The long-run performance of initial public offerings. *The Journal of Finance*, 46(1), 3-27. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb03743.x>
- Sarıkovanlık, V., Koy, A., Akkaya, M., Yıldırım, H. ve Kantar, L. (2019). *Finans biliminde ekonometri uygulamaları*. Ankara: Seçkin Yayıncılık.
- Sarıtař, H. ve Genç, A. (2019). BİST-100 endeks getirisindeki oynaklığın asimetrik GARCH modelleri ile tahmini. A. Umut (Ed.), *3.Uluslararası Ekonomi Arařtırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresi Bildiri Kitabı* içinde (s. 52-65). 3. Uluslararası Ekonomi Arařtırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresi'nde sunulan bildiri, Gaziantep. Ankara: Detay Yayıncılık.
- Singirankabo, E., Hakizimana, J.M.V. and Hakizakubana, J.P. (2021). Stock market volatility towards COVID-19 drawbacks: Case of Rwanda Stock Exchange. *Journal of Emerging Economies and Policy*, 6(2), 140-150. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/joeep>
- Stoll, H.R. and Curley, A.J. (1970). Small business and the new issues market for equities. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 5, 309-322. <https://doi.org/10.2307/2329998>
- TCMB. (2020). *Koronavirüsün ekonomik ve finansal etkilerine karşı alınan tedbirler*. Eriřim adresi: <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Duyurular/Koronavirus>
- Tuna, K. ve İ̇sabetli İ. (2014). Finansal piyasalarda volatilitte ve BİST100 örneđi. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 27, 21-31. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/kosbed>
- Tunçay, E. (2019). *Borsada ilk halka arzların performansının deđerlendirilmesi: Borsa İstanbul üzerine bir uygulama* (Yayımlanmamıř doktora tezi). Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.

- Turnacıgil, S. (2021). BİST100 endeks volatilitesinin Covid-19 ve 2008 küresel finansal kriz dönemleri karşılaştırmalı analizi. *Aksaray Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 13(2), 59-68. <https://doi.org/10.52791/aksarayiibd.878079>
- Yıldız, M., Çakan, C.D. ve Altınışık, E.Ö. (2022). Covid-19'un finansal piyasalar ve yatırım tercihleri üzerindeki etkisi. *Çankırı Karatekin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 13(1), 121-140. <https://doi.org/10.54558/jiss.1061239>
- Yıldız, S.N. ve Aydın, Ü. (2021). Covid-19 salgınının Türkiye'deki finansal yatırım araçları üzerindeki etkisi. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(1), 294-316. doi:10.37880/cumiibf.1012964
- Yılmaz, K. ve Atlı, A.H. (2022). Covid-19 pandemisi sırasında BIST 100, FTSE 100, NIKKEI 225 ve S&P 500 endeksleri üzerine bir uygulama. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 23(Covid-19 Özel Sayısı), 35-53. <https://doi.org/10.31671/doujournal.937296>

## **INITIAL PUBLIC OFFERINGS EFFECT ON BIST100 INDEX: COVID-19 PERIOD**

### **EXTENDED SUMMARY**

#### **Purpose**

While the Covid-19 pandemic's impact on the stock markets was a major collapse and a rapid recovery process in the first quarter of 2020, it caused a great interest in the financial markets and an increase in the number of investors. The rise in the financial markets, especially after the discovery of the vaccine, brought along a large number of initial public offerings (IPO). In this study, the effect of 36 stocks offered to the public for the first time in the pre-Covid-19 period (2018-2019) and Covid-19 period (2020-2021) on the volatility of the BIST100 index was investigated. In the literature, the effect of stocks offered to the public using dummy variables on the volatility is very limited. Moreover, there is not any study on BIST100 examining IPO's effect on volatility during and before the pandemic period.

#### **Literature Review**

While the Covid-19 pandemic's impact on the stock markets was a major collapse and a rapid recovery process in the first quarter of 2020, it caused a great interest in the financial markets and an increase in the number of investors. The rise in the financial markets, especially after the discovery of the vaccine, brought along a large number of public offerings. Initial public offerings are at the forefront of the methods preferred by companies that want to find capital. When the literature is examined, the studies on initial public offerings are mostly related to low pricing and short-term and long-term performances after the IPO. Stoll and Curley (1970) investigated the short- and long-term performance of stocks offered to the public for the first time. According to the results of the studies, it has been revealed that the short-term returns of the stocks belonging to 205 small-scale enterprises are high, while the long-term returns are low. Ritter (1991) examined the short-term performance of 1,526 stocks offered to the public in New York between 1975 and 1984. Incident study method was used in the study and as a result, it was proven that the average return on the first day was approximately 14.3%. Another study examining the underpricing phenomenon of stocks offered to the public for the first time is Ibbotson et al. (1994) has been. According to the results of the study, it has been revealed that 10,626 companies that went public for the first time in the USA between 1960 and 1992 had high average first-day returns and showed poor performance in the long run.

Another study using the case study and relative welfare indicator method was Ayden and Karan (2000). In the study examining the long-term (36-month) performance of 70 public offerings that were publicly offered for the first time in the 1992-1995 period, it was concluded that the initial public offerings in the ISE failed to generate excessive returns in the long run.



### **Methodology**

This study investigates the effect of public offerings on BIST-100 index volatility in the pre- and post-pandemic period. In the study, the effect of the BIST100 index return on the volatility of the BIST100 index return was examined by using dummy variables for the first public offering day, 5 days before the public offering, 5 days after the IPO, and 10 days after the IPO day. Generalized Autoregressive Conditional Variance (GARCH) models were used in the study, in which comparative analyzes were made as the pre-Covid-19 period and the Covid-19 period.

In the study, 2018 and 2019 as the pre-Covid-19 period, and 2020 and 2021 as the Covid-19 period were examined. The effect of 36 stocks, which were offered to the public for the first time in the relevant years, on the volatility of the BIST100 index was investigated.

### **Results**

When the pre-Covid-19 period and the Covid-19 period are compared, the following results emerge. For the periods 5 days before (-5;0) and 5 days after the initial public offerings (0;+5), the same results were obtained in the pre-Covid-19 period and in the Covid-19 period. However, in other periods ((0;0) and (0;+10)) the results differ.

In the 5 days before the initial public offerings (-5;0), both before the Covid-19 period and during the Covid-19 period, the initial public offerings do not have a statistically significant effect on the return volatility of the BIST 100 Index. However, on the day of the initial public offerings (0;0), while there was no statistically significant effect before the Covid-19 period, the initial public offerings reduced the index volatility during the Covid-19 period. On the day of the initial public offerings and the next 5-day period (0;+5), both before the Covid-19 period and during the Covid-19 period, the initial public offerings reduced the index volatility. Before the Covid-19 period, the initial public offerings decreased the index volatility in the day of the initial public offerings and in the next 10-day period (0;+10), while it increased during the Covid-19 period.

## ARTAN KURUMSAL KALİTE İŐSİZLİĐİ AZALTIR MI? OECD ÜLKELERİNDEN KANITLAR

### Does Increased Institutional Quality Reduce Unemployment? Evidence from OECD Countries

Özlem ÖZTÜRK ÇETENAK\*

#### Öz

Makroekonomik istikrarın saėlanması için uygulanan iktisat politikalarının başarısı, ülkedeki kurumsal yapı ile yakından ilişkilidir. İyi şekilde tasarlanmış politikaların bile saėlam bir kurumsal alt yapıyla desteklenmediėi süreçte başarısızlık ihtimali olduėunu vurgulayan çalışmaların sayısı gün geçtikçe artmaktadır. Bilindiėi üzere ülkelerin temel makroekonomik problemlerinden bir tanesi işsizliktir. İşsizliėi azaltmak için uygulanan politikaların kurumsal göstergelerin iyi olmadığı ülkelerde başarı şansı düşüktür. Örneėin işe alımlarda liyakat yerine kayırmacılıėın olduėu ülkelerde istihdam politikaları etkin işlemeyecektir. Yine hukukun üstünlüėü söz konusu deėilse iş sözleşmeleri işlevini yerine getiremeyecektir. Bu çalışmanın amacı 38 OECD üyesi ülkede 2002-2019 dönemi için işsizlik ile kurumsal kalite arasındaki ilişkiyi incelemektir. Analizde kurumsal kalite göstergesi olarak, Dünya Bankası tarafından yayımlanan “Dünya Yönetişim Göstergeleri” (WGI-The Worldwide Governance Indicators) kullanılmıştır. Öncelikle WGI göstergeleri temel bileşenler analizi (PCA) ile birleştirilerek tek bir endeks halinde getirilmiştir. Bu endeks ve her bir alt bileşenin ayrı ayrı işsizlik üzerindeki etkisi Dricol Kraay Dirençli Hatalar Tahmincisi yöntemi ile analiz edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre kurumsal kalite arttıkça, işsizlik oranı azalmaktadır.

#### Anahtar

**Kelimeler:** İşsizlik, Yönetişim Kalitesi, Kurumsal Altyapı, Panel Veri Analizi.

#### JEL Kodları:

H50, E60, C33.

#### Keywords:

Unemployment, Governance Quality, institutional infrastructure, Panel Data Analysis.

#### JEL Codes:

H50, E60, C33.

#### Abstract

The success of the economic policies implemented to ensure macroeconomic stability is closely related to the institutional structure in the country. The number of studies emphasizing that even well-designed policies are likely to fail unless they are supported by a solid institutional infrastructure is increasing day by day. As it is known, one of the main macroeconomic problems of countries is unemployment. The chances of success of policies implemented to reduce unemployment are low in countries where institutional indicators are not good. For example, employment policies will not work effectively in countries where there is nepotism rather than merit in recruitment. Again, if the rule of law is not in question, employment contracts will not be able to fulfill their function. The aim of this study is to examine the relationship between unemployment and institutional quality for the period 2002-2019 in 38 OECD member countries. The World Governance Indicators (WGI) published by the World Bank were used as the institutional quality indicator in the analysis. First of all, WGI indicators were combined with principal components analysis (PCA) to form a single index. This index and the effect of each subcomponent on unemployment separately were analyzed using the Dricol Kraay Resistive Error Estimator method. According to the results of the analysis, as the institutional quality increases, the unemployment rate decreases.

\* Doç. Dr., Niėde Ömer Halisdemir Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Türkiye, ozlemcetenak@ohu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-4959-6031

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 18.06.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 21.12.2022

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



## 1. Giriş

Temel makroekonomik göstergelerinden biri olan işsizlik sorunu, gelişmiş ve gelişmekte olan tüm ülkeler için önemli bir konudur. İktisat teorisi açısından bakıldığında, işgücü piyasasının öncü role sahip olduğu görülmektedir. İşgücü piyasasına ait bir olgu olan işsizlik; kaynak tahsisinde verimsizliğe işaret etmesi, yarattığı sosyolojik problemler ve siyasi sonuçlarla önemini korumaktadır.

1950’lere kadar ülkeleri ilgilendiren temel ekonomik problem tam istihdamı yakalarken aynı zamanda bölüşümde adaleti sağlamak olmuştur. Ancak Büyük Buhran ve ardından yaşanan II. Dünya Savaşı ile artık bu hedeflere ulaşmak zorlaşmıştır. 1970’lerde Petrol kriziyle birlikte ortaya çıkan ekonomik durgunluk ve üretim maliyetlerindeki artış istihdam-işsizlik olgusunu ekonomik ve sosyal sorunların merkezine yerleşmesine neden olmuştur. 1980 sonrası küreselleşmenin hız kazanmasıyla birlikte uluslararası rekabetin artması, hızlı teknolojik gelişme, üretim ve yatırım seviyelerinin azalması, yatırımların dünyaya dağılımı ve nüfus artışı gibi nedenler işgücü piyasasının bozulmasını tetiklemiştir (Ferrera vd., 2001).

Makro ekonomik açıdan sorun olarak kabul edilen işsizlik oranı, ekonomide çalışmak isteyip de iş bulamayan iş gücünün toplam işgücüne oranlanmasıyla hesaplanır. Ancak bu hesaplama eksik bulunmuş bu nedenle işsizliğin uluslararası tanımı yapılırken üç kriter belirlenmiştir. Bu kriterlere göre bir kişinin işsiz sayılabilmesi için; kişinin referans döneminde istihdam edilmemiş olması, son zamanlarda aktif olarak iş arayışında olması ve geçmişte bir iş teklif edilmişse ilgili referans döneminde işe başlamamış olması gerekir (Sylla, 2010: 28).

Hükümetin ve politika yapıcıların makro ekonomik performansla ilgili hassasiyeti, ülkelerinin işsizliği önleme adına aldığı tedbirlerde, işgücü piyasaları ile ilgili regülasyonlarda kendini göstermektedir. Günümüzde gelişmişlik düzeyinden bağımsız tüm ülkelerin temel sorunlarından biri olan işsizlik artık, küresel, kalıcı, yapısal ve yaygın bir hal almıştır.

Ancak tüm ekonomik sorunlar gibi işsizlik sorunu da sadece iyi politikalar dizayn ederek ortadan kaldırılamaz. Hızla yükselen kurumsal iktisat yazını, ekonomi politikalarının başarısının kurumsal alt yapının yeterli olmadığı ülkelerde sınırlı kalacağına işaret etmektedir. Örneğin işgücü piyasaları ile ilgili düzenlemeler, düzenleyici kurumlar yeterli ve doğru çalışmıyorsa piyasa lehine sonuçlar üretemeyecektir. Bu nedenle ülkelerin sahip olduğu ekonomik koşulların yanı sıra kurumsal kalitesi de işsizlik sorunu ile mücadelede önemli bir role sahiptir.

Kurumsal kalite göstergeleri iki farklı şekilde rapor edilmektedir. Bunlardan birisi göstergelerin yaklaşık -2,5 ile 2,5 arasında değişen standart normal değerleridir. Diğeri ise 0 ile 100 arasında değişen sıralama değerleridir. Yüksek değerler yönetişimin daha iyi olduğu, düşük değerler ise yönetişimin daha kötü olduğu şeklinde yorumlanmaktadır. (Kaufman vd., 2010: 12). Yönetişimin göstergesi niteliğindeki altı değişken aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır (Kaufman vd., 2010: 4):

- i. İfade Özgürlüğü ve Hesap Verilebilirlik: Bir ülkede vatandaşların kendi hükümetlerinin seçimine katılımının, ifade özgürlüğünün, tarafsız medyanın ve örgütlenme özgürlüğünün ne ölçüde olduğuna dair algıları belirtmektedir.
- ii. Politik İstikrar ve Şiddetin/Terörizmin Yokluğu: Politik veya terörizm kaynaklı şiddet olaylarının hükümetin istikrarını bozma veya bu yollarla hükümetin devrilme ihtimallerine ilişkin algıları içermektedir.

- iii. Hükümet Etkinliđi: Hükümetin kamu hizmetlerini sunma ve uygulama kalitesine, bu uygulamaların politik baskılardan ne kadar bağımsız olduđuna, kamu politikalarının kaliteli bir şekilde oluşturulmasında ve uygulanmasında bunlara olan bağılılıđına dair algıları kapsamaktadır.
- iv. Düzenleyicilik Kalitesi: Hükümetin özel sektörün gelişimine katkı sađlayan, bu süreçte özel sektörü teşvik eden sađlam politikalar oluşturma ve uygulama yeteneđine dair algılardan oluşmaktadır.
- v. Hukukun Üstünlüğü: Toplumdaki birimlerin toplumsal kurallara olan güven derecesine, bu kurallara ne derece uyduklarına olan algıları içermektedir. Aynı zamanda sözleşmelerin uygulanması, mülkiyet haklarının kalitesi, toplumsal suçların oluşma ihtimaline karşın kolluk kuvvetleri ve mahkemelere olan güven gibi konuları da kapsamaktadır.
- vi. Yolsuzluđun Kontrolü: Küçük veya büyük çaplı yolsuzluklara ek olarak kamu gücünün ne ölçüde özel kazanç için kullanıldıđına dair algıları ölçmektedir.

Ülkenin yönetim kalitesi yolsuzluk, mülkiyet haklarına saygı, iyi ekonomik politikaların tanımlanması, siyasi istikrar gibi faktörler aracılıđıyla işsizliđi etkiler (Abrams, 1999; Battaglini ve Coate, 2011; Bouzid, 2016; Mark ve Nwaiwu, 2015). Yönetişim ve işsizlik arasındaki ilişki literatürde dolaylı olarak incelenmiştir. En çok tartışılan konulardan biri yolsuzluk ve bunun işsizlik üzerindeki etkisidir. Yolsuzlukla mücadelede başarılı iç kontrol ve denetim mekanizmalarından yoksun ülkelerde rüşvet nedeniyle işe alımlar liyakata dayalı olarak yapılmamakta bu da kamu yararına olanın yapılmasına engel olmaktadır (Dreher vd., 2007; Bouzid, 2016).

Ayrıca yolsuzluđun yüksek oranda yozlaşmış bir ortamda, yabancı aktörler yerli piyasalarda yatırım yapma ve iş fırsatları yaratma konusunda daha isteksizdir. Yolsuzluk, iş yapma maliyetini artırır (yolsuzluk vergisi). Yabancı aktörler arasında, yolsuzluk nedeniyle yerli beşerî sermayenin en verimli sektörlerle tahsisinin verimsiz olduđu algısı, ekonomiye yabancı sermaye giriřinin önünde bir engel teşkil ederek, yatırımların azalmasına ve işsizliđin artmasına neden olmaktadır (Salami, 2013; Bouzid, 2016).

Bazı gelişmekte olan ülkelerde yaygın olan yolsuzluk, işgücünün büyük bir bölümünün resmi ekonomiden ayrılmasına yol açmakta ve böylece işgücünden alınan gelir vergisi gelirlerini azaltarak, hükümetin yeni iş yaratma kapasitesini düşürüp, işsizlik oranını artırmaktadır. Yolsuzluđun artmasıyla birlikte kayıtlı sektörden kayıt dışı sektöre kayma gerçekleşerek, bölümlere ayrılmış ve aynı işe farklı ücretlerin ödendiđi bir işgücü piyasası ortaya çıkmaktadır (Schultz, 1999).

Yolsuzluđun işgücü piyasasında bozulmaya neden olabileceđi ve bunu sürdürebileceđi bir başka kanal da hükümet harcamalarının tahsis edilmesidir. İnsan sermayesini tahsis etme sürecinde rüşvet arayan yolsuz hükümet yetkilileri, işgücünün eğitime yatırım yapmakla daha az ilgilenmektedir. İşgücünün niteliklerini geliřtirmek için eğitime yatırım yapmak bu durumda hükümet yetkilileri için stratejik bir hedef deđildir (Ades ve Di Tella, 1997; Mauro, 1998; Bouzid, 2016).

Djankov ve Ramalho (2009) hukukun üstünlüđünün zayıf olduđu ülkelerde işgücü piyasası regülasyonlarının hiçbir etkisinin olmadığını iddia etmektedirler. Gençlerin gelişmesi

için “etkin bir ortam” sağlamanın, hükümetin genç işsizliğiyle mücadelede esas olduğunu savunmaktadır. Eğer hükümet böyle bir ortamı sağlayamıyorsa, genç işsizlik artacaktır.

Özellikle son yıllarda Afrika kıtasında ortaya çıkan şiddet olayları, terörizm ve ayrılıkçı savaşlar kıta ile ilgili çalışmaların yoğunlaşmasına neden olmuştur. Bu çalışmalar kıtada yaşanan şiddet ve terör olaylarının yarattığı güvensizlik ikliminin Afrika’da genç işsizliğin artmasına neden olduğuna dair kanıtlar sunmaktadır (Abe Ndjié vd., 2019).

Bu çalışmanın amacı, kurumsal kalite ve işsizlik arasındaki ilişkiyi incelemektir. Panel veri yönteminin kullanıldığı çalışma, 2002-2019 dönemini ve 38 OECD ülkesini kapsamaktadır. Literatür incelendiğinde, kurumsal kalitenin işsizlik üzerine etkisini araştıran sınırlı sayıda çalışma olduğu görülmektedir. Kurumsal kalitedeki artışın işsizliği azaltmaya yönelik politikaların başarı şansını artıracığına dair bulgulara ulaşılan bu çalışmanın konu ile ilgili literatüre ampirik bir destek sunacağı düşünülmektedir.

## 2. Ampirik Analiz

Çalışmada, 2002-2019 yılları arasında 38 OECD ülkesi için kurumsal kalite ve işsizlik arasındaki ilişki incelenmiştir ve panel veri yöntemi kullanılmıştır. Ülkeler ve analiz dönemi çalışmada kullanılan verilerin bulunabilirliği kapsamında belirlenmiştir.

Dünya Bankası’nın 1996’dan günümüze kadar yayınlamış olduğu Dünya Yönetişim Göstergeleri (WGI) arasından seçilen Hükümet Etkinliği Endeksi ve Politik İstikrar ve Şiddetin/Terörizmin Yokluğu Endeksi -2.5 ve +2.5 arasında değerler almaktadır. Değerler +2.5’e yaklaştıkça yönetim performansının arttığı, -2.5’e yaklaştıkça performansın azaldığı belirtilmektedir. Hükümet Etkinliği Endeksi; kamu hizmetlerinin kalitesine ve siyasi baskılardan bağımsızlığın seviyesine, politika geliştirme ve uygulama kalitesine ve hükümetin bu türden politikalara bağlılığının güvenilirliğine dair algıları yansıtmaktadır. Politik İstikrar ve Şiddetin/Terörizmin Yokluğu Endeksi; politik istikrarsızlık ve terörizm de dahil olmak üzere siyasi güdümlü şiddet olasılığına dair algıları ölçmektedir (World Bank, 2021).

### 2.1. Yöntem ve Veri Seti

Bu bölümde çalışmada kullanılan yöntem ve veri seti ile ilgili bilgilere yer verilmiştir. 38 OECD ülkesinde 2002-2019 dönemi için işsizlik ve kurumsal kalite arasındaki ilişki panel veri analizi ile incelenmiştir. Analizde panel veri denklemleri aşağıdaki gibi oluşturulmuştur.

$$TOTUNEM_{it} = \beta_0 + \beta_1 GOVQI_{it} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 GOVEX_{it} + u_{it} \quad (1)$$

$i=1, \dots, 38 ; \quad t=1, \dots, 18$

$$TOTUNEM_{it} = \beta_0 + \beta_1 VOAR_{it} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 GOVEX_{it} + u_{it} \quad (2)$$

$i=1, \dots, 38 ; \quad t=1, \dots, 18$

$$TOTUNEM_{it} = \beta_0 + \beta_1 POLR_{it} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 GOVEX_{it} + u_{it} \quad (3)$$

$i=1, \dots, 38 ; \quad t=1, \dots, 18$

$$TOTUNEM_{it} = \beta_0 + \beta_1 GOVR_{it} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 GOVEX_{it} + u_{it} \quad (4)$$

$i=1, \dots, 38 ; \quad t=1, \dots, 18$

$$TOTUNEM_{it} = \beta_0 + \beta_1 REGR_{it} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 GOVEX_{it} + u_{it} \quad (5)$$
$$i=1, \dots, 38 ; \quad t=1, \dots, 18$$

$$TOTUNEM_{it} = \beta_0 + \beta_1 ROLR_{it} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 GOVEX_{it} + u_{it} \quad (6)$$
$$i=1, \dots, 38 ; \quad t=1, \dots, 18$$

$$TOTUNEM_{it} = \beta_0 + \beta_1 COCR_{it} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 GOVEX_{it} + u_{it} \quad (7)$$
$$i=1, \dots, 38 ; \quad t=1, \dots, 18$$

Denklem 1’de yer alan ‘‘TOTUNEM’’ bağımlı deęiřkeni toplam iřsizlik gstergesini, ‘‘GOVQI’’ bağımsız deęiřken olan kurumsal kalite indeksini, ‘‘GDP’’ yıllık GSYİH byme oranını, ‘‘INF’’ enflasyon oranını ve ‘‘GOVEX’’ kamu harcamalarını belirtmektedir. Denklemde ‘‘u’’ hata terimini, birim boyutunu belirten ‘‘i’’ alt indisi 38 lke sayısından ve zaman boyutunu belirten ‘‘t’’ 18 yıldan oluřmaktadır. Ana model olan 1. denklemde tarafımızca hesaplanmış kurumsal kalite indeksi ‘‘GOVQI’’ bağımsız deęiřkenini ieren her bir kurumsal kalite gstergesi ayrı ayrı olarak modellenmiş ve analize dahil edilmiştir. Sırasıyla 2. denklemde yer alan ‘‘VOAR’’ bağımsız deęiřkeni ifade zgrlę ve hesap verilebilirlięi, 3. denklemde yer alan ‘‘POLR’’ politik istikrar ve řiddetin/terrizmin yokluęunu, 4. Denklemde yer alan ‘‘GOVR’’ hkmet etkinlięini, 5. Denklemde yer alan ‘‘REGR’’ dzenleyicilik kalitesini, 6. denklemde yer alan ‘‘ROLR’’ hukukun stnlęn ve 7. denklemde yer alan ‘‘COCR’’ yolsuzluęun kontroln ifade etmektedir.

Analize dahil olan lkeler sırasıyla; Avustralya, Avusturya, Belika, Kanada, řili, Kolombiya, Kosta Rika, ekya, Danimarka, Estonya, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, Macaristan, İzlanda, İrlanda, İsrail, İtalya, Japonya, Gney Kore, Letonya, Litvanya, Lksenburg, Meksika, Hollanda, Yeni Zelanda, Norve, Polonya, Portekiz, Slovakya, Slovenya, İspanya, İsve, İsvire, Trkiye, İngiltere ve Amerika Birleřik Devletleri’dir. alıřmada kullanılan veri seti ve kaynaklar Tablo 1’de gsterilmiştir.

**Tablo 1. alıřmada Kullanılan Deęiřkenler ve Veri Kaynakları**

Sembol	Deęiřkenler	Veri Seti	Veri Kaynaęı
TOTUNEM	Toplam İřsizlik	İřsizlik Oranı (ILO) (VOAR)* İfade zgrlę ve Hesap Verilebilirlik	Dnya Bankası
GOVQI	Kurumsal Kalite İndeksi	(POLR)* Politik İstikrar ve řiddetin/Terrizmin Yokluęu (GOVR)* Hkmet Etkinlięi (REGR)* Dzenleyicilik Kalitesi (ROLR)* Hukukun stnlęn (COCR)*Yolsuzluęun Kontrol	Dnya Bankası (WGI)
GDP	GSYİH	GSYİH Byme Oranı	Dnya Bankası
INF	Enflasyon	Enflasyon Oranı (CPI)	Dnya Bankası
GOVEX	Kamu Harcamaları	Kamu Kesimi Nihai Tketim Harcamaları (Yıllık Byme Oranı)	Dnya Bankası

\*Kurumsal kalite indeksini oluřturan deęiřkenler 0-100 arasında deęiřen yzdelik sıralama deęerleridir. Temel Bileřenler Analizi kullanılarak deęiřkenlerden tek bir indeks elde edilmiştir. İndeks alıřmada Kurumsal Kalite İndeksi olarak adlandırılmıştır.

Çalışmada panel veri regresyon analizi yapılmadan önce serilerin durağanlığı Levin, Lin ve Chu (LLC) ve Im, Pesaran, Shin (IPS) Birim Kök testleri ile incelenmiştir. Regresyon modellerinde birden fazla bağımsız değişkenin yer alması durumunda değişkenler arasında korelasyon bulunmamalıdır. İki ya da ikiden daha fazla değişkenin birbiriyle olan korelasyon katsayısının yüksek olması söz konusu olduğunda çoklu doğrusal bağlantı problemi meydana gelmektedir. Bu durum ise regresyon sonucunun sapmalı olarak gerçekleşmesine sebep olmaktadır (Cleff, 2019: 375). Bağımsız değişkenlerin her biri için çoklu doğrusal bağlantı derecesini tahmin etmede Varyans Büyütme Faktörü (VIF) değeri elde edilebilmektedir. VIF değeri 10’dan yüksek ise modelde çoklu bağlantı sorununun bulunduğu yorumu yapılmaktadır. (Acock, 2014: 287-288).

Panel veri regresyon analizinde hangi modelin uygun olduğu konusunda bazı ön testler uygulanmaktadır. F testi sabit etkiler (SE) modeli ile Havuzlanmış En Küçük Kareler (HEKK) modeli arasında seçim yapılırken, Breusch and Pagan (1980) LM testi, Rassal etkiler (RE) modeli ile HEKK modeli arasında seçim yapılırken kullanılmaktadır. F testi ve LM testinde temel hipotezlerin reddedilememesi durumunda HEKK modelinin uygun olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Hausman (1978) spesifikasyon testi, SE ile RE modelleri arasında seçim yapılırken kullanılan en yaygın yöntemdir. Birim etkilerin bağımsız değişkenler ile korelasyonlu olduğunu ifade eden temel hipotezin reddedilmesi durumunda modeller arasında SE modeli uygun modeldir (Das, 2019: 500).

Panel veri modellerinde yer alan varsayımlardan biri de hata teriminin hem birimlere göre hem de birim içerisinde eşit varyanslı olduğudur. Ayrıca hata teriminin otokorelasyonsuz olduğu varsayımı ile birimler arası korelasyon olarak nitelendirilen yatay kesit bağımlılığının olmadığı varsayımı yapılmaktadır. Bahsi geçen varsayımların göz önünde bulundurulmadan model tahminin gerçekleştirilmesi standart hataların sapmalı olmasına, bu durumu ise modelin etkinliğini kaybetmesine yol açmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2016: 209-211). Bu bilgiler bağlamında değişen varyans, otokorelasyon ve yatay kesit bağımlılığı varsayımlarının incelenmesinde sırasıyla Değiştirilmiş Wald Testi (Greene, 2000), Bhargava ve diğerlerinin (1982) Durbin Watson ve Baltagi ve Wu (1999) LBI testleri, Pesaran (2004) CD Testi kullanılmıştır.

## 2.2. Ampirik Bulgular

Çalışmanın bu kısmında tanımlayıcı istatistiklerden başlayarak analizden elde edilen bulgulara sırasıyla yer verilecektir. Tablo 2’de yer alan tanımlayıcı istatistiklere göre 38 OECD üye ülkelerinde toplam işsizliğin maksimum değeri 27.47, minimum değeri ise 2.01’dir. Kurumsal kalite göstergeleri incelendiğinde OECD’ye üye ülkelerin ortalama değerleri yaklaşık olarak 70 ile 85 arasındadır. Maksimum değer 100 olduğu dikkate alındığında söz konusu ülkelerin büyük bir kısmında kurumsal kalite göstergelerinin oldukça iyi değerlere sahip olduğu görülmektedir.

**Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler**

Değişkenler	Gözlem Sayısı	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
TOTUNEM	684	7.634	4.012	2.01	27.47
GOVQI	684	-5.991	2.281	-7.154	2.864
GDP	684	2.485	3.149	-14.838	25.176
INF	684	2.565	2.996	-4.478	44.964
GOVEX	684	2.442	3.139	-9.986	16.822
VOAR	684	83.570	14.871	24.154	100
POLR	684	70.050	23.628	1.005	100
GOVR	684	84.176	12.568	40.306	100
REGR	684	85.17	11.088	52.040	100
ROLR	684	83.033	15.974	27.403	100
COCR	684	81.655	16.196	18.269	100

### 2.2.1 Temel Bileşenler Analizi

Çalışmada Kurumsal Kalite İndeksi (GOVQI) Temel Bileşenler Analizi (TBA) yönetimiyle elde edilmiştir. TBA, çok değişkenli bir veri setinin az sayıda değişkenle temsil edilebilecek biçimde dönüşümü sağlayan birim azaltma tekniğidir (Dray ve Josse, 2015). Bu teknik aynı zamanda yüksek oranda korelasyonlu bir değişken grubunu korelasyonsuz bir gösterge grubuna dönüştürmek için oldukça kullanışlıdır. (Asongu ve Nnanna, 2019). Çalışmaya konu olan veriler bağıntısız ana bileşenler tarafından sıkıştırılır. Her bileşen, mevcut değişkenlerin ağırlıklı ortalamasını ifade etmektedir. Özdeğer ise, her bir temel bileşene ilişkin açıklanan toplam verilerdeki varyasyon yüzdesini hesaplamaktadır (Çoban ve Topcu, 2013).

Kurumsal Kalite İndeksi TBA ile oluşturulmadan önce verilerin analiz için uygun olup olmadığı Kaiser-Meyer Olkin (KMO) ve Bartlett Sphericity örneklem uygunluk testleri ile incelenmiştir. Bartlett Sphericity testine  $p < 0,001$  olması durumunda verilerin faktör analizi için uygun olduğu şeklinde yorum yapılmaktadır. KMO değerinin çoğunlukla 0,5'ten büyük olması durumunda ise verilerin analiz için uygun olduğu kabul edilmektedir (Malik vd., 2022). KMO katsayısının 1'e yakın değer alması verilerin analize daha uygun olduğu 1'e eşit olması durumunda ise uygunluğun mükemmel olduğu belirtilmektedir (Sharma, 1996: 116). Verilerin uygunluğunun test edilmesinden sonra altı kurumsal kalite göstergesi için TBA ile rotasyon çözümü yapılmaktadır. Her bir bileşene ilişkin özdeğer katsayıları 1'den büyük olmalıdır. Aynı zamanda 1'den büyük özdeğere sahip bileşenler tarafından açıklanan varyansın kümülatif olarak yüzde 60'tan fazla olması gerekmektedir (Malik vd., 2022). Tablo 3'te ön testlerden ve TBA analizinden elde edilen sonuçlar yer almaktadır.

**Tablo 3. Kurumsal Kalite İndeksinin TBA ile Ölçümü, KMO ve Bartlett Testleri Sonuçları**

Bileşen	Özdeğer	Varyansın Yüzdesi %	Kümülatif %
1	5.206	86.77	86.77
2	0.454	7.58	94.35
3	0.133	2.23	96.58
4	0.109	1.82	98.4
5	0.054	0.9	99.3
6	0.041	0.7	100
KMO Testi	0.895		
Bartlett Sphericity Ki-kare	6431.04		
df.	15		
Sig.	0.000		



Tablo 3 incelendiğinde, Bartlett testi sonuçlarına göre sigma değerinin  $0.000 < 0.005$  olması nedeniyle değişkenlerin faktör analizi için uygun olduğu, KMO değerinin ise  $0.895 > 0.5$  olması nedeniyle değişkenlerin oldukça uygun olduğu sonucu ortaya çıkmıştır. Tabloda bileşenlerin toplam varyansın ne kadarını açıkladığına bakıldığında, özdeğer oranı 1’den büyük ( $5.206 > 1$ ) olan 1. bileşenin toplam varyansı açıklama değeri yaklaşık olarak %86’dır. Bu rakam yukarıda bahsedildiği üzere açıklanan varyansın kümülatif olarak olması gereken minimum değer olan %60’tan oldukça büyüktür. Dolayısıyla ilk bileşenden elde edilecek indeks diğer tüm değişkenleri açıklamada yeterlidir.

### 2.2.2. Panel Veri Regresyon Analizi Sonuçları

Tanımlayıcı istatistikler incelendikten ve faktör analizinin uygunluğuna karar verildikten panel veri analizi için gerekli uygulamalar yapılmış sonuçlar aşağıda tablolar yardımı ile tartışılmıştır.

**Tablo 4. Değişkenler Arasındaki Korelasyon Matrisi**

Değişken	TOTUNEM	GOVQI	GDP	INF	GOVEX
TOTUNEM	1				
GOVQI	-0.3783	1			
GDP	-0.1244	-0.1215	1		
INF	-0.0031	-0.3974	0.1729	1	
GOVEX	-0.2445	-0.0584	0.2817	0.1257	1

Tablo 4 incelendiğinde bağımlı değişken olan işsizlik ile korelasyon katsayısı en yüksek bağımsız değişken kurumsal kalite indeksidir. Ayrıca ana model olan 1.modeli oluşturan tüm bağımsız değişkenler ile bağımlı değişken arasında negatif bir korelasyon olduğu görülmektedir.

Serilerin durağanlığının incelenmesinde kullanılan LLC ve IPS birim kök testleri sonuçları Tablo 5’te yer almaktadır. Birim kök sonuçlarına göre hem LLC hem de IPS test sonuçlarına göre %1 anlamlılık düzeyinde,  $H_0: \rho = 1$  “Seri birim kök içermektedir.” hipotezi reddedilmektedir. Buna göre seriler düzeyde  $I(0)$  durağandır.

**Tablo 5. Levin, Lin-Chu Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	LLC	IPS	Durağanlık Seviyesi
TOTUNEM	-5.859 (0.000)***	-3.504 (0.000)***	I(0)
GOVQI	-5.253 (0.000)***	-1.961 (0.024)**	I(0)
GDP	-13.566 (0.000)***	-11.028 (0.000)***	I(0)
INF	-10.480 (0.000)***	-8.420 (0.000)***	I(0)
GOVEX	-10.533 (0.000)***	-9.575 (0.000)***	I(0)
VOAR	-5.207 (0.000)***	-3.845 (0.000)***	I(0)
POLR	-8.032 (0.000)***	-6.845 (0.000)***	I(0)
GOVR	-7.853 (0.000)***	-5.710 (0.000)***	I(0)
REGR	-5.300 (0.000)***	-2.4115 (0.007)***	I(0)
ROLR	-5.433 (0.000)***	-3.045 (0.001)***	I(0)
COCR	-4.529 (0.000)***	-2.867 (0.002)***	I(0)

“\*\*\*” işareti %1, “\*\*” %5 anlamlılık düzeyini, parantez dışında yer alan değerler t istatistik değerini, parantez içerisinde yer alan değerler ise p olasılık değerini ifade etmektedir. Tüm doğrusal modeller sabitli ve trendsiz olarak incelenmiştir. Bilgi kriteri olarak Akaike bilgi ölçütü (AIC) kullanılmıştır. GOVQI %5 istatistiksel anlamlılık düzeyine göre raporlanmıştır.

Tablo 6’da deęişkenlere ait VIF deęerleri yer almaktadır. Tüm bağımsız deęişkenlerin VIF deęerleri 10’dan küçüktür ve bağımsız deęişkenler arasında çoklu doęrusal baęlantı sorunu bulunmamaktadır.

**Tablo 6. VIF Testi Sonuçları**

Deęişken	VIF Deęeri	1/VIF Deęeri
GOVQI	1.22	0.821
GDP	1.19	0.839
INF	1.11	0.898
GOVEX	1.09	0.914
Ortalama VIF deęeri	1.15	

Tablo 7’de uygun modelin seęiminde kullanılan testler yer almaktadır. SE ile HEKK arasında seęim yapmada kullanılan F testi, verilerin birimlere göre deęişip deęişmedięi test etmektedir. %1 anlamlılık düzeyinde ( $H_0: \mu_i = 0$ ) “tüm birim etkiler sifıra eřittir” hipotezi reddedilmektedir ve HEKK modeli uygun deęildir.

**Tablo 7. F Testi, Breusch Pagan LM Testi ve Hausman Testi Sonuçları**

Testler	Test İstatistięi	Olasılık Deęeri
F Testi	29.57	0.000
Breusch-Pagan LM Testi	1926.33	0.000
Hausman Testi	22.80	0.000

RE ile HEKK arasında seęim yapmada kullanılan Breusch-Pagan LM testinde kurulan ( $H_0: \sigma_u^2 = 0$ ) birim etkinin varyansı sifıra eřittir.” hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. RE modeli HEKK modeline tercih edilmektedir

SE ile RE modeli arasında seęim yapmada kullanılan Hausman testi sonuçlarına göre %1 anlamlılık düzeyinde “ $H_0$ : Açıklayıcı deęişkenler ile birim (zaman) etkiler arasında korelasyon vardır.” hipotezi reddedilmektedir. Birim etkiler açıklayıcı deęişkenler ile korelasyonludur. Bu durumda SE modeli RE modeline tercih edilmektedir. Tüm bu testler sonucunda SE modeli uygun model olarak belirlenmiştir.

**Tablo 8. Deęişen Varyans, Otokorelasyon ve Yatay Kesit Baęımlılıęı Testleri Sonuçları**

Testler	Test İstatistięi	Olasılık Deęeri
Wald Testi	13967.88	0.000
Bhargava vd. Durbin Watson Testi	0.383	
Baltagi-Wu Testi	0.587	
Pesaran CD Testi	0.574	0.000

Tablo 8’de SE modeli için temel varsayımların incelendięi testler ve sonuçları yer almaktadır. Deęişen varyans problemi Modifiye Edilmiş Wald testi ile analiz edilmiştir ve %1 anlamlılık düzeyinde “ $H_0$ : birimlere göre sabit varyans.” hipotezi reddedilmektedir. Deęişen varyans problemi bulunmaktadır. SE modelinde otokorelasyon probleminin incelenmesinde uygulanan Bhargava ve dięerlerinin (1982) Durbin Watson Testi ile Baltagi-Wu’nun (1999) en

iyi değişmez testi istatistikleri 2’den küçüktür. Dolayısıyla  $H_0$ : “Hata terimleri arasında korelasyon bulunmamaktadır.” hipotezi reddedilmektedir ve otokorelasyon problemi bulunmaktadır. SE modelinde Pesaran CD (2004) testi ile yatay kesit bağımlılığı problemi test edilmiştir. %1 anlamlılık düzeyinde “ $H_0$ : Birimler arası korelasyon yoktur.” hipotezi reddedilmektedir ve modelde yatay kesit bağımlılığı sorunu bulunmaktadır.

Panel veri regresyon analizinde yukarıda yer alan problemler bulunmaktadır. Fakat Driscoll ve Kraay (1998) dirençli hata tahmincisi ile bu problemlerin varlığında dahi parametre tahminleri değişmeden, standart hataların düzeltilmesini sağlayan uygun yöntemler ile model tutarlı bir şekilde tahmin edilebilmektedir. Tablo 9’da SE modeli için Driscoll-Kraay Standart Hatalar Tahmincisi yöntemi ile gerçekleştirilen regresyon sonuçları bulunmaktadır.

**Tablo 9. Driscoll-Kraay Dirençli Hata Tahmincisi Sonuçları**

TOTUNEM	1. Model	2. Model	3. Model	4. Model	5. Model	6. Model	7. Model
GOVQI	-2.034*** (0.001)						
GDP	-0.097** (0.013)	-0.100** (0.016)	-0.093** (0.020)	-0.094** (0.022)	-0.118*** (0.002)	-0.125*** (0.001)	-0.101** (0.010)
INF	-0.203** (0.036)	-0.193** (0.039)	-0.185** (0.045)	-0.208** (0.031)	-0.193** (0.031)	-0.204** (0.036)	-0.211*** (0.008)
GOVEX	-0.440*** (0.000)	-0.501*** (0.000)	-0.501*** (0.000)	-0.484*** (0.000)	-0.420*** (0.000)	-0.486*** (0.000)	-0.484*** (0.000)
VOAR		-0.107* (0.085)					
POLR			-0.046* (0.099)				
GOVR				-0.176*** (0.003)			
REGR					-0.287*** (0.000)		
ROLR						-0.246*** (0.000)	
COCR							-0.134*** (0.002)
Gözlem Sayısı	684	684	684	684	684	684	684
Ülke Sayısı	38	38	38	38	38	38	38
F	26.49	25.55	19.31	37.02	73.75	60.59	25.37
R <sup>2</sup>	0.329	0.252	0.2476	0.270	0.346	0.321	0.270
Sabit Terim	9.477*** (0.000)	18.58*** (0.000)	12.858*** (0.000)	24.422*** (0.000)	33.964*** (0.000)	30.14*** (0.000)	20.60*** (0.000)

“\*\*\*” işareti %1, “\*\*” %5 anlamlılık düzeyini, “\*” %10 anlamlılık düzeyini belirtmektedir. Parantez içerisinde (prob.) olasılık değerlerini, dışında yer alan değerler ise regresyon katsayılarını ifade etmektedir.

Tablo 9’da yer alan Driscoll-Kraay tahmincisinden elde edilen sonuçlara göre 1. Modelde yer alan Kurumsal Kalite İndeksi’ndeki bir birimlik artış %1 anlamlılık düzeyinde işsizliği 2.034 birim azaltmaktadır. GSYİH büyüme oranındaki artışlar 1.,2., 3., 4., ve 7. modellerde %5, 5. ve 6. modellerde %1 anlamlılık düzeylerinde işsizliği azaltmaktadır. Enflasyon oranındaki artışlar 7. Modelde %1, geri kalan tüm modellerde ise %5 anlamlılık düzeylerinde işsizliği azaltmaktadır. Kamu harcamalarındaki artışlar %1 anlamlılık düzeyinde tüm modellerde işsizliği azaltmaktadır. İndeksi oluşturan değişkenlerle ayrı ayrı modellenen analiz sonuçlarına göre ifade özgürlüğü ve hesap verilebilirlik ile politik istikrar ve şiddetin/terörizmin yokluğu

deęişkenlerinin işsizlik üzerinde %10 anlamlılık düzeyinde negatif bir etkiye sahiptir. 4. Modelde yer alan hükümet etkinlięi deęişkenindeki bir birimlik artış işsizlięi %1 anlamlılık düzeyinde 0.176 birim, 5. Modelde yer alan düzenleyicilik kalitesi deęişkenindeki bir birimlik artış işsizlięi %1 anlamlılık düzeyinde 0.287 birim, 6. modelde yer alan hukukun üstünlüğü deęişkenindeki bir birimlik artış işsizlięi %1 anlamlılık düzeyinde 0.246 birim ve 7. Modelde yer alan yolsuzluęun kontrolü deęişkenindeki bir birimlik artış işsizlięi %1 anlamlılık düzeyinde 0.134 birim azaltmaktadır.

### 3. Sonuç

Kurumsal kalitenin işsizlik üzerinde etkisi olup olmadıęının arařtırıldıęı çalıřma sonuçlarına göre kurumsal kalite arttıka işsizlięin azaldıęı bulgusuna ulařılmıştır. İşsizlięi etkileyen temel makro ekonomik göstergeler olan GSYİH, kamu harcamaları, enflasyon ile işsizlik arasındaki iliřki teori ile uyumlu řekilde raporlanmıřtır. Dünya Yönetişim Kalitesi göstergesini oluřturan alt bileřenlerin modele ayrı ayrı dahil edilmesi sonucunda bu deęişkenlerle ile işsizlik arasında ters yönlü bir iliřki bulunmuřtur. Temel bileřenler analizi ile elde edilen kurumsal kalite endeksi ile yapılan analiz sonuçlarına göre kurumsal kalite arttıka işsizlik oranı azalmaktadır.

Kurumsal kalitenin düşük olması birçok olumsuzluęu da beraberinde getirecektir. Hukukun üstünlüęünün olmadığı ölkelerde sözleşme güvenlięi tehlikeye girer. Yolsuzluk ve rüşvetin varlıęı kurumlara olan güveni sarsar. Politik istikrarın olmadığı, řiddet ve terör olaylarının sıkça görüldüęü ölkelerde ortaya çıkan belirsizlik ve risk ortamı piyasaları olumsuz etkiler ve yatırımların azalmasına neden olur. Böyle bir ortamda sadece yerli yatırımcı deęil aynı zamanda yabancı yatırımcı da yatırım yapmaktan kaçınır.

Ekonominin itici gücü olan yatırımların azalması ekonomik büyümenin yavaşlamasına ya da ekonomide daralmaya neden olur. Ekonomik daralma dönemlerinde işsizlik artar. Ölkelerin temel makroekonomik sorunlarından biri olan işsizlięi önlemek için çoęunlukla işgücü piyasaları regüle edilmektedir. Düzenleyici kalitesinin düşük olduęu ölkelerde iyi düzenlenmeyen işgücü piyasaları nedeniyle kayıt dıřı istihdam genişlemektedir.

Son yıllarda yapılan çalıřmalar işsizlik sorununun sadece iyi makro ekonomik politikalarla ortadan kaldırılamayacaęına iřaret etmektedir. Kurumsal kalite ile desteklenmeyen makro ekonomi politikalarının başarısının sınırlı olacaęına dair kanıtlar gün geçtikçe artmaktadır. Bu nedenle işsizlikle mücadelede ölkeler sadece istihdamı artırıcı politikalara deęil, aynı zamanda kurumsal kaliteyi de artıran politikalara odaklanmalıdır.

Kurumsal göstergelerle ilgili çalıřmaların sayısı gün geçtikçe artmaktadır. Ekonomik gidiřatın sadece iyi politikalarla dizayn edilemeyeceęi, politika yapıcı ve uygulayıcıların kalitesinin, bu politikalara halkın duyduęu güvenin ve politika başarısının bir parçası olduęu genel bir kabul haline gelmiřtir. Kurumsal göstergelerin makro ekonomik göstergeler üzerine etkilerini ele alan çalıřmalar çoęunlukla büyüme ile olan iliřkisine odaklanmaktadır. İşsizlik ile kurumsal kalite iliřkisini inceleyen çalıřmalar henüz geniş bir literatür oluřturmamakta ancak konuya olan ilgi gün geçtikçe artmaktadır. Yapılan ampirik analizler kurumsal kalitenin yükselmesinin işsizlięi azaltmaya yönelik politikaların başarı řansını yükselteceęine iřaret etmektedir. Bu çalıřmadan elde edilen sonuçlar artan kurumsal kalitenin işsizlięi azaltıcı etkisini analiz sonuçları ile destekleyerek konu ile ilgili literatüre ampirik bir destek saęlamaktadır.

Ampirik kanıtlar ışığında politika yapıcılarının sadece iyi politikalar dizayn etmesinin işsizlik sorununu azaltmada başarı sağlayamayacağı görülmektedir. Bu nedenle iyi politikaların iyi işleyen kurumlarla desteklenmesi bir sorunluluktur. İşgücü piyasasını regüle eden kurumlara, sözleşmelere, hukukun üstünlüğüne ve politika yapıcı ve uygulayıcılara duyulan güven işsizliği azaltmaya yönelik politikaların başarısını doğrudan etkilemektedir. Bu sonuçlar doğrultusunda ülkelerin politika başarısını artırmak için kurumsal kaliteyi artırıcı tedbirler alması önerilir.

**Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı**

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

**Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı**

Yazar, makalenin tamamına yalnız kendisinin katkı sağlamış olduğunu beyan eder.

**Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı**

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

## Kaynakça

- Abé Ndjidé, A., Atangana Ondo, H. and Ngoa Tabi, H. (2019). Governance and youth unemployment in Africa. *Labor History*, 60(6), 869-882. <https://doi.org/10.1080/0023656X.2019.1645320>
- Abrams, B.A. (1999). The effect of government size on the unemployment rate. *Public Choice*, 99(3), 395-401. <https://doi.org/10.1023/A:1018349411246>
- Acock, A.C. (2005). Working with missing values. *Journal of Marriage and Family*, 67(4), 1012-1028. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2005.00191.x>
- Ades, A. and Di Tella, R. (1997). The new economics of corruption: A survey and some new results. *Political Studies*, 45(3), 496-515. <https://doi.org/10.1111/1467-9248.00093>
- Asongu, S.A. and Nnanna, J. (2019). Foreign aid, instability, and governance in Africa. *Politics & Policy*, 47(4), 807-848. <https://doi.org/10.1111/polp.12320>
- Baltagi, B.H. and Wu, P.X. (1999). Unequally spaced panel data regressions with AR(1) disturbances. *Econometric Theory*, 15(6), 814-823. <https://doi.org/10.1017/S0266466699156020>
- Battaglini, M. and Coate, S. (2011). *Fiscal policy and unemployment* (NBER Working Paper Series No. w17562). Retrieved from [https://www.nber.org/system/files/working\\_papers/w17562/w17562.pdf](https://www.nber.org/system/files/working_papers/w17562/w17562.pdf)
- Bhargava, A., Franzini, L. and Narendranathan, W. (1982). Serial correlation and the fixed effects model. *The Review of Economic Studies*, 49(4), 533-549. <https://doi.org/10.2307/2297285>
- Bouzid, B.N. (2016). *Dynamic relationship between corruption and youth unemployment: Empirical evidences from a system GMM approach* (World Bank Policy Research Working Paper No. 7842). Retrieved from <https://openknowledge.worldbank.org/server/api/core/bitstreams/916705cb-2e3b-553f-a351-a8ce4afb6140/content>
- Breusch, T.S. and Pagan, A.R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Cleff, T. (2019). *Applied statistics and multivariate data analysis for business and economics*. Berlin: Springer.
- Çoban, S. and Topcu, M. (2013). The nexus between financial development and energy consumption in the EU: A dynamic panel data analysis. *Energy Economics*, 39, 81-88. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.04.001>
- Das, P. (2019). *Econometrics in theory and practice: Analysis of cross section, time series, and panel data with Stata 15.1*. Berlin: Springer.
- Djankov, S. and Ramalho, R. (2009). Employment laws in developing countries. *Journal of Comparative Economics*, 37(1), 3-13. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2008.10.003>
- Dray, S. and Josse, J. (2015). Principal component analysis with missing values: A comparative survey of methods. *Plant Ecology*, 216(5), 657-667. <https://doi.org/10.1007/s11258-014-0406-z>
- Dreher, A., Kotsogiannis, C. and McCorriston, S. (2007). Corruption around the world: Evidence from a structural model. *Journal of Comparative Economics*, 35(3), 443-466. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2007.07.001>
- Driscoll, J.C. and Kraay, A.C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-560. <https://doi.org/10.1162/003465398557825>
- Ferrera, M., Hemerijck, A. and Rhodes, M. (2001). The future of the European “social model” in the global economy. *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice*, 3(2), 163-190. <https://doi.org/10.1023/A:1011412012886>
- Greene, W. (2000). *Econometric analysis (Fourth edition)*. Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- Hausman, J.A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1272. <https://doi.org/10.2307/1913827>

- Kaufmann, D., Kraay, A. and Mastruzzi, M. (2010). Response to ‘what do the worldwide governance indicators measure? *The European Journal of Development Research*, 22(1), 55-58. <https://doi.org/10.1057/ejdr.2009.49>
- Malik, A.H., bin Md Isa, A.H., bin Jais, M., Rehman, A.U. and Khan, M.A. (2022). Financial stability of Asian nations: Governance quality and financial inclusion. *Borsa Istanbul Review*, 22(2), 377-387. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2021.05.005>
- Mark, J. and Nwaiwu, J.N. (2015). Impact of political environment on business performance of multinational companies in Nigeria. *African Research Review*, 9(3), 1-10. <http://dx.doi.org/10.4314/afrr.v9i3.1>
- Mauro, P. (1998). Corruption and the composition of government expenditure. *Journal of Public Economics*, 69(2), 263-279. [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(98\)00025-5](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(98)00025-5)
- N’Guessan, T. (2001). Bureaucracy and programme conditionality. *African Development Review*, 13(1), 6-25. <https://doi.org/10.1111/1467-8268.00031>
- Pesaran, M.H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels* (CESifo Working Paper No. 1229). Retrieved from <https://www.cesifo.org/en/publications/2004/working-paper/general-diagnostic-tests-cross-section-dependence-panels>
- Salami, C.G.E. (2013). Youth unemployment in Nigeria: A time for creative intervention. *International Journal of Business and Marketing Management*, 1(2), 18-26. Retrieved from <http://www.ijbmm.com/>
- Schultz, T.P. (1999). *Labor market reforms: Issues, evidence, and prospects* (Economic Growth Center Discussion Papers No. 6-1). Retrieved from <https://elischolar.library.yale.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1809&context=egcenter-discussion-paper-series>
- Sharma, S. (1996). *Applied multivariate techniques*. New York: John Wiley and Sons, Inc.
- Sylla, N.S. (2013). Measuring labour absorption problems in developing countries: Limitations of the concept of unemployment. *International Labour Review*, 152(1), 27-41. <https://doi.org/10.1111/j.1564-913X.2013.00167.x>
- World Bank. (2021). *Worldwide Governance Indicators* [Dataset]. Retrieved from <http://info.worldbank.org/governance/wgi/>
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2016). *Panel veri ekonometrisi Stata uygulamalı*. Ankara: Beta Yayıncılık.

## DOES INCREASED INSTITUTIONAL QUALITY REDUCE UNEMPLOYMENT? EVIDENCE FROM OECD COUNTRIES

### EXTENDED SUMMARY

#### The Aim of the Study

Unemployment, one of the main macroeconomic indicators, is an important issue for all developed and developing countries. From the point of view of economic theory, the labor market has a leading role. Unemployment, which is a phenomenon of the labor market, retains its importance by pointing to the inefficiency of resource allocation, the sociological problems it causes, and its political consequences. The sensitivity of government and policy-makers to macroeconomic performance is reflected in the measures their countries have taken to prevent unemployment and in the regulations related to labor markets. However, like all economic problems, the problem of unemployment cannot simply be eliminated by good policy. The rapidly growing literature on institutional economics points out that the success of economic policies will be limited in countries where the institutional infrastructure is inadequate. For this reason, in addition to the economic conditions of countries, institutional quality also plays an important role in addressing the problem of unemployment. The number of studies in the literature on this subject is very limited. This study aims to examine the relationship between unemployment and institutional quality by using the data of 38 OECD countries for the period 2002-2019 and contribute to the literature.

#### Methodology

In this study, the relationship between unemployment and institutional quality was examined over the 2002-2019 period by applying panel data analysis in 38 OECD countries. Corporate Governance Quality Index consists of Worldwide Governance Indicators including that voice and accountability, political stability and absence of violence/terrorism, government effectiveness, regulatory quality, rule of law, and control of corruption. This index was created with Principle Component Analysis (PCA). Other explanatory variables are the GDP growth rate, inflation rate, government expenditures, and population growth rate. Our model is as follows:

$$TOTUNEM_{it} = \beta_0 + \beta_1 GOVQI_{it} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 GOVEX_{it} + u_{it} \quad (1)$$
$$i=1, \dots, 38; \quad t=1, \dots, 18$$

Where TOTUNEM is the total unemployment rate, GOVQI is the Corporate Governance Quality Index, GDP is the Gross Domestic Product growth rate, INF is the inflation rate, and GOVEX is the Government Final Consumption Expenditures growth rate. Data for all variables are annual and collected World Bank database. The countries included in the analysis are; Australia, Austria, Belgium, Canada, Chile, Colombia, Costa Rica, Czechia, Denmark Estonia, Finland, France, Germany, Greece, Hungary, Iceland, Ireland, Israel, Italy, Japan, Korea Republic, Latvia, Lithuania, Luxembourg Mexico, Netherlands, New Zealand, Norway, Poland, Portugal, Slovak Republic, Slovenia, Spain, Sweden, Switzerland, Turkey, United Kingdom, and the United States.



### **Empirical Results**

According to the results, the fixed effects model is chosen and the series are stationary. Auto-correlation, heteroscedasticity, and cross-section dependency problems were found in the model. Despite these problems, the Driscoll-Kraay standard errors were used to make accurate regression estimations. According to the Driscoll-Kraay estimator results, the corporate governance quality index has a negative and statistically significant effect on unemployment.

### **Conclusion**

According to the findings of the study, an increase in the Governance Quality Index reduces unemployment. In all models, increases in GDP growth rate, public expenditures, and inflation variables reduce unemployment. According to the findings of the analysis, increases in all variables that comprise the governance quality index reduce unemployment.

In the light of empirical evidence, it is seen that policy makers only designing good policies will not be successful in reducing the unemployment problem. It is therefore imperative that good policies are supported by well-functioning institutions. Confidence in regulatory institutions, contracts, the rule of law, and policy makers directly affects the success of policies aimed at reducing unemployment. In line with these results, it is recommended that countries take measures to increase institutional quality in order to increase policy success.

# İSLAMİ BANKACILIK KONVANSİYONEL BANKACILIK ÜZERİNDE ETKİLİ Mİ? TÜRKİYE ÖRNEĞİ ÜZERİNDEN BİR NEDENSELLİK ANALİZİ

## Is Islamic Banking Effective on Conventional Banking? A Causality Analysis on the Case of Türkiye

Hasan KAZAK\*

### Öz

İslami bankacılık faaliyetleri ile bankacılık sektörü ilişkisine yönelik yapılacak çalışmalar finans alanının nitelikli büyümesine katkı sağlayacaktır. Bu çalışmada İslami bankacılık alanının konvansiyonel bankacılık alanı üzerinde bir etkisinin olup olmadığı değerlendirilerek, Türkiye örneği üzerinde ele alınan değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin belirlenmesi amaçlanmaktadır. Çalışmada 2005:Q1-2022:Q2 dönemine ait üç aylık veriler kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki nedenselliği arařtırmak için Toda ve Yamamoto tarafından önerilen Granger nedensellik testinin değiştirilmiş bir versiyonu kullanılmıştır. Çalışma İslami bankacılık katılım fonu ve fon kullandırma hacmi ile konvansiyonel bankacılık mevduat hacmi arasındaki nedenselliği ortaya koymaktadır. Analiz sonuçları İslami bankalarının katılım fonu ve fon kullandırma hacminin konvansiyonel bankalar mevduat hacmi üzerinde etkili olduğunu (granger nedeni), aynı zamanda konvansiyonel bankacılık mevduat hacminin de İslami bankacılık katılım fon hacmi üzerinde etkili olduğunu (granger nedeni) göstermektedir. Çalışma elde edilen sonuçlarla bir taraftan bankacılık sektörü açısından katılım bankalarının önemini ortaya koymakta diğer taraftan İslami bankalar (katılım bankaları) ile konvansiyonel bankalar arasındaki ilişkiyi farklı bir perspektiften ele alarak literatüre önemli bir katkı sağlamaktadır.

### Anahtar

#### Kelimeler:

İslami Bankacılık,  
Katılım  
Bankacılığı,  
Konvansiyonel  
Bankacılık, Toda–  
Yamamoto  
Nedensellik Testi

### JEL Kodları:

C12, C32, E44,  
G21, G29, Z12.

### Abstract

Studies on the relationship between Islamic banking activities and the banking sector will contribute to the qualified growth of the finance field. In this paper, it has been evaluated whether the Islamic banking field affects the conventional banking field. The study aims to determine the causality relationship between the variables discussed in the case of Türkiye. Quarterly data for the period 2005:Q1-2022:Q2 were used in the study. A modified version of the Granger causality test proposed by Toda and Yamamoto was used to investigate causality between variables. The study reveals the causality between Islamic banking participation fund and fund disbursement volume and traditional banking deposit volume. The results of the analysis reveal that the deposit and loan volume of Islamic banks is effective on the volume of conventional banks deposits (granger reason), while the volume of conventional banking deposits is also effective on the volume of Islamic banking participation funds (granger reason). This study, on the one hand, reveals the importance of participation banks in terms of the banking sector, and on the other hand, makes an important contribution to the literature in terms of considering the relationship between Islamic banks (participation banks) and conventional banks from a different perspective.

### Keywords:

Islamic Banking,  
Participation  
Banking,  
Conventional  
Banking, Toda–  
Yamamoto  
Causality Test.

### JEL Codes:

C12, C32, E44,  
G21, G29, Z12.

\* Dr. Öğr. Üyesi, Necmettin Erbakan Üniversitesi, Konya Ereğli Kemal Akman Meslek Yüksekokulu, Finans Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, Türkiye, hkazak@erbakan.edu.tr, ORCID: 0000-0003-0699-5371

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 31.10.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 15.12.2022

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



## 1. Giriş

İslami bankacılık kavramı İslam ekonomi sisteminin bir alt kolu olan İslami finans sisteminin önemli bir alt koludur. İslam ülkelerinde para piyasalarının çok önemli bir üyesi olan bankacılık sisteminin gelişmesinin önünde yıllarca önemli bir engel olarak faiz yasağı görülmüştür. İslam fıkhnının önemli bir kuralı olan faiz yasağı sebebiyle birçok Müslüman ellerinde bulunan nakdi kıymetleri faizle iştegal eden bankalar yerine altın, döviz gibi kıymetlerle yastık altında tutmayı tercih etmiştir. Konvansiyonel bankalara bu yasağa rağmen para yatıran bir kısım Müslümanlar ise ciddi bir vicdan azabı hissetmişlerdir. İslam ülkelerinin içlerinde buldukları faiz temelli ekonomik sistem birçok Müslüman için olayın kanıksanmasına ve faize karşı hassasiyetlerinin kaybolmasına ve hiçbir sorun yokmuş gibi davranmalarına sebep olmuş ve dolayısıyla konvansiyonel bankacılık sistemi İslam ülkelerinde gelişme göstermiştir. Tüm bu gerçeklerle birlikte İslam toplumlarında faize karşı hassasiyeti bulunan bir topluluk hep bulunagelmış ve bu kesimin mali sistemlerden uzak durması İslam ülkelerinin gerçek gelişme potansiyellerinin ortaya çıkmasının önünde hep önemli bir engel olarak var olmuştur. Oysa ekonomik büyüme ve kalkınma finans sistemleri doğru ve verimli bir şekilde işlemedikçe hep eksik kalacak ve istenilen ivme yakalanamayacaktır. İşte bu noktada İslami bankacılık sistemi İslam ülkelerinde yaşanan bu kaotik durumu çözmeye ciddi bir aday olarak önemli bir konuma sahiptir. İslami bankacılık sektörü, İslami öğreti ile uyumlu bir şekilde -faize dayanmayan modellerle- toplumun ihtiyaçlarına cevap verecek finansal hizmetler sunabilirler ve bu hizmetler toplumda karşılık bulabilirse (İslami hassasiyete sahip bireyler başta olmak üzere tüm toplumun istek ve ihtiyaçları) bu İslam ülkelerinde ekonomik büyüme ve kalkınma sürecini hızlandırabilecektir.

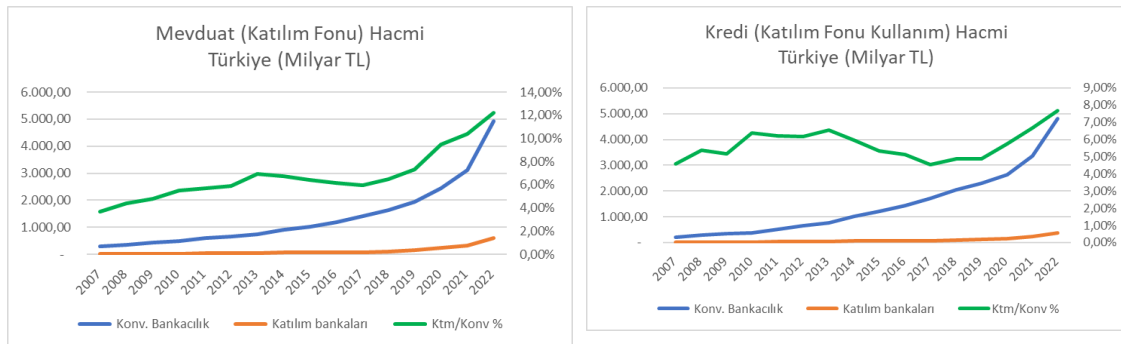
İslami bankacılık 1960'lı yıllarda Mısır'da mütevazı bir ölçekte ortaya çıkmış ve İslami hassasiyete sahip Müslüman bireylerin ihtiyaçlarına uyum sağlayamayan konvansiyonel bankacılık sistemine bir alternatif ve finansal sistemin bir tamamlayıcısı olarak önemli bir rol üstlenmiştir. Mısırdaki filizlenen bu yeni oluşum çok uzun ömürlü olamasa da kendisinden sonra kurulacak İslami bankacılık faaliyetlerine önemli bir rol model olmuştur. Örneğin; Mit Ghamr'ın kuruluşundan kısa bir süre sonra, 1971'de Mısır'da kurulmuş olan ve kâr odaklı bir kurum olarak değil de daha çok bankalar arası "düşük gelir grubuna hizmet edecek bir sosyal banka olarak" olarak kurulan ve aslında temelinde İslami bankacılık modelini içermeyen Nasser Sosyal Bank mikro kredi temelli halkın kalkınması esasını üzerine faaliyetine başlamıştır (Chachi, 2005: 19). Bu iki temel bankacılık faaliyeti sonraki dönemlerde kurulacak İslami bankacılık faaliyetleri için önemli örnekler olmuştur (Kazak ve Okka, 2022: 48). İslami bankacılık faaliyeti kuruluşundan bu yana son altmış yıl içerisinde dünya çapında yayılmış ve önemli bir gelişim göstermiştir. İlk zamanlarda daha çok Müslüman ülkelerde gerçekleşmiş olan bu gelişim -halen ağırlık İslam ülkelerinde olsa da- (Imam ve Kpodar, 2013) dünya çapında önemli bir gelişim göstermiştir.

İslami finans hacmi zaman içerisinde hızla büyümüş 2021 yılı sonu itibarıyla yaklaşık 3,5 trilyon dolara yaklaşan bir hacme ulaşmıştır. İslami bankacılık ise İslami finans hacminin yaklaşık %70'ini içermekte olup 2,349 trilyon dolara yaklaşan bir hacme sahiptir. 2025 yılı sonu itibarıyla İslami finansın 4,94 trilyon dolara ve İslami bankacılığın 3,5 trilyon dolara yaklaşan bir hacme ulaşacağı tahmin edilmektedir. 2020-2025 tahmini büyüme oranı %46 gibi oldukça yüksek bir rakam olarak öngörülmektedir (Refinitiv, 2021: 8). 2022 Kasım tarihi itibarıyla Müslüman nüfus dünya nüfusunun %24,9 (RW, 2022) - %25,65'ini (WPR, 2022) oluşturmaktadır. İslami finansın

büyümesi, 2050 yılında dünya nüfusunun %30'una ulaşması beklenen (Pew, 2015; Ritchey, 2015) Müslüman nüfusun büyümesiyle desteklenmekte olup ciddi bir büyüme potansiyeline sahiptir.

İslami bankacılık sistemi konvansiyonel bankacılık sisteminin finansal sistem vasıtasıyla ekonomik büyüme ve kalkınmaya hizmet etmesinin de ötesinde daha büyük bir fonksiyon ve faydaları da içermektedir. İslami finans sistemi, toplum içinde sömürünün ana faktörleri olarak kabul edilen hile, kumar, meysir, garar, gabin, karaborsacılık, manipülasyon, karaborsacılık, faiz ve aldatma-aşırı belirsizlik içeren karmaşık türev ürünlerini yasaklar (Okka ve Kazak, 2021: 10). İslami bankacılık sisteminde paranın zaman değeri yoktur ve para ancak bir emtia veya hizmetle birlikte olursa zaman kavramından etkilenir (Okka ve Kazak, 2021: 12). İslami bankacılığın "İslam'ın değer sisteminin ahlakına uygun olarak" yürütülmesi halinde ekonominin amaç ve hedeflerine ulaşmasına aktif olarak katılması beklenmektedir (Ahmad, 1984: 1). Sonuç olarak modern İslami bankacılık ve finansın temel teorisi, sermaye kaynaklarının verimli tahsisi yoluyla ve büyüme ve kalkınmayı sağlamaya yönelik finansal kararlar yoluyla sosyal refah ile ilişkilidir (Khan, 1986: 2).

Bilindiği gibi konvansiyonel banka; bankacılık sistemi içerisinde faiz temeli üzerine kurgulanıp bu sistemle çalışmakta olup, bu sistemde para kendi başına gelir getirebilme özelliğine sahiptir ve faiz bir nevi paranın kullanımı karşılığı ödenen kira bedeli gibidir. İslami finansal sistemde ise faiz haram olduğu için para kendi başına gelir getirebilme fonksiyonuna sahip değildir. Para ancak bir emtia veya hizmetle birlikte ancak gelir getirebilme fonksiyonuna kavuşur. Finansal sistemler para ve sermaye piyasaları aracılığı ile fon arz edenlerle talep edenler arasındaki değişimi sağlamaktadır. Türkiye gibi İslam inancına sahip olan bireylerden oluşan ve aynı zamanda laik ve demokratik bir yönetime sahip olan ülkelerde, tüm dünya finansal sistemleri ile uyumlu faiz temelli konvansiyonel bankacılık faaliyetleri ciddi bir hacme sahiptir. Bununla birlikte faize karşı duyarlı inançlı insanların finansal sistem içerisine tam entegrasyonu ancak faiz esasına dayanmayan, İslami kurallara uygun bir bankacılık sistemi ile mümkün olabilecektir. Her ne kadar İslami bankacılık bu öneminin hak ettiği seviyeye ulaşamamış olsa da gün geçtikçe büyüyen bir trende sahiptir. Aşağıda (Şekil 1) Türkiye bankacılık sektörünün gelişimi ve katılım bankalarının konvansiyonel bankalara oranları görülmektedir.



**Şekil 1. Türkiye Bankacılık Sektörü Mevduat ve Kredi Hacmi Değişimi (Konvansiyonel-Katılım Bankaları Karşılaştırmalı)**  
Kaynak: BDDK (2022)

Yukarıdaki şekilde (Şekil 1) görüleceği üzere Türkiye’de konvansiyonel bankacılık sektörünün gelişimine paralel olarak katılım bankacılık sektörünün büyüdüğü ve konvansiyonel banka hacmine göre yüzdesel büyüklüğünün de yıllar itibariyle artan bir seyir izlediği görülmektedir.

Finansal sistemler içerisinde önemli bir yer tutan İslami bankacılık faaliyetlerinin (Türkiye’de Katılım bankacılığı veya yeni düşünülen ismiyle Katılım Finans Kurumu. Bkz. Erdoğan, 2022) toplam bankacılık sektörü ve özelde konvansiyonel bankacılık sektörü ile ilişkisi önemli ve üzerinde durulması gereken bir konudur. İşte bu çalışmada katılım bankacılığı sektörü hacminin tüm bankacılık ve özelde konvansiyonel bankacılık sektörü hacmi üzerindeki etkisi ve nedensellik ilişkisi ele alınmıştır. Çalışmanın temel amacı, Türkiye örneği üzerinden bu ilişkinin açıkça ortaya konularak mikro ölçekte İslami bankacılık alanının ve makro ölçekte finansal sistemin temeli olan tüm bankacılık faaliyetlerinin güçlenmesine dolayısıyla nihai hedef olarak ekonomik büyüme ve kalkınma sürecine katkıda bulunmaktır. Bu ve buna benzer çalışmaların İslami bankacılık sektörüne olan ilgiyi artırması ve ilgili literatür çalışmalarının güçlendirilmesi beklenmektedir.

Bu çalışma beş bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde konuyla ilgili literatürde yer alan çalışmalar incelenmiştir. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan veriler ve ekonometrik yöntem anlatılmıştır. Dördüncü bölümde elde edilen bulgular tartışılmış, beşinci bölümde ise ulaşılan sonuçlar verilmiştir.

## 2. Literatür Taraması

Literatürde İslami bankacılık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ele alan pek çok çalışma bulunmaktadır. (Örnek: Kavoossi, 1993; Saeid, 2005; Furqani ve Mulyany, 2009; Abduh ve Omar, 2012; El-Galfy ve Khiyar, 2012; Lebdaoui ve Wild, 2016; Yüksel ve Canöz, 2017; Caporale ve Helmi, 2018; Mensi vd., 2020; Ullah vd., 2021; Sekmen, 2021; Salihoglu, 2022; Agustina vd., 2022)

İslami bankacılık alanının tüm bankacılık ve özelde konvansiyonel bankacılık alanına etkisi hakkında ise nispeten daha az sayıda çalışma vardır. Bu çalışmalardan önemli bir grubu İslami bankalar ile katılım bankalarının getirileri arasındaki ilişkileri ele almaktadır. Bu çalışmalarda amaç konvansiyonel bankaların faiz oranları ile katılım bankalarının kâr oranları arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktır. (Örnek: Kaleem ve Isa, 2003; Chong ve Liu, 2009; Ito, 2013; Rauf ve Malik, 2014; Yusof vd., 2015; Lee vd., 2017; Mohd Yusoff ve Azhar, 2019; Liaqat vd., 2021; Mushafiq ve Sehar, 2021; Saeed vd., 2021; vd.)

İslami bankaların tüm bankacılık sektörü ve özelde konvansiyonel bankalar üzerindeki etkisini ele alan çalışmalar ise literatürde oldukça az sayıda olup yeni çalışmalarla literatür desteklenmelidir. Bu çalışma literatürdeki önemli eksikliği doldurması açısından önem arz etmektedir. Literatürde konu ile ilgili bulunabilen az sayıdaki çalışmalardan bazı örnekler şunlardır:

Gheeraert (2014), Müslüman ülkelerde İslami bankacılığın gelişiminin, GSYİH’ye ölçeklenen özel kredi veya banka mevduatı miktarıyla ölçüldüğü üzere, daha yüksek bir bankacılık sektörü gelişimine yol açtığına dair güçlü ve tutarlı ampirik kanıtlar ortaya koymuştur. Bu etki, geleneksel bankacılık sistemini dışlamayan İslami bankacılık sektörüyle birlikte aynı

piyasada iřlem gren bir ortamda gerekleřmektedir. alıřma ayrıca, İřlami bankacılık sektrnn, her iki sistemin bir arada var olduėu ve İřlami sektrn toplam bankacılık sektrnde orta bir penetrasyona ulařtıėı Mslman lkelerdeki geleneksel bankacılıėı tamamlayıcı bir rol oynadıėına dair kanıt sunmaktadır.

Rashid vd. (2017), İřlami bankaların geleneksel bankalara kıyasla daha iyi performans gsterdiėini ve finansal sektrn istikrarına daha etkin bir Őekilde katkıda bulunduėunu ortaya koymuřtur. Genel olarak, sonular İřlami bankaların finansal istikrara katkısının makul ve ileriye dnk olduėunu gstermiřtir.

Rizvi vd. (2020), İřlami bankaların bankacılık endstrisini daha istikrarlı hale getirdiėini, rekabet-istikrar teorisi ile tutarlı olduėunu ortaya koymuřtur. alıřma İřlami bankaların bankacılık sisteminin hem bor verme hem de mevduat bymesini iyileřtirdiėini ve İřlami bankaların hem varlık hem de bor kanalları yoluyla istikrara katkıda bulunduėunu gstermektedir.

Belkhaoui (2022), MENA lkelerinde İřlami bankacılıėın sadece ekonomik bymeye yol amadıėını, aynı zamanda geleneksel bankacılık geliřimini olumlu ve nemli lde etkilediėini ortaya koymuřtur.

### 3. Veri ve Yntem

Bu alıřmada katılım bankalarının (diėer ifadelerle; katılım finans kuruluřu veya İřlami bankacılık sektr) konvansiyonel bankacılık sektr üzerindeki olası etkisi ortaya konulmak istenmiřtir. Bunun iin katılım bankalarını temsil eden (KFM ve KFK) baėımsız deėiřkenleri ile konvansiyonel bankacılık sektrn temsil eden (KNVBM) baėımlı deėiřkeni arasındaki nedensel iliřkiyi anlamak iin Toda ve Yamamoto (1995) uzun vadeli nedensellik testinin deėiřtirilmiř bir versiyonu (MWALD) uygulanmıřtır.

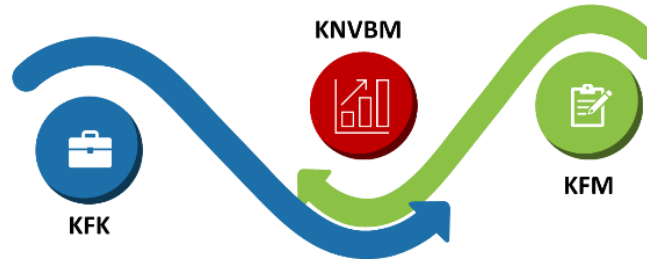
Zaman serilerinin oėu Nelson ve Plosser (1982), Campbell ve Mankiw (1987), Hamilton (1994), Hou vd. (2006) ve daha pek ok alıřmada ortaya konulduėu gibi birim kke sahiptir. Herhangi bir zaman serisinde birim kkn bulunması, ortalama ve varyansın zamandan baėımsız olmadıėı anlamına gelir. Birim kkn bulunduėu duraėan olmayan zaman serilerine dayanan geleneksel regresyon teknikleri, "sahte regresyon" retebilir (Granger ve Newbold, 1974; Phillips, 1986) ve istatistikler, gerek bir iliřkiden ziyade sadece iliřkili eėilimleri gsterebilir (Al-Qudair, 2005: 34; Magazzino, 2012: 68-69). Oysa bu alıřmada kullanılan Toda ve Yamamoto yntemi, birim kk ve eřbtnleřme testlerinin g ve boyut zelliklerine gre Granger nedensellik testi problemlerini ortadan kaldırır (Zapata ve Rambaldi, 1997: 291). Toda ve Yamamoto testi, bir vektr otoregresif (VAR) modelinin seviyelerde tahmin edilmesini ierir; bu, ilgili zaman serilerinin entegrasyon sırasının yanlıř tanımlanması ve deėiřkenler arasında eř btnleřme ile iliřkili riskleri en aza indiren bir yntemdir (Amiri ve Ventelou, 2012: 542). Toda ve Yamamoto, bir VAR(k+dmax) tahmin edildiėinde, bir VAR(k)'ın parametreleri üzerindeki kısıtlamalar iin Wald testinin asimptotik bir ki-kare daėılımına sahip olduėunu kanıtlamaktadır. Burada dmax, srete meydana geldiėinden řphelenilen maksimum entegrasyon sırasıdır. Buna gre Toda-Yamamoto uzun vadeli nedensellik testi, bir VAR modelindeki (k) optimal gecikme sayısını dmax ile yapay olarak artırır ve Granger nedensellik iin olaėan test istatistiklerinin standart asimptotik daėılıma sahip olmasını saėlar (Caporale ve Pittis, 1999: 27; Wolde-Rufael,

2005: 896). Dolado ve Lütkepohl (1996) farklı bir yaklaşım kullanarak aynı sonucu ispatlamış ve bu testin güç özelliklerini analiz etmişlerdir (Zapata ve Rambaldi, 1997: 291). Toda ve Yamamoto tarafından geliştirilen bu yöntem, Granger nedensellik testinde karşılaşılan engellere takılmadan, durağanlık (aynı dereceden veya farklı dereceden bütünleşik seriler için  $I(0)$ ;  $I(1)$ ;  $I(2)$ ) ve eşbütünleşme (koentegrasyon) ilişkisinin varlığı-yokluğu dikkate alınmaksızın seriler arasındaki nedenselliğin analiz edilmesine imkân sağlamaktadır (Vergil ve Çeştepe, 2006: 38-39; Büyükakın vd., 2009: 110-111).

### 3.1. Ekonometrik Model

Bu çalışma kapsamında Türkiye’de faaliyet gösteren katılım bankalarının konvansiyonel bankacılık sektörü üzerindeki etkisini ortaya koymak amacıyla 2005:Q1-2022:Q2 dönemine ait üç aylık veriler kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki nedensel ilişkiyi ortaya koymak için Toda-Yamamoto nedensellik testinin değiştirilmiş bir versiyonu (MWALD) uygulanmıştır.

Her bir alt değişkenin birbirini etkilemesi her zaman mümkün olmakla birlikte; bu çalışma kapsamında katılım bankacılığını temsil eden bağımsız değişkenlerin konvansiyonel bankacılık sektörünü temsil eden bağımlı değişken üzerindeki etkileri ele alınmaktadır. Modelde yer alan tüm değişkenler (bağımlı-bağımsız) aşağıdaki şekilde gösterilmiştir (Şekil 2).



Şekil 2. Modelde Yer Alan Değişkenler

Not: Şekil PresentationGO ile yazar tarafından düzenlenmiştir.

Bu modelde KNVBM, Türkiye’de faaliyet gösteren konvansiyonel bankaların mevduat hacminin Gayrisafi Yurt İçi Hasıla (GSYH)’ya oranını; KFM, Türkiye’de faaliyet gösteren katılım bankalarının katılım fonlarının GSYH’ye oranını; KFK ise Türkiye’de faaliyet gösteren katılım bankalarının fon kullandırma hacminin GSYH’ye oranını temsil etmektedir. Değişkenlerin doğal logaritmaları alınarak analize tabi tutulmuştur. Değişkenlere ilişkin veri kaynakları aşağıda (Tablo 1) sunulmaktadır.

Tablo 1. Değişken Tanımları

Değişkenler	Tanım	Kaynak
KNVBM	Türkiye’de faaliyet gösteren konvansiyonel bankalarının mevduat hacminin GSYH’ye oranı	BDDK ve TCMB Veri Tabanları
KFM	Türkiye’de faaliyet gösteren katılım bankalarının katılım fon hacminin GSYH’ye oranı	BDDK ve TCMB Veri Tabanları
KFK	Türkiye’de faaliyet gösteren katılım bankalarının fon kullandırma hacminin GSYH’ye oranı	BDDK ve TCMB Veri Tabanları

### 3.2. Toda-Yamamoto Yaklařımı ile Granger Nedensellik Modeli

Bu alıřmada Toda ve Yamamoto (1995) tarafından nerildiđi řekli ile nedensellik testi iin Granger (1969) nedenselliđinin deđiřtirilmiř hali olan Wald testi (MWALD) kullanılmıřtır. Kullanılan yntem seriler arasındaki olası durađanlık uyumsuzluđu veya eř btnleřmeyi gz ardı ederek yukarıda ana hatlarıyla belirtilen klasik Granger nedensellik testinde karřılařılan sorunları nlemektedir (Vergil ve eřtepe, 2006: 38-39; Wolde-Rufael, 2006: 1110; Bykakin vd., 2009: 110-111). Toda ve Yamamoto yaklařımı, Granger nedensellik testlerinde olduđu gibi birinci fark I(1) yerine I(0) dzeyindeki Standart Vektr Otoregresif Modeline uyar. Bylece serilerin entegrasyon sırasının olası yanlış tanımlanmasıyla iliřkili riskleri en aza indirir (Mavrotas ve Kelly, 2001).

Bu yaklařımın temel fikri, VAR modelinde uygun gecikme seviyesinin (k) belirlenmesi ve belirlenen gecikmeye en yksek integreye sahip deđiřkenin integre seviyesinin ( $d_{max}$ ) ilave edilerek yapay olarak arttırılmasına dayanmaktadır. Ardından bir ( $k + d_{max}$ )inci VAR sırası hesaplanır ve son gecikmeli  $d_{max}$  vektrnn katsayıları ihmal edilir (Caporale ve Pittis, 1999: 27; Wolde-Rufael, 2004: 71, 2005: 896, 2006: 1110). Toda ve Yamamoto (1995) prosedrnn uygulanması, Granger nedenselliđi iin olađan test istatistiđinin, geerli ıkarımın yapılabileceđi standart asimptotik dađılıma sahip olmasını sađlar (Wolde-Rufael, 2006: 1110).

Granger nedensellik testinin Toda ve Yamamoto (1995) versiyonunu uygulamak iin, bu alıřmadaki model ařađıda VAR sisteminde gsterilmiřtir. Konvansiyonel bankacılık sektrnn bađımlı deđiřken olarak temsil edildiđi model Denklem (1) ile gsterilmiřtir:

$$\begin{aligned}
 KNVBM_t = & \psi_0 + \sum_{i=1}^k \psi_{1i} KNVBM_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \psi_{2j} KNVBM_{t-j} + \sum_{i=1}^k \lambda_{1i} KFM_{t-i} \\
 & + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \lambda_{2j} KFM_{t-j} + \sum_{i=1}^k \xi_{1i} KFK_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \xi_{2j} KFK_{t-j} + \lambda_{2t}
 \end{aligned} \quad (1)$$

Katılım bankalarına iliřkin KFM ve KFK deđiřkenlerinin bađımlı deđiřken olduđu modeller ise sırasıyla Denklem (2) ve Denklem (3)'te gsterilmiřtir.

$$\begin{aligned}
 KFM_t = & \wp_0 + \sum_{i=1}^k \wp_{1i} KFM_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \wp_{2j} KFM_{t-j} + \sum_{i=1}^k \varsigma_{1i} KNVBM_{t-i} \\
 & + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \varsigma_{2j} KNVBM_{t-j} + \sum_{i=1}^k \xi_{1i} KFK_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \xi_{2j} KFK_{t-j} + \lambda_{5t}
 \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned}
 KFK_t = & \ell_0 + \sum_{i=1}^k \ell_{1i} KFK_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \ell_{2j} KFK_{t-j} + \sum_{i=1}^k \wp_{1i} KNVBM_{t-i} \\
 & + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \wp_{2j} KNVBM_{t-j} + \sum_{i=1}^k \xi_{1i} KFM_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \xi_{2j} KFM_{t-j} + \lambda_{6t}
 \end{aligned} \quad (3)$$



Denklem (1)'de, KFM ve KFK'den KNVBM'ye Granger nedenselliği  $\lambda_{1i} \neq 0 \forall_i$  ve  $\xi_{1i} \neq 0 \forall_i$ ; Denklem (2)'de, KNVBM ve KFK'den KFM'ye Granger nedenselliği  $\zeta_{1i} \neq 0 \forall_i$  ve  $\xi_{1i} \neq 0 \forall_i$  ve son olarak Denklem (3)'de, KNVBM ve KFM'den KFK'ye Granger nedenselliği  $\phi_{1i} \neq 0 \forall_i$  ve  $\xi_{1i} \neq 0 \forall_i$  şeklindedir. Model, görünüşte ilgisiz regresyon (SUR) kullanılarak tahmin edilmektedir (Rambaldi ve Doran, 1996; Wolde-Rufael, 2005: 896, 2006: 1110).

#### 4. Bulgular

Çalışmada öncelikle Toda-Yamamoto nedensellik testi için temel hazırlık analizleri yapılmış, ardından da nedensellik testlerinden elde edilen bulgular sunulmuştur. Toda-Yamamoto nedensellik testi analizler açısından birim kök sayısına duyarsız olmakla birlikte [birinci farkta I(1) durağanlık şartı yoktur] maksimum eşbütünleşme derecesinin ( $d_{max}$ ) elde edilebilmesi için birim kök testlerine ihtiyaç duyulmaktadır. Serilerin durağanlığını test etmek amacıyla yapılan Phillips-Perron (PP) ve Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi sonuçları sırasıyla Tablo 2 ve Tablo 3'te verilmiştir.

**Tablo 2. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testleri**

	Seviyede			Birinci Farklar		
	KFK	KFM	KNVBM	KFK	KFM	KNVBM
Sabitli	-2.9103**	-1.3302	-3.6501***	-8.4574***	-9.7993***	-12.5503***
Sabitli ve Trendli	-2.7864	-3.2599*	-5.1647***	-9.7354***	-9.6648***	-12.2098***

**Not:** Kritik değerler MacKinnon'dan (2010) alınmıştır. \*\*\*, \*\* ve \* simgeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde birim kök boş hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Kısaltma gecikmesi Newey-West otomatik kısaltma gecikme seçimi ile seçilmiştir.

**Tablo 3. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testleri**

	Seviyede			Birinci Farklar			İkinci Farklar		
	KFK	KFM	KNVBM	KFK	KFM	KNVBM	KFK	KFM	KNVBM
Sabitli	-2.7032*	-1.5554	-2.9173**	-3.2294**	-2.2969	-2.3947	-	-19.7036***	-24.2522***
Sabitli ve Trendli	-2.3765	-2.9706	-3.5621**	-3.6423**	-2.3095	-2.6963	-	-19.5290***	-24.1877***

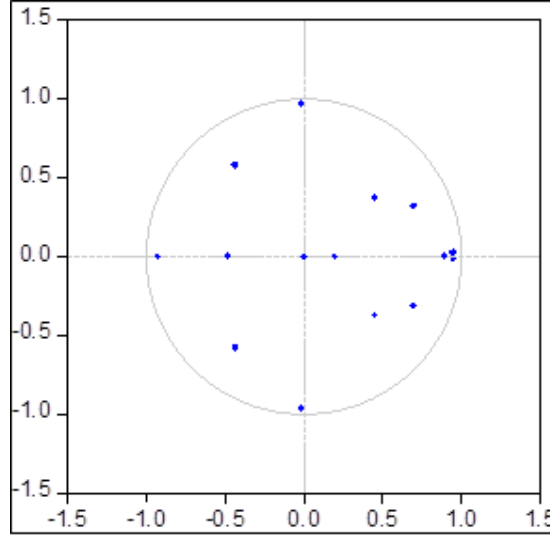
**Not:** Kritik değerler MacKinnon'dan (2010) alınmıştır. \*\*\*, \*\* ve \* simgeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde birim kök boş hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Kısaltma gecikmesi Newey-West otomatik kısaltma gecikme seçimi ile seçilmiştir.

Tablo 2 ve Tablo 3'te yer alan sonuçlar incelendiğinde, birim kök testlerinin farklı sonuçlar verdiği görülmektedir. Phillips-Perron (PP) birim kök testinde değişkenler seviyede farklı derecelerde durağan bulunmakla birlikte, birinci farkta tüm seriler durağan hale gelmektedir I(1). ADF testinde ise KNVBM seviyede durağan (%5 ve %1 önem seviyesinde) iken birinci farklarında sadece KFK durağan hale gelmektedir I(1). Diğer değişkenler (KFM ve KNVBM) ikinci seviyede durağan hale gelmektedir I(2). Bu nedenle, maksimum bütünleşme derecesi 2 olarak alınmıştır ( $d_{max} = 2$ ).

Toda ve Yamamoto (1995) metodu daha önce de açıklandığı gibi VAR modelinde uygun gecikme seviyesinin (k) belirlenmesi ve belirlenen gecikmeye en yüksek integrale sahip değişkenin integrale seviyesinin ( $d_{max}$ ) ilave edilerek yapay olarak artırılmasına dayanmaktadır.

Buna gre bu ařamada gecikme uzunluęu tespit edilecektir. alıřmada gecikme uzunluęu 3 olarak tahmin edilmiř ( $k = 3$ ) ve buna maksimum btnleřme derecesi ( $d_{max} = 2$ ) ilave edilerek Toda ve Yamamoto (1995) testi uygulanmıřtır ( $k + d_{max}$ ).

Nedensellik analizlerine gemeden nce son olarak istikrar kořulu, otokorelasyon ve deęiřen varyans problemi ile normallik varsayımı incelenmiřtir. Őekil 3'te grldę zere, AR karakteristik polinomunun ters kkleri birim ember ierisinde yer almakta olup; tahmin edilen model istikrar kořulunu saęlamaktadır.



Őekil 3. AR Karakteristik Polinomunun Ters Kkleri

Modelde otokorelasyon probleminin olup olmadıęı arařtırılmıř ve bu amala yapılan otokorelasyon LM testine iliřkin sonular Tablo 4'te verilmiřtir. Otokorelasyon analizi sonuları, modelde otokorelasyon probleminin olmadıęını ortaya koymaktadır.

Tablo 4. Otokorelasyon LM Test Sonuları

Gecikme	LM İstatistięi	Prob.
1	3,180478	0,9567
2	6,337735	0,7057
3	2,760319	0,9730
4	13,27115	0,1507
<b>5</b>	<b>5,287671</b>	<b>0,8085</b>
6	5,495607	0,7891

Modelde deęiřen varyans probleminin varlıęını belirlemek iin yapılan test sonuları tablo 5'te yer almaktadır. Tablo 5'te yer alan sonular, deęiřen varyans probleminin olmadıęına iřaret etmektedir.

Tablo 5. Deęiřen Varyans Testi

Ki-kare	Serbestlik D. (df)	Prob.
186,1887	180	0,3603

Normallik varsayımı için yapılan test sonuçları Tablo 6'da yer almaktadır. Test sonuçlarına bakıldığında,  $p > 0,05$  olduğu için normallik varsayımı sağlanmaktadır.

**Tablo 6. Normallik Varsayımı**

Bileşenler	Jarque-Bera	Serbestlik D. (df)	Prob.
1	10,36494	2	0,0056
2	1,107856	2	0,5747
3	0,446561	2	0,7999
Birleşik	11,91936	6	0,0638

Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi için uygun gecikme uzunluğu; VAR modeli için belirlenen optimal gecikme uzunluğuna ( $k = 3$ ), değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesi ( $d_{\max} = 2$ ) eklenerek ( $k + d_{\max} = 5$ ) olarak belirlenmiştir. Toda ve Yamamoto nedensellik testinden elde edilen sonuçlar Tablo 7'de gösterilmiştir.

**Tablo 7. Granger Nedensellik Testi (Toda-Yamamoto Yöntemiyle)**

Modeller	Ki-kare	P-değeri	Nedenselliğin Yönü		
Denklem (1)	12,74433	0,0052***	KFM	→	KNVBM
Denklem (1)	12,00863	0,0074***	KFK	→	KNVBM
Denklem (2)	8,193536	0,0422**	KNVBM	→	KFM
Denklem (3)	6,415624	0,0931	KNVBM	Yok	KFK

**Not:** \*\*\*, \*\* ve \* simgeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyelerini belirtmektedir.

Granger nedensellik sonuçları incelendiğinde katılım bankalarının hem fon hacmi hem de fon kullandırma hacminin konvansiyonel bankacılık mevduat hacmi üzerinde etkisi bulunmaktadır. Çünkü KFM ve KFK'den KNVBM'da doğru %1 önem düzeyinde nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Buna karşı KNVBM'den KFM'ye doğru %5 önem düzeyinde nedensellik ilişkisi bulunurken, KNVBM'den KFK'ye doğru bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Tüm bu sonuçlar katılım bankalarının konvansiyonel bankacılık üzerinde etkili olduğunu aynı zamanda konvansiyonel bankacılığın da katılım bankacılığı üzerinde katılım fon hacmi açısından bir etkisinin olduğunu göstermektedir. Çalışmada bağımsız değişken olarak konvansiyonel bankacılık alanına ait mevduat hacmi kullanılmıştır. Daha sonra yapılacak olan çalışmalarda konvansiyonel banka kredi hacmi üzerindeki etkiye de ayrıca bakılabilir.

## 5. Değerlendirme ve Sonuç

Finansal sistemlerin işleyişinde yer aldığı düşünülen faiz kavramının reddedildiği İslami finansal sistem ve İslami bankacılık sektörü İslam ülkelerinde ağırlıklı olmak üzere alternatif bir model önerisi sunmaktadır. Faiz ve faiz temelli tüm ürünlerin, aşırı belirsizlik içeren türev ürünlerin yer almadığı, temelinde ticari bir faaliyetin ve risk paylaşımının yer aldığı İslami finansal sistem ve bu sistemin önemli bir oyuncusu olan İslami bankacılık, İslam ülkelerinin ekonomik büyüme ve kalkınma süreçlerinde önemli bir görev üstlenmektedir. Türkiye gibi konvansiyonel bankacılıkla İslami bankacılığın aynı piyasa içerisinde ürün ve hizmetlerini

sunduđu ve aynı piyasada rekabet iliřkisi ierisinde buldukları yapılar da iki bankacılık alanının birleriyle etkileřimi kaınılmaz olmaktadır. Bu etkileřim literatürde daha ok ekonomik kalkınmaya hizmet ve kâr/faiz oranlarının etkileřimi aısından ele alınsa da bir diđer önemli bakıř aısı iki sistemin birbirini etkileyip etkilemediđi konusundaki belirsizliktir. İřte bu alıřma İslami bankacılık sisteminin konvansiyonel bankacılık üzerindeki etkisini ele alarak nedensellik iliřkisi aısından konuyu deđerlendirmektedir.

alıřma kapsamında Türkiye’de faaliyet gösteren katılım bankalarının konvansiyonel bankacılık sektörü üzerindeki etkisini ortaya koymak amacıyla 2005:Q1-2022:Q2 dönemine ait üç aylık veriler kullanılarak deđiřkenler arasındaki nedensellik iliřkisi Toda-Yamamoto nedensellik testi ile ortaya konulmuřtur. alıřmada, katılım bankalarının hem katılım fonu hem de fon kullandırma hacminin konvansiyonel bankacılık mevduat hacmi üzerinde etkisi olduđu görülmüřtür. Katılım bankalarının katılım fonu hacmi ve fon kullandırma hacmini temsil eden bađımsız deđiřkenlerden %1 önem düzeyinde konvansiyonel bankacılık mevduat hacmine dođru nedensellik iliřkisinin bulunduđu ortaya konulmuřtur. Ayrıca katılım bankalarının da bir yönüyle konvansiyonel bankalardan etkilendiđi, konvansiyonel bankacılık mevduat hacminden katılım fon hacmine dođru %5 önem düzeyinde nedensellik iliřkisi bulunduđu görülmüřtür.

Tüm bu sonuçlar, katılım bankalarının konvansiyonel bankacılık üzerinde etkili olduđunu, aynı zamanda konvansiyonel bankacılıđın da katılım bankacılıđı üzerinde mevduat hacmi aısından bir etkisinin olduđunu göstermektedir. Literatür deđerlendirmesinde de bahsedildiđi gibi İslami bankacılık ve ekonomik büyüme arasındaki iliřkiyi ele alan pek ok alıřma bulunmakla birlikte, bu alıřmaların pek ođu İslami bankalar ile katılım bankalarının getirileri arasındaki iliřkileri ele almaktadır. Bu alıřmada ise literatürde yer alan katılım bankaları konvansiyonel banka iliřkilerine yeni bir bakıř aısı getirerek literatür zenginleřtirilmektedir. alıřma İslami bankalar (katılım bankaları) ile konvansiyonel bankalar arasındaki iliřkiyi farklı bir aıdan ele alması aısından literatüre önemli bir katkıda bulunmaktadır. alıřma aynı zamanda katılım bankalarının, bankacılık sektörü aısından önemini ortaya koymakta ve katılım bankacılıđı alanına son dönemde verilen önemin ve geliřtirme adımlarının dođruluđunu teyit etmektedir. Karar alıcıların katılım bankalarının geliřim sürecine destek vermeleri ve Türkiye’de katılım bankacılıđının geliřimi konusunda yeni projeler ortaya koymaları önemlidir. Önerilen bu politika, özelde Türkiye örneđi üzerinde, genelde tüm İslam cođrafyasında bankacılık sektörünün geliřmesine, finansal imkânların artmasına ve eřitlenmesine bađlı olarak ekonomik kalkınma sürecine daha fazla katkıda bulunulmasına zemin hazırlayacaktır. alıřmada Türkiye üzerinden bir analiz yapılmıř olup benzer analizlerin farklı ülkeler için de yapılarak literatürün daha da zenginleřtirilmesi önem arz etmektedir. Yapılacak olan alıřmalarda konvansiyonel bankacılık mevduat hacmi yanında konvansiyonel bankacılık kredi hacminin de ayrıca dikkate alınması önerilmektedir.

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

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

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

Yazar, makalenin tamamına yalnız kendisinin katkı sađlamıř olduđunu beyan eder.

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

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

## Kaynakça

- Abduh, M. and Omar, M.A. (2012). Islamic banking and economic growth: The Indonesian experience. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 5(1), 35-47. <https://doi.org/10.1108/17538391211216811>
- Agustina, M., Majid, M.S.A., Musnadi, S., Faisal, F., Hafasnuddin, H. and Suriani, S. (2022). *Islamic banking, economic growth, and poverty reduction in Indonesia*. Paper presented at the 2022 International Conference on Decision Aid Sciences and Applications (DASA). Chiangrai, Thailand. Retrieved from <https://ieeexplore.ieee.org/abstract/document/9765089>
- Ahmad, Z. (1984). *Concept and models of Islamic Banking: An Assessment*. Paper presented at the Seminar on Islamization of Banking, Karachi, Pakistan.
- Al-Qudair, K.H. (2005). The relationship between government expenditure and revenues in the Kingdom of Saudi Arabia: Testing for cointegration and causality. *Economics and Administration*, 19(1). Retrieved from <https://www.kau.edu.sa/>
- Amiri, A. and Ventelou, B. (2012). Granger causality between total expenditure on health and GDP in OECD: Evidence from the Toda–Yamamoto approach. *Economics Letters*, 116(3), 541-544. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.040>
- BDDK. (2022). *Aylık Bankacılık Sektörü Verileri* [Veri Seti] Erişim adresi: <https://www.bddk.org.tr/BultenAylık>
- Belkhaoui, S. (2022). Banking system and economic growth linkages in MENA region: Complementarity and substitutability between Islamic and conventional banking. *Journal of Islamic Accounting and Business Research*, Advance online publication. <https://doi.org/10.1108/JIABR-03-2021-0091>
- Büyükkakin, F., Bozkurt, H. ve Cengiz, V. (2009). Türkiye’de parasal aktarımın faiz kanalının Granger nedensellik ve Toda-Yamamoto yöntemleri ile analizi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33, 101-118. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/erciyesiibd/>
- Campbell, J.Y. and Mankiw, N.G. (1987). Are output fluctuations transitory? *The Quarterly Journal of Economics*, 102(4), 857-880. <https://doi.org/10.2307/1884285>
- Caporale, G.M. and Helmi, M.H. (2018). Islamic banking, credit, and economic growth: Some empirical evidence. *International Journal of Finance & Economics*, 23(4), 456-477. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1632>
- Caporale, G.M. and Pittis, N. (1999). Efficient estimation of cointegrating vectors and testing for causality in vector autoregressions. *Journal of Economic Surveys*, 13(1), 1-35. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00073>
- Chachi, A. (2005). Origin and development of commercial and Islamic banking operations. *Journal of King Abdulaziz University: Islamic Economics*, 18(2), 3-25. Retrieved from <https://iaif.ir/>
- Chong, B.S. and Liu, M.-H. (2009). Islamic banking: Interest-free or interest-based? *Pacific-Basin Finance Journal*, 17(1), 125-144. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2007.12.003>
- Dolado, J.J. and Lütkepohl, H. (1996). Making Wald tests work for cointegrated VAR systems. *Econometric Reviews*, 15(4), 369-386. <https://doi.org/10.1080/07474939608800362>
- El-Galfy, A. and Khiyar, K.A. (2012). Islamic banking and economic growth: A review. *Journal of Applied Business Research (JABR)*, 28(5), 943-956. <https://doi.org/10.19030/jabr.v28i5.7236>
- Erdoğan, R.T. (2022). Katılım finans strateji belgesi tanıtım toplantısı. Erişim adresi: <https://www.aa.com.tr/tr/gundem/cumhurbaskani-erdogan-turkiye-yuzuilini-hep-birlikte-ina-edecegiz/2701161#>
- Furqani, H. and Mulyany, R. (2009). Islamic banking and economic growth: Empirical evidence from Malaysia. *Journal of Economic Cooperation & Development*, 30(2). Retrieved from <https://www.sid.ir/>

- Gheeraert, L. (2014). Does Islamic finance spur banking sector development? *Journal of Economic Behavior & Organization*, 103, 4-20. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2014.02.013>
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating casual relations by econometric models and cross spectral. *Econometrica*, 37(3), 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Granger, C.W. and Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7)
- Hamilton, J.D. (1994). *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press.
- Hou, J.-R., Huang, P. and Huang, D. (2006). A unit root test for two time series in China's tourism industry. *Chinese Economy*, 39(6), 39-48. <https://doi.org/10.2753/CES1097-1475390603>
- Imam, P. and Kpodar, K. (2013). Islamic banking: How has it expanded? *Emerging Markets Finance and Trade*, 49(6), 112-137. <https://doi.org/10.2753/REE1540-496X490607>
- Ito, T. (2013). Islamic rates of return and conventional interest rates in the Malaysian deposit market. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 6(4), 290-303. <https://doi.org/10.1108/IMEFM-11-2012-0113>
- Kaleem, A. and Isa, M.M. (2003). Causal relationship between Islamic and conventional banking instruments in Malaysia. *International Journal of Islamic Financial Services*, 4(4), 1-8. Retrieved from <http://www.iaif.ir/>
- Kavoossi, M. (1993). Islamic economy and economic growth: The case of Iran. In M.E. Kreinin (Ed.), *International commercial policy: Issues for the 1990s* (pp. 253-273). UK: Taylor & Francis.
- Kazak, H. ve Okka, O. (2022). *İslami finans ekonomik kalkınma ve sosyal barış* (1. bs.). Ankara: Nobel Akademik Yayıncılık.
- Khan, M.S. (1986). Islamic interest-free banking: A theoretical analysis. *Staff Papers*, 33(1), 1-27. <https://doi.org/10.2307/3866920>
- Lebdaoui, H. and Wild, J. (2016). Islamic banking presence and economic growth in Southeast Asia. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 9(4), 551-569. <https://doi.org/10.1108/IMEFM-03-2015-0037>
- Lee, S.-P., Auzairy, N.A., Isa, M. and Choong, C.-K. (2017). Dynamic relation between Islamic and conventional lending rates in Malaysia. *Afro-Asian Journal of Finance and Accounting*, 7(1), 65-83. <https://doi.org/10.1504/AAJFA.2017.082929>
- Liaqat, O., Nizam, K., Saghir, W. and Lakho, A. (2021). The causality between TDRs returns of Islamic banks and conventional banks in Pakistan pre & post-crisis. *Competitive Social Science Research Journal*, 2(4), 159-173. Retrieved from <https://www.cssrjournal.com/>
- MacKinnon, J.G. (2010). *Critical values for cointegration tests* (Queen's Economics Department Working Paper No. 1227). Retrieved from <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/67744/1/616664753.pdf>
- Magazzino, C. (2012). The twin deficits phenomenon: Evidence from Italy. *Journal of Economic Cooperation and Development*, 33(3), 65-80. Retrieved from <https://papers.ssrn.com/>
- Mavrotas, G. and Kelly, R. (2001). Old wine in new bottles: Testing causality between savings and growth. *The Manchester School*, 69, 97-105. <https://doi.org/10.1111/1467-9957.69.s1.6>
- Mensi, W., Hammoudeh, S., Tiwari, A.K. and Al-Yahyaee, K.H. (2020). Impact of Islamic banking development and major macroeconomic variables on economic growth for Islamic countries: Evidence from panel smooth transition models. *Economic Systems*, 44(1), 100739. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2019.100739>
- Mohd Yusoff, Z.Z. and Azhar, N.L. (2019). Relationship between conventional and Islamic interbank rates of a dual banking system in Malaysia, Middle East, and Western countries. *Journal of International Business, Economics and Entrepreneurship (JIBE)*, 4(2), 38-45. <https://doi.org/10.24191/jibe.v4i2.14313>

- Mushafiq, M. and Sehar, T. (2021). Reality of short-term causality of Islamic and conventional banking term deposit rates in Pakistan. *Asian Journal of Economics and Banking*, 5(1), 66-78. <https://doi.org/10.1108/AJEB-10-2020-0072>
- Nelson, C.R. and Plosser, C.R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10(2), 139-162. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(82\)90012-5](https://doi.org/10.1016/0304-3932(82)90012-5)
- Okka, O. ve Kazak, H. (2021). *İslâmî finansal yönetim sistem ve uygulama (Konvansiyonel finansla mukayeseli)* (2. bs.). Ankara: Nobel Akademik Yayıncılık.
- Pew. (2015). *The future of world religions: Population growth projections, 2010-2050* (Pew Research Center Report). Retrieved from <https://www.pewresearch.org/religion/2015/04/02/religious-projections-2010-2050>
- Phillips, P.C. (1986). Understanding spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 33(3), 311-340. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90001-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90001-1)
- Rambaldi, A.N. and Doran, H.E. (1996). *Testing for Granger non-casuality in cointegrated systems made easy* (Working Papers in Econometrics and Applied Statistics Department of Econometrics, University of New England. No. 88). Retrieved from <https://www.aliciarambaldi.net/doc/wp88.pdf>
- Rashid, A., Yousaf, S. and Khaleeqzaman, M. (2017). Does Islamic banking really strengthen financial stability? Empirical evidence from Pakistan. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 10(2), 130-148. doi:10.1108/IMEFM-11-2015-0137
- Rauf, M.U. and Malik, Q.A. (2014). Term deposit returns and profitability-a comparative study of Islamic and conventional banking efficiency in Pakistan. *Middle-East Journal of Scientific Research*, 19(3), 127-266. doi:10.5829/idosi.mejsr.2014.19.3.13598
- Refinitiv, I. (2021). *Islamic finance development report 2021*. Retrieved from <https://www.refinitiv.com/en/resources/special-report/islamic-finance-development-report>
- Ritchey, K. (2015). *Number of Muslims worldwide expected to nearly equal number of Christians by 2050; Religiously unaffiliated will make up declining share of World's population* (Pew Research Center Report). Retrieved from <https://www.pewresearch.org/religion/2015/04/02/number-of-muslims-worldwide-expected-to-nearly-equal-number-of-christians-by-2050-religiously-unaffiliated-will-make-up-declining-share-of-worlds-population/>
- Rizvi, S.A.R., Narayan, P.K., Sakti, A. and Syarifuddin, F. (2020). Role of Islamic banks in Indonesian banking industry: An empirical exploration. *Pacific-Basin Finance Journal*, 62, 101117. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2019.02.002>
- RW. (2022). Religion of the world. Retrieved from <https://countrymeters.info/en/World#religion>
- Saeed, S.M., Abdeljawad, I., Hassan, M.K. and Rashid, M. (2021). Dependency of Islamic bank rates on conventional rates in a dual banking system: A trade-off between religious and economic fundamentals. *International Review of Economics & Finance*, Advance online publication. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2021.09.013>
- Saeid, H. (2005). The role of Islamic banks in economic growth: The case of Jordan. In M. Iqbal and A. Ahmad (Eds.), *Islamic finance and economic development* (pp. 202-220). London: Palgrave Macmillan.
- Salihoğlu, E. (2022). Türkiye’de katılım bankacılığı büyüklüğünü etkileyen seçilmiş faktörler üzerine bir analiz. *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 7(IERFM Özel Sayısı), 211-234. doi:10.30784/epfad.1148425
- Sekmen, T. (2021). Islamic banking and economic growth in the dual banking system. *Optimum Ekonomi ve Yönetim Bilimleri Dergisi*, 8(1), 183-196. <https://doi.org/10.17541/optimum.821478>
- Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)

- Ullah, A., Zhao, X., Kamal, M.A., Riaz, A. and Zheng, B. (2021). Exploring asymmetric relationship between Islamic banking development and economic growth in Pakistan: Fresh evidence from a non-linear ARDL approach. *International Journal of Finance & Economics*, 26(4), 6168-6187. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2115>
- Vergil, H. ve eřtepe, H. (2006). Dođrudan yabancı yatırımlar ve reel döviz kuru: Bir nedensellik analizi. *İMKB Dergisi*, 9(34), 37-46. Eriřim adresi: <https://www.elsevier.com/journals/borsa-istanbul-review/2214-8450/open-access-journal>
- Wolde-Rufael, Y. (2004). Disaggregated industrial energy consumption and GDP: The case of Shanghai, 1952–1999. *Energy Economics*, 26(1), 69-75. [https://doi.org/10.1016/S0140-9883\(03\)00032-X](https://doi.org/10.1016/S0140-9883(03)00032-X)
- Wolde-Rufael, Y. (2005). Energy demand and economic growth: The African experience. *Journal of Policy Modeling*, 27(8), 891-903. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2005.06.003>
- Wolde-Rufael, Y. (2006). Electricity consumption and economic growth: A time series experience for 17 African countries. *Energy Policy*, 34(10), 1106-1114. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2004.10.008>
- WPR. (2022). Muslim population by country 2022. Retrieved from <https://worldpopulationreview.com/country-rankings/muslim-population-by-country>
- Yusof, R.M., Bahlous, M. and Tursunov, H. (2015). Are profit sharing rates of mudharabah account linked to interest rates? An investigation on Islamic banks in GCC countries. *Jurnal Ekonomi Malaysia*, 49(2), 77-86. <http://dx.doi.org/10.17576/JEM-2015-4902-07>
- Yüksel, S. and Canöz, İ. (2017). Does Islamic banking contribute to economic growth and industrial development in Turkey. *İkonomika*, 2(1), 93-102. <https://doi.org/10.24042/febi.v2i1.945>
- Zapata, H.O. and Rambaldi, A.N. (1997). Monte Carlo evidence on cointegration and causation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59(2), 285-298. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00065>



## IS ISLAMIC BANKING EFFECTIVE ON CONVENTIONAL BANKING? A CAUSALITY ANALYSIS ON THE CASE OF TÜRKİYE

### EXTENDED SUMMARY

#### The Aim of the Study

The importance of Islamic finance and its sub-branch, Islamic banking, which emerged on a modest scale in Egypt in the 1960s and whose volume has been growing all over the world, especially in Islamic countries, is increasing day by day. Due to this importance, studies on the relationship between Islamic banking activities, which have an important place in financial systems, and the banking sector -especially the conventional banking sector- will contribute to the qualified growth of this field. In this paper, the effect of the volume of the participation banking sector on the volume of the conventional banking sector and the causal relationship between them are discussed. The main purpose of this paper is to contribute to the strengthening of the Islamic banking field at micro scale and all banking activities that are the basis of the financial system at macro scale, thus contributing to the economic growth and development process as the ultimate goal, by clearly demonstrating this relationship through the example of Türkiye.

#### Literature Review

Although there are many studies in the literature dealing with the relationship between Islamic banking and economic growth, there are relatively few studies on the impact of Islamic banking on the whole banking and especially on conventional banking. An important group of these studies deals with the relations between the returns of Islamic banks and participation banks. The aim of these studies is to reveal the relationship between the interest rates of conventional banks and the profit rates of participation banks. As an example of these; Kaleem and Isa (2003); Chong and Liu (2009); Ito (2013); Rauf and Malik (2014); Yusof et al. (2015); Lee et al. (2017); Mohd Yusoff and Azha (2019); Mushafiq and Sehar (2021); Liaqat et al. (2021); Saeed et al. (2021) studies can be given. Studies dealing with the impact of Islamic banks on the entire banking sector and on conventional banks in particular are very few in the literature, and the literature should be supported with new studies. The following studies can be given as examples of a small number of studies. Gheeraert (2014), Rashid vd. (2017), Rizvi vd. (2020), Belkhaoui (2022), vd. This study is important in terms of filling the important gap in the literature.

#### Methodology

In this study, quarterly data of banks operating in Türkiye (conventional and participation banks) for the period 2005:Q1-2022:Q2 were used in order to reveal the possible effects of participation banks on the entire banking sector and the conventional banking sector in particular. The variables used in the study are: CNVBM, the ratio of deposit volume of conventional banks operating in Türkiye to Gross Domestic Product (GDP); KFM is the ratio of fund volume of

participation banks operating in Türkiye to Gross Domestic Product (GDP), and KFK is the ratio of fund disbursement volume of participation banks operating in Türkiye to Gross Domestic Product (GDP). The natural logarithms of the variables were taken and analyzed. A modified version of the Toda and Yamamoto, (1995) long-term causality test was applied to understand the causal relationship between the variable.

### **Findings**

As a result of the analysis, it has been revealed that both participation funds and fund disbursement volume of fund disbursement of participation banks have an effect on the conventional banking deposit volume. According to this; KNVBM from KFM and KFK have a causal relationship at the correct 1% significance level. On the other hand, while there was a causal relationship at the 5% significance level from KNVBM to KFM, no causality relationship was found from KNVBM to KFK. All these results show that participation banks have an impact on conventional banking and total banking, and that conventional banking also has an impact on participation banking in terms of deposit volume.

### **Conclusion**

As a result of the analysis, it has been revealed that participation banks have an effect on conventional banking, and that conventional banking has an effect on participation banking in terms of deposit volume. This paper makes an important contribution to the literature in terms of considering the relationship between Islamic banks (participation banks) and conventional banks from a different perspective. The study also reveals the importance of participation banks in terms of the banking sector. The results of the study confirm the importance given to the field of participation banking in the recent period and the correctness of the steps taken in terms of contributing to the development of this field. It is important for decision makers to support the development process of participation banks and to put forward new projects for the development of participation banking in Türkiye. The study is an evaluation of the subject through the example of Türkiye, and it is important to enrich the literature by making similar analyzes in other Islamic countries.