

JOURNAL OF RESEARCH IN ECONOMICS, POLITICS & FINANCE

EKONOMİ, POLİTİKA & FİNANS
ARAŞTIRMALARI DERGİSİ



Volume: 8

Issue: 3

2023

e-ISSN: 2587-151X

EKONOMİ, POLİTİKA & FİNANS ARAŞTIRMALARI DERGİSİ

Journal of Research in Economics, Politics & Finance

EDITORIAL BOARD / EDİTÖR KURULU

Editor in Chief / Baş Editör

Prof. Ersan Ersoy
Uşak University, Turkey

Associate Editor / Yardımcı Editör

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

ADVISORY EDITORIAL BOARD / BİLİM KURULU

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

Editorial Assistant / Sekreteryä

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

Peer-reviewed, Scientific and Quarterly

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

Abstract-Ranking-Indexing / Taradığımız İndeksler ve Veri Tabanları

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

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

Contact / İletişim: epfjournal@gmail.com

Year: 2023, Volume: 8, Issue: 3, September / Yıl: 2023, Cilt: 8, Sayı: 3, Eylül

ISSN: 2587-151X

PUBLICATION POLICY

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

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

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

Review Process and Acceptation Conditions:

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

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

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

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

Copyright: Journal of Research in Economics, Politics & Finance is licensed under a [Creative Commons Attribution 4.0 International License \(CC BY 4.0\)](#). The authors retain the copyright and all publication rights without restriction. Authors retain copyright and grant the journal right of first publication with the work simultaneously licensed under a Creative Commons Attribution License that allows others to share the work with an acknowledgment of the work's authorship and initial publication in this journal. Authors are able to enter into separate, additional contractual arrangements for the non-exclusive distribution of the journal's published version of the work (e.g., post it to an institutional repository or publish it in a book), with an acknowledgment of its initial publication in this journal. Licensees may copy, distribute, display and perform the work and make derivative works and remixes based on it only if they give the author or licensor the credits (attribution) in the manner specified by these.

YAYIN POLİTİKASI

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

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

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

Hakem Değerlendirme Süreci ve Makale Kabul Koşulları:

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

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

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

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

REFEREES OF THIS ISSUE / BU SAYIDA KATKISI OLAN HAKEMLER

Coşkun Akdeniz

Göktuğ Akkaya

Şükrü Apaydın

Mehmet Aydın

Murat Belke

Ömer Faruk Biçen

Oğuzhan Bozatlı

Gözde Bozkurt

Elif Makbule Çekici

Hamza Çeştepe

Miraç Fatih İlgün

Hüseyin Karamelikli

Turgay Münyas

Hüseyin Özdemir

Mehmet Özcan

Ercan Özen

Erdem Seçilmiş

Elif Bacha Simões

Hayal Ayça Şimşek

Bilgehan Tekin

Nurgül Topallı

İbrahim Yağlı

Mustafa Yıldırım

Tekirdağ Namık Kemal University

Dokuz Eylül University

Nevşehir Hacı Bektaş Veli University

Sakarya University

Burdur Mehmet Akif Ersoy University

Balıkesir University

Osmaniye Korkut Ata University

Beykent University

Marmara University

Zonguldak Bülent Ecevit University

Erciyes University

Karabük University

İstanbul Okan University

Atılım University

Karamanoğlu Mehmetbey University

Uşak University

Hacettepe University

Akdeniz University

Dokuz Eylül University

Çankırı Karatekin University

Nevşehir Hacı Bektaş Veli University

Nevşehir Hacı Bektaş Veli University

Akdeniz University

CONTENTS / İÇİNDEKİLER

Research Papers / Araştırma Makaleleri

The Relationship between Bank Capital, Risk-Taking and Profitability: Fresh Evidence from Panel Quantile Approach / <i>Banka Sermayesi, Risk Alma ve Kârlılık İlişkisi: Panel Kantil Yaklaşımından Yeni Kanıtlar</i>	
Selim Güngör	378-403
The Effects of Common Macroeconomics Factors on U.S. Stock Returns / <i>Ortak Makroekonomi Faktörlerinin ABD Hisse Senedi Getirileri Üzerindeki Etkileri</i>	
Serkan Şengül	404-424
The Impact of Oil Prices on The Transportation Industry Stock Returns: The Case of the Turkish Equity Market / <i>Petrol Fiyatlarının Ulaştırma Sektörü Hisse Senedi Getirilerine Etkisi: Türkiye Hisse Senedi Piyasası Örneği</i>	
Türker Açıkgoz, Özge Sezgin Alp	425-439
Laboratuvar Deneğinde Gerçek-Emek Görevleri / <i>Real-Effort Tasks in Laboratory Experiments</i> / (Derleme Makale)	
Burak Kağan Demirtaş	440-466
Hisse Senedi Piyasası Oynaklığı Konjonktür Dalgalanmalarını Nasıl Etkiler? Türkiye'den Asimetrik Kanıtlar / <i>How Does Stock Market Volatility Affect Business Cycles? Asymmetric Evidence from Türkiye</i>	
Veysel Karagöl	467-481
Kurumsal Yönetim ve Kâr Payı Dağıtım Politikası: Borsa İstanbul'da Bir Uygulama / <i>Corporate Governance and Dividend Payout Policy: Evidence from Borsa Istanbul</i>	
Gökhan Özer, İlhan Çam, Sedat Çerez	482-497
Feldstein-Horioka Hipotezinin Türkiye Ekonomisi İçin Sınanması: RALS Yaklaşımından Kanıtlar / <i>Testing of the Feldstein-Horioka Hypothesis for the Turkish Economy: Evidence from the RALS Approach</i>	
Onur Şeyranlıoğlu	498-518
Bitcoin'in Çeşitlendirme ve Riski Dengeleme Kapiliyeti / <i>Diversification and Hedging Capability of Bitcoin</i>	
Gökhan Berk Özbek	519-538
Sosyal Transfer Harcamalarının Hanehalkı Tüketim Harcama Yapısı Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği / <i>The Effect of Social Transfer Expenditures on Household Consumption Expenditure Structure: The Case of Turkey</i>	
Semih Çağan	539-552
Feldstein-Horioka Hipotezinin Ekonomik Küreselleşme İle Yeniden Ele Alınması: Gelişmekte Olan Ülkelerden Kanıtlar / <i>Revisiting The Feldstein-Horioka Hypothesis with Economic Globalization: Evidence from Developing Countries</i>	
Fatih Yeter	553-577
Politik İstikrar ve Demokrasi Finansal Gelişme Üzerinde Etkili mi? Sahra-Altı Afrika Ülkelerinden Kanıtlar / <i>Are Political Stability and Democracy Effective on Financial Development? Evidences from Sub-Saharan African Countries</i>	
Hakan Yıldırım, İnan Akdağ	578-596

THE RELATIONSHIP BETWEEN BANK CAPITAL, RISK-TAKING AND PROFITABILITY: FRESH EVIDENCE FROM PANEL QUANTILE APPROACH

Banka Sermayesi, Risk Alma ve Kârlılık İliřkisi: Panel Kantil Yaklařımından Yeni Kanıtlar

Selim GÜNGÖR*

Abstract

This study aims to reveal the relationship between bank capital (BC), risk-taking, and profitability for commercial banks in Turkey using panel quantile regression models (QRPD) with non-additive fixed effects (NAFE). Accordingly, we consider the data of 18 commercial banks for 2012-2022. Firstly, we concluded a positive relationship between banks' risk-based capital (RBC) and traditional capital ratios (CR) and return on assets (ROA); in contrast, there is a negative relationship between RBC and risk-weighted assets (RWATA). Secondly, we found a positive relationship between RBC and the loan loss provision ratio (LLPTA) in other periods except the contraction period and between CR and LLPTA in other periods except the expansion period. The findings also showed an inverted U-shaped relationship between RBC and the LLPTA and return on equity (ROE) and an N-shaped relationship between CR and ROE. Lastly, we discovered a positive relationship between RWATA and ROA and ROE, whereas a negative relationship exists between LLPTA and ROA. The findings provide valuable insights into the validity of the moral hazard, cost-skimping, regulatory assumptions, agency, portfolio and risk-bearing profit theories in the commercial banking sector and that risk, capital and profitability indicators are leading factors in banks' stability.

Keywords:

Risk-Taking, Bank Capital, Profitability, Commercial Banks, Panel Quantile

JEL Codes:

C33, G21, G32

Öz

Bu alıřmanın amacı, Türkiye'deki ticari bankalar için banka sermayesi, risk alma ve kârlılık arasındaki iliřkiyi toplamsal olmayan sabit etkili panel kantil regresyon modelleriyle ortaya koymaktır. Bu dođrultuda, 18 ticari bankanın 2012-2022 dönemine ait verileri dikkate alınmıřtır. İlk olarak, bankaların risk bazlı sermaye (RBC) ve geleneksel sermaye (CR) oranları ile aktif kârlılık (ROA) arasında pozitif bir iliřki varken, bankaların risk bazlı sermaye oranları ile risk ađırlıklı varlıkları (RWATA) arasında negatif bir iliřkinin olduđu sonucuna ulařılmıřtır. İkinci olarak, daralma dönemi hariç diđer dönemlerde RBC ile kredi zararları karřılıđı oranı (LLPTA) arasında ve geniřleme dönemi hariç diđer dönemlerde CR ile LLPTA arasında pozitif bir iliřkinin olduđu bulunmuřtur. Bulgular ayrıca RBC ile LLPTA ve özkaynak kârlılıđı (ROE) arasında ters U řeklinde, CR ile ROE arasında ise N řeklinde bir iliřkinin olduđunu göstermiřtir. Son olarak, RWATA ile ROA ve ROE arasında pozitif iliřki varken, LLPTA ile ROA arasında negatif bir iliřkinin olduđu tespit edilmiřtir. Bulgular, ahlaki tehlike, maliyet cimriliđi, düzenleyici varsayımlar, vekâlet, portföy ve risk barındıran kâr teorilerinin ticari bankacılık sektöründe geçerliliđine ve risk, sermaye ve kârlılık göstergelerinin bankaların istikrarı üzerinde öncü faktörler olduđuna iliřkin deđerli bilgiler sunmaktadır.

Anahtar Kelimeler:

Risk Alma, Banka Sermayesi, Kârlılık, Ticari Bankalar, Panel Kantil

JEL Kodları:

C33, G21, G32

*Asst. Prof. Dr., Tokat Gaziosmanpařa University, Resadiye Vocational School, Department of Management and Organisation, Türkiye, selim.gungor@gop.edu.tr, ORCID: 0000-0002-2997-1113

Received Date (Makale Geliř Tarihi): 07.07.2023 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 10.09.2023

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



1. Introduction

The financial system in the world has a unique structure. The commercial banking system is one of the most respected areas of the financial system. The basic structure of the commercial banking system consists of banks obtaining funds at lower interest rates to lend at higher margins. Since the late 1980s, liberalization policies have significantly changed the financial system due to the global financial crisis in 2007-2009, international financial integration, technological transformation, and financial innovation. Therefore, authorities and policymakers have made several regulations to stabilize the banking system depending on their weight in the financial system in the last 30 years (Abbas et al., 2022). These standards cover capital adequacy, banks' operating procedures and principles, and banks' risk management methods and regulations.

The basis of the Basel I standard published in 1988 was the increase in the risk level of the international banking market. Basel I standard focuses on credit risk, market risk, and capital adequacy. Accordingly, banks' capital is divided into three categories: Capital reductions, Tier 1 capital, and Tier 2 capital. A maximum of 50% of the bank's capital is stipulated to consist of Tier 1 capital, and the sum of Tier 1 and Tier 2 capital cannot exceed 100%. In this standard, the minimum capital adequacy ratio is set as 8%, and credit risk is evaluated in five categories as 0%, 10%, 20%, 50%, and 100%, according to the degree of weight (Basel Committee on Banking Supervision [BCBS], 1988). In Basel II, the issues specified in Basel I, in terms of capital subcomponents and minimum capital ratio preserved. This standard eliminates the approach of determining capital adequacy for credit risk based on whether the bank is an OECD member. In the standard market, credit and operational risks determine the capital level (Banking Regulation and Supervision Agency [BRSA], 2005; Demir and Kucukkaplan, 2017). In Basel III, with the provision that Tier 2 capital cannot exceed 100% of Tier 1 capital, Tier 3 capital application is abolished. The elements in Tier 1 capital which is high loss-absorbing potential, are called core capital. The capital conservation buffer introduced by Basel III envisaged gradually added to Tier 1, core, and total capital. This ratio was increased from 2016 until 2019 and finalized in 2019. In addition, a simple, understandable, and non-risk-based leverage ratio, net stable funding ratio, and liquidity coverage ratio introduce to support capital ratios in the standard (BRSA, 2010).

These standards provide a framework for determining the minimum capital banks should hold as a buffer against insolvency and losses. The less capital a bank has, the more it has to lend, which can increase its profitability. Still, it can also make the bank vulnerable to losses and failure, resulting in the need for government financial assistance. In addition, the standards stipulate that banks should enable their management mechanisms to perform self-assessments of their risk exposures and comply with the minimum regulatory capital required for each level of risk exposure. Therefore, the financial system must ensure the optimal balance between BC, risk-taking behaviour, and bank profitability to become resilient against possible risks and increase profitability potential. In this respect, various hypotheses in the banking literature provide justifications for the relationship between BC, risk-taking, and bank profitability. For example, consistent with the view in finance that higher risk leads to higher returns, portfolio theory supports the positive relationship between bank returns and risk-taking behaviour (Markowitz, 1991). The regulatory assumption hypothesis suggests that banks increase their capital levels with increased risk (Iannotta et al., 2007). Similarly, the theory of risk-bearing profit argues that the essential function of an entrepreneur is risk-taking, a function that cannot

be delegated to anyone else, and that profit is a reward for risk-taking. The theory also states that there is some risk inherent in every business venture, given the speculative nature of the business. In banking activities, management has to bear the risk to obtain profit, which is the reward for risk-taking. Therefore, although the degree of risk varies in different businesses, a positive relationship exists between risk-taking behavior and profitability (Mendoza and Rivera, 2017). The moral hazard hypothesis claims that bank managers hold less capital and increase their investments in risky assets (Demirguc-Kunt and Kane, 2002). According to the cost-skipping hypothesis, cost-skipping behavior occurs when an increase in banks' cost efficiency temporarily precedes an increase in bankruptcy risk. Although in the same temporal sequence, this reflects the opposite of bad management behavior (Nguyen and Nghiem, 2015). Agency theory proposes that the relationship between management's interests and shareholders' wealth has always been at the center of organizations (Jensen and Meckling, 1976; Myers, 2001). Based on those mentioned earlier, our study aims to identify the relationship between BC, risk-taking, and profitability for commercial banks in Turkey through QRPD with NAFE models.

This study contributes to the existing literature on the relationship between BC, risk-taking, and profitability in two ways. First, We use risk-based and traditional capital ratios to represent bank capital, RWATA ratio, loan losses provision ratio to represent risk-taking, and ROA and ROE to describe profitability. When the studies testing the relationship between BC, risk-taking, and profitability in commercial banks in Turkey are examined, it seems that the traditional capital ratio variable is frequently used to represent the BC indicator in the studies and the number of the studies using the risk-based capital ratio variable (Okuyan, 2013; Aydin, 2019; Celik and Kaya, 2019; Senol et al., 2019; Yazici and Kandil-Goker, 2019) is limited. Second, no study addresses the issue based on panel quantile models. For this reason, we employ a QRPD with a NAFE model that tests for outliers in the series.

In the following stages of this study, firstly, the studies reached as a result of the literature review are summarised; then, the research findings are explained by including the data set and methodology; and lastly, in the conclusion section, the research findings are interpreted theoretically, and policy recommendations are made by revealing the similar and different aspects of the findings from the studies in the literature.

2. Literature Review

This section summarises the studies in the foreign and national literature on the topic, which guides the creation of the research data set. Among the studies in the foreign literature that investigate the relationship between BC and risk-taking specific to commercial banks, Bunyaminu et al. (2021) found a positive relationship between traditional capital and risk-taking, while Bouheni and Rachdi (2015) and Hoque and Liu (2023) discovered a negative relationship between the indicators. In addition, Ashraf et al. (2016) and Rahman et al. (2018) found a negative relationship between RBC and risk-taking. In contrast, Harkati et al. (2020) and Mateev et al. (2022) detected a positive relationship between the variables. Bitar et al. (2018) also determined that the relationship between RBC and risk-taking is insignificant. While Abbas and Bashir (2021) proved a positive relationship between RBC and traditional capital and risk-taking, Dias (2021) asserted an inverted U-shaped relationship between the variables. Abbas et al. (2021) also reported a negative relationship between RBC and risk-taking and a positive relationship between traditional capital and risk-taking.

In the national literature, Okuyan (2013) investigated the relationship between BC and risk-taking in 23 commercial banks, and Yazici and Kandil-Goker (2019) on 43 commercial banks in Turkey. They found that there is a negative relationship between RBC and risk-taking. In the study of Ayaydin and Karakaya (2014) on 23 banks, they stated that the relationship between traditional capital and the variance of ROA is positive; in contrast, the relationship between the variance of ROE is negative. Isik and Belke (2017) studied 13 commercial banks and concluded a negative relationship between traditional capital and risk-taking. In addition, Nur (2022) conducted a study on seven banks traded in Borsa Istanbul and concluded that the relationship between traditional capital and risk-taking is negative.

Among the studies in the foreign literature that investigated the relationship between BC and profitability for commercial banks, Dao and Nguyen (2020) discovered a negative relationship between traditional capital and profitability, while Jabra et al. (2017), Abbas et al. (2019) and Farkasdi et al. (2021) concluded a positive relationship between the indicators. In addition, Lee et al. (2015) reported that while the effect of traditional capital on ROA is positive, its impact on ROE is negative. Abbas and Aziz (2020) found a positive relationship between traditional capital and the profitability of large, medium, and small-sized banks in developed economies. They also stated that only the relationship between traditional capital and the profitability of large-scale banks is negative in emerging economies. While Subhani et al. (2022) determined a positive relationship between RBC and profitability, Bitar et al. (2018), Coccoresse and Girardone (2021), and Boamah et al. (2023) detected a positive relationship between RBC and traditional capital and profitability.

Among the studies in the national literature that investigated the relationship between BC and profitability for commercial banks in Turkey, Gunes (2014), Akhmedjonov and Balci-Izgi (2015), Isik et al. (2017), Okuyan and Karatas (2017), Kocaman et al. (2018), and Kilic (2019) stated a positive relationship between traditional capital and profitability. Topak and Talu (2017) and Orgun (2023) reported a negative relationship between traditional capital and profitability. Celik and Kaya (2019) and Yaman (2021) discovered a positive relationship between RBC and profitability, while Senol et al. (2019) proved a negative relationship between the variables. Aydin (2019) noticed an inverted U-shaped relationship between RBC and profitability. In addition, Sanic and Sendeniz-Yuncu (2021) exhibited a positive relationship between RBC and profitability, whereas there was a negative relationship between traditional capital and profitability. Kaya et al. (2022) also found a positive relationship between RBC and traditional capital and profitability. Kaplan et al. (2023) identified a positive relationship between RBC and profitability in large and medium-sized banks; in contrast, the findings differed according to the profitability indicator in small-sized banks.

While Gizaw et al. (2015), Hu and Xie (2016), Van Dooren (2017), Mohsin and Hongzhen (2019), and Dinu and Bunea (2022) found a positive relationship between risk-taking and profitability in foreign literature, Ul Mustafa et al. (2012), Rakshit and Bardhan (2022) and Mujtaba et al. (2022) discovered that the relationship between the indicators was negative.

In the national literature, among the studies investigating the relationship between risk-taking and profitability specific to commercial banks, Gasimova and Karimov (2017) stated a positive relationship between risk-taking and profitability in their research on 13 banks, while Isik (2017) on 26 banks and Kadioglu et al. (2017) on 55 banks reported a negative relationship.

When the literature is reviewed, the relationship between banks' risk-taking behavior, bank profitability, and BC is frequently investigated. However, it is observed that studies conducted in the national environment generally focus on the relationship between BC and profitability. In addition, relatively few studies in Turkey test the relationship between BC and risk-taking, risk-taking and profitability. These facts reveal the importance of the study.

3. Data and Methodology

Our study investigates the relationship between BC, risk-taking, and profitability in commercial banks in Turkey. For this purpose, we consider the annual data of 18 commercial banks for 2012-2022, for which data are available. We obtain the data from the unconsolidated financial statements published by the Banks Association of Turkey and the Banking Regulation and Supervision Agency on a bank basis.

RBC and traditional capital (CR) ratio variables represent BC in this study. We discuss the RWATA and LLPTA representing risk-taking behavior and ROE and ROA variables representing profitability. We also use operating efficiency (OER), loan growth (LGR), bank size (LNBS), and liquidity (LR) variables as control variables.

We measure the RBC as the sum of Tier 1 capital and Tier 2 capital to RWATA. The requirements of the Basel Accord serve as a guide for maintaining the optimum capital adequacy ratio where the excess ratio can cope with liquidity shortage or idle money; in contrast, liquidity shortage is a signal for excessive RWATA in the operational process (Rahman et al., 2018). Accordingly, well-capitalized banks either maintained higher capital ratios by reducing their RWATA or had an increasing risk-weighted asset portfolio thanks to higher capital support (Ashraf et al., 2016).

We estimate the CR as the ratio of total shareholders' equity to total assets. This ratio also called the equity ratio, includes only instruments such as common stock, retained earnings, legal reserves Etc. In contrast, this ratio does not include regulatory items such as RWATA, redeemable preference shares, or treasury shares (Hamza and Saadaoui, 2013). Therefore, this variable is also considered an indicator of risk aversion. A high level of this ratio means that banks have a high level of risk aversion. Moreover, a high level of this ratio may increase banks' profitability by reducing dependence on external resources.

We measure the LLPTA, used to proxy risk-taking behavior, as the ratio of loan loss provisions to total assets. This ratio, which measures credit quality, can be explained as a precautionary provisioning policy and can also be interpreted as the expectation that non-performing loans will be high. In addition, this ratio reflects banks' loan portfolios, even partially, as it may be related to differences between banks, non-performing loans, reserves and different banking policies regarding uncollectible loans. A high level of this ratio can be interpreted as a deterioration in banks' credit quality and an increase in credit risk (Bitar et al., 2018).

We consider the RWATA, which represents risk-taking behavior, as the ratio of RWATA to total assets. RWATA are total assets less loans and advances to banks, government bonds, and cash at market value. This ratio reveals the bank's level of risk-taking through capital constraints (Hu and Xie, 2016). A high ratio level means the capital requirement increases the

total risk level. When this ratio reduces and capital adequacy increases, assets face lower risk, and vice versa (Rahman et al., 2018).

We measure ROA as the net profit to total assets. ROA refers to the returns earned per unit of assets. It also reveals a bank's ability to generate profit by using its available funding resources and reflects the effectiveness of bank management in using the bank's investment and financial resources to generate profit (Harkati et al., 2020; Rakshit and Bardhan, 2022). We calculate the ROE as the net profit to total equity. This ratio reveals how effective bank management is in using shareholders' funds and helps measure banks' efficiency in using investment funds to increase earnings (Shair et al., 2019).

Among the control variables, we estimate OER by the ratio of operating expenses to total assets, which reveals the potential impact of managerial efficiency (inefficiency) (Gasimova and Karimov, 2017). We measure the LGR variable as the ratio of net loans to total assets. This ratio can also indicate liquidity risk or intermediation activities in the literature (Harkati et al., 2020). Banks with a favorable loan portfolio are less sensitive to risk than banks that prefer to invest in non-traditional activities, derivatives, and other types of securities (Bitar et al., 2018). We estimate the LNBS variable as the natural logarithm of total assets. The higher the volume of assets of a bank, the easier it will be to raise the necessary funds offered by the capital market so that it can access different risk-taking incentives than smaller banks (Hamza and Saadaoui, 2013). Finally, we expressed the LR variable as the ratio of liquid assets to total assets. This indicator represents the level of liquidity held by banks rather than the liquidity risk associated with debt payments (Abbas et al., 2019). High liquidity requirements may impair banks' ability to invest in loan portfolios (Ashraf et al., 2016). In this direction, we present detailed information about the data used in the analyses in Table 1.

Table 1. Measurements and Definitions of Variables

Variables	Measurements	References
Bank Capital (BC)		
Risk-Based Capital Ratio (RBC)	The Ratio of Total Tier-1 Capital and Tier-2 Capital to Risk-Weighted Assets	Okuyan (2013); Ashraf et al. (2016); Bitar et al. (2018); Aydin (2019); Celik and Kaya (2019); Abbas and Bashir (2021); Abbas et al. (2021); Coccoresse and Girardone (2021); Sanic and Sendeniz-Yuncu (2021); Yaman (2021); Subhani et al. (2022); Boamah et al. (2023); Kaplan et al. (2023).
Traditional Capital Ratio (CR)	Total Shareholders' Equity/Total Assets	Ayaydin and Karakaya (2014); Gunes (2014); Bouheni and Rachdi (2015); Lee et al. (2015); Isik and Belke (2017); Jabra et al. (2017); Okuyan and Karatas (2017); Topak and Talu (2017); Kocaman et al. (2018); Kilic (2019); Abbas and Bashir (2021); Abbas et al. (2021); Coccoresse and Girardone (2021); Farkasdi et al. (2021); Sanic and Sendeniz-Yuncu (2021); Kaya et al. (2022); Nur (2022); Boamah et al. (2023).
Risk-Taking		
Loan Loss Provision Ratio (LLPTA)	Loan Loss Provisions/Total Assets	Ul Mustafa et al. (2012); Gizaw et al. (2015); Isik (2017); Kadioglu et al. (2017); Bitar et al. (2018); Abbas et al. (2021); Mujtaba et al. (2022).
Risk-Weighted Assets Ratio (RWATA)	Risk-Weighted Assets/Total Assets	Okuyan (2013); Bouheni and Rachdi (2015); Ashraf et al. (2016); Hu and Xie (2016); Gasimova and Karimov (2017); Abbas and Bashir (2021); Abbas et al. (2021).

Table 1. Continued

Profitability		
Return on Assets (ROA)	Net Profit/Total Assets	Ul Mustafa et al. (2012); Gunes (2014); Lee et al. (2015); Hu and Xie (2016); Gasimova and Karimov (2017); Isik (2017); Kadioglu et al. (2017); Okuyan and Karatas (2017); Topak and Talu (2017); Kocaman et al. (2018); Aydin (2019); Celik and Kaya (2019); Kilic (2019); Coccoresse and Girardone (2021); Sanic and Sendeniz-Yuncu (2021); Yaman (2021); Mujtaba et al. (2022); Nur (2022); Kaya et al. (2022); Subhani et al. (2022); Boamah et al. (2023); Kaplan et al. (2023).
Return on Equity (ROE)	Net Profit/Total Equity	Ayaydin and Karakaya (2014); Gizaw et al. (2015); Lee et al. (2015); Jabra et al. (2017); Kadioglu et al. (2017); Okuyan and Karatas (2017); Topak and Talu (2017); Kocaman et al. (2018); Farkasdi et al. (2021); Sanic and Sendeniz-Yuncu (2021); Subhani et al. (2022); Orgun (2023); Kaplan et al. (2023).
Control Variables		
Operating Efficiency (OER)	Operating Expenses/Total Assets	Gasimova and Karimov (2017).
Loan Growth (LGR)	Net Loans/Total Assets	Jabra et al. (2017); Bitar et al. (2018); Harkati et al (2020); Dias (2021); Nur (2022).
Bank Size (LNBS)	Natural Log of Total Assets	Bouheni and Rachdi (2015); Isik and Belke (2017); Isik et al. (2017); Bitar et al. (2018); Kilic (2019); Abbas and Bashir (2021); Subhani et al. (2022).
Liquidity (LR)	Liquid Assets/Total Assets	Gunes (2014); Okuyan and Karatas (2017); Kocaman et al. (2018); Yazici and Kandil-Goker (2019); Abbas et al. (2021); Kaya et al. (2022); Kaplan et al. (2023).

Since the statistical distribution of data generally exhibits the characteristic of unequal variation, the relationship between variables may differ between positions in the conditional distribution of the dependent variable. Therefore, estimation based on mean values such as pooled least squares may give inaccurate results. The quantile regression model, introduced to the literature by Koenker and Bassett (1978), can evaluate different aspects of the conditional distribution of the dependent variable and offer the possibility of estimation in different quantiles. Thus, the error terms' absolute deviations can be minimised, and the holistic relationship structure between variables can be preserved. (Allard et al., 2018).

When a classical regression model is estimated by the OLS method, it is highly likely that the error terms contain extreme values and do not exhibit a normal distribution. In this case, applying the quantile regression model is recommended, which is less sensitive to extreme values, as the model may yield inconsistent estimators (Guris and Sak, 2019).

When the quantile regression model is expressed as $Y_t = D_t'\beta + u_t$;

$$\min_{\beta \in \mathbb{R}} \left[\sum_{t \in \{t: y_t \geq D_t'\beta\}} \tau |Y_t - D_t'\beta| + \sum_{t \in \{t: Y_t < D_t'\beta\}} (1 - \tau) |Y_t - D_t'\beta| \right] \quad (1)$$

It is defined by the minimisation calculated as in Equation (1). The values τ , 0 and 1 in Equation (1) indicate different quantile levels. Koenker (2004) made the quantile regression model applicable to panel data. Different panel quantile methods were introduced to the literature until the QRPD was developed by Powell (2022). Existing QRPD methods focus on

estimating fixed effects depending on whether the additive fixed effect is assumed to be constant across quantiles, and the distribution $(Y_{it} - \alpha_i) \setminus D_{it}$ holds in the QRPD with additive fixed effects. In this expression, α_i and $D_{i,t}$ represent additive fixed effects and behavioural variables, respectively. In such a distribution, observations at the bottom of the $(Y_{it} - \alpha_i)$ distribution can move to the top of the (Y_{it}) distribution. In such a case, the heterogeneity present and the distribution of Y_{it} cannot correctly determine. The QRPD with NAFE includes non-additive fixed effects and guides the distribution of the dependent variable $(Y_{it} \setminus D_{it})$. Thus, the effects of explanatory variables on the dependent variable can see. The QRPD with NAFE can be stated in Equation (2) (Powell, 2022):

$$Y_{i,t} = D'_{it}\beta_{(it^*U)} \quad (2)$$

In Equation (2), i = cross-section, t = time, $U_{i,t}^* = \lambda(U_{it}, \alpha_i)$ is defined to include fixed effects. It is also expressed as $U_{i,t}^* \sim U(0,1)$ in the equation. In addition, by calculating the conditional probabilities of the function, the value of $Y_{i,t}$ in different quantiles can be obtained:

$$P(Y_{it} \leq X'_{it}\beta(\tau) \setminus Z_{it}) = \tau \quad \tau \in (0,1) \quad (3)$$

In this model, consistent forecasts can be produced even at small T . It is stated that the QRPD model gives good results even when the performance of panel quantile estimators with instrumental variables and additive fixed effects is low (Powell, 2022).

4. Empirical Results and Discussion

We first present the variables' summary statistics and Kernel density functions in Table 2 and Figure 1 in this section, respectively.

Table 2. Summary Statistics

Variables	Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera (Prob.)
RBC	0.13289	0.04567	4.18460	31.67204	7360.068*** (0.00)
CR	0.10408	0.03767	3.05210	21.95351	3271.098*** (0.00)
LLPTA	0.01246	0.00779	0.70681	3.69506	20.47230*** (0.00)
RWATA	1.05005	0.16128	-0.82606	3.57166	25.21494*** (0.00)
ROA	0.01383	0.01170	1.61292	9.02054	384.8880*** (0.00)
ROE	0.12854	0.09689	0.42176	7.59318	179.9233*** (0.00)
OER	0.04350	0.02395	6.73195	73.09781	42033.58*** (0.00)
LGR	0.61813	0.09211	-0.71757	3.75016	21.63461*** (0.00)
LNBS	24.43144	2.25787	-1.13403	4.23230	54.96771*** (0.00)
LR	0.24293	0.09501	1.29361	5.56992	109.7109*** (0.00)

Note: *** indicates that the null hypothesis that the variables are normally distributed cannot be accepted at 1% significance level.

When we analyse the skewness and kurtosis values of the variables in Table 2 for quantile regression models, we observe that the negative values of RWATA, LGR and LNBS variables indicate that the variables show negative asymmetry and exhibit a left-skewed distribution. The positive importance of all other variables suggests that the variables exhibit positive asymmetry and a right-skewed distribution. When the kurtosis values of the variables are more significant than 3, the distribution curves are leptokurtic, and the distribution exhibits a fat-tailed characteristic. In addition, the values above 3 for all variables except LLPTA, RWATA and

LGR state that these variables have relatively more extreme fat tail characteristics than the other three variables. According to the Jarque-Bera test result, the probability values of all variables being 0.0000 mean that the variables do not exhibit a normal distribution. Kernel density functions given in Figure 1 also prove that the variables are not normally distributed and contain extreme values.

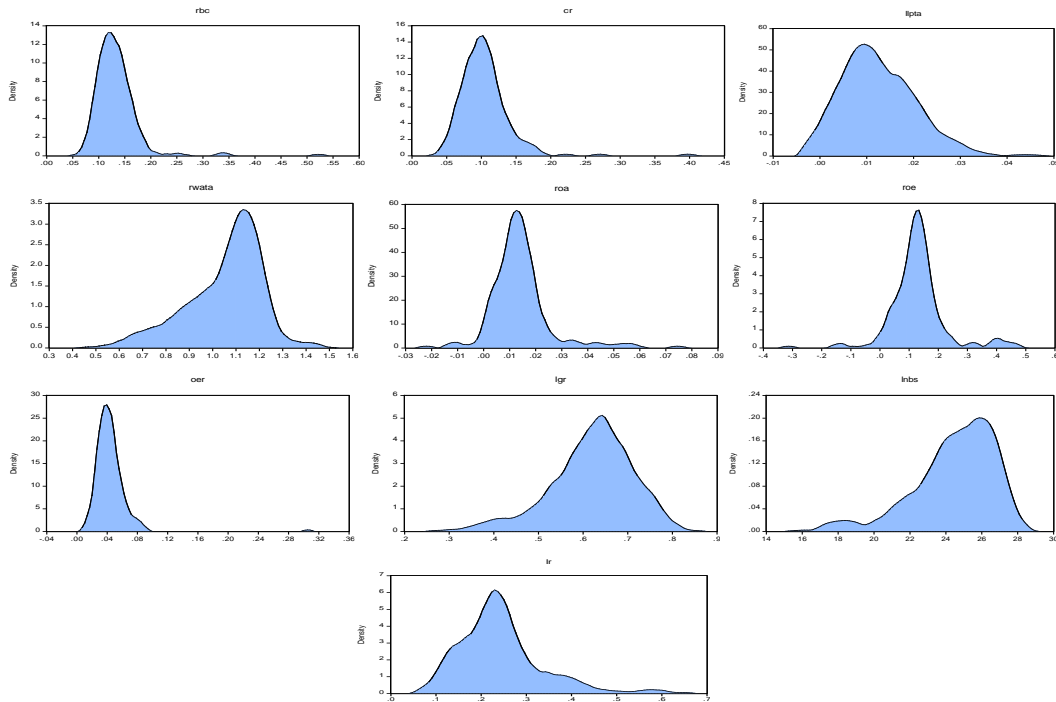
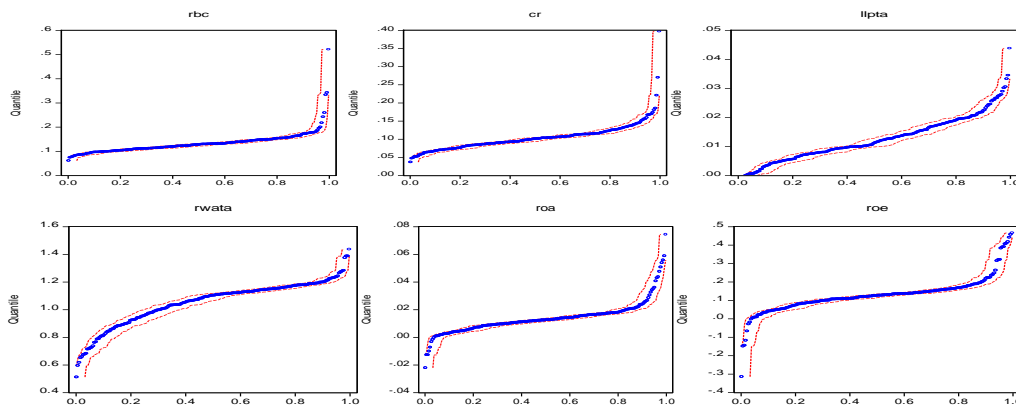


Figure 1. Kernel Density Functions

In cases where the variables do not exhibit a normal distribution and in the presence of extreme values, it would be more appropriate to utilize QRPD that are less sensitive to extreme values since the estimations made by the least squares method will reveal abnormal findings. Therefore, we display the distribution of the variables used in the model according to the quantiles in Figure 2.



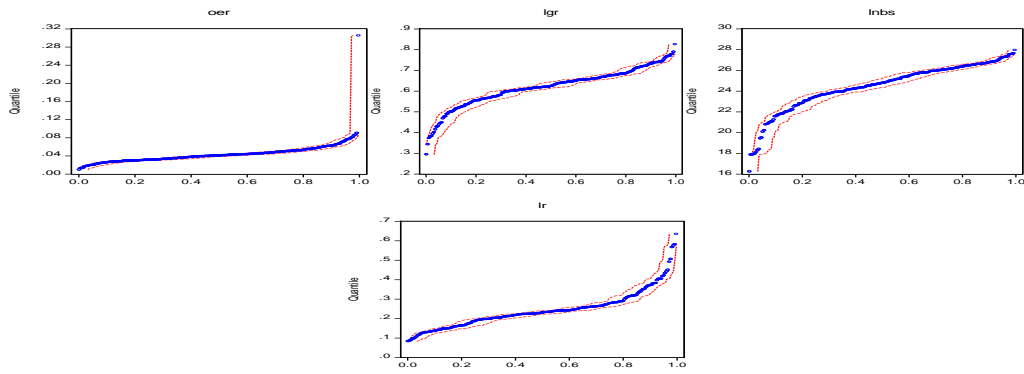
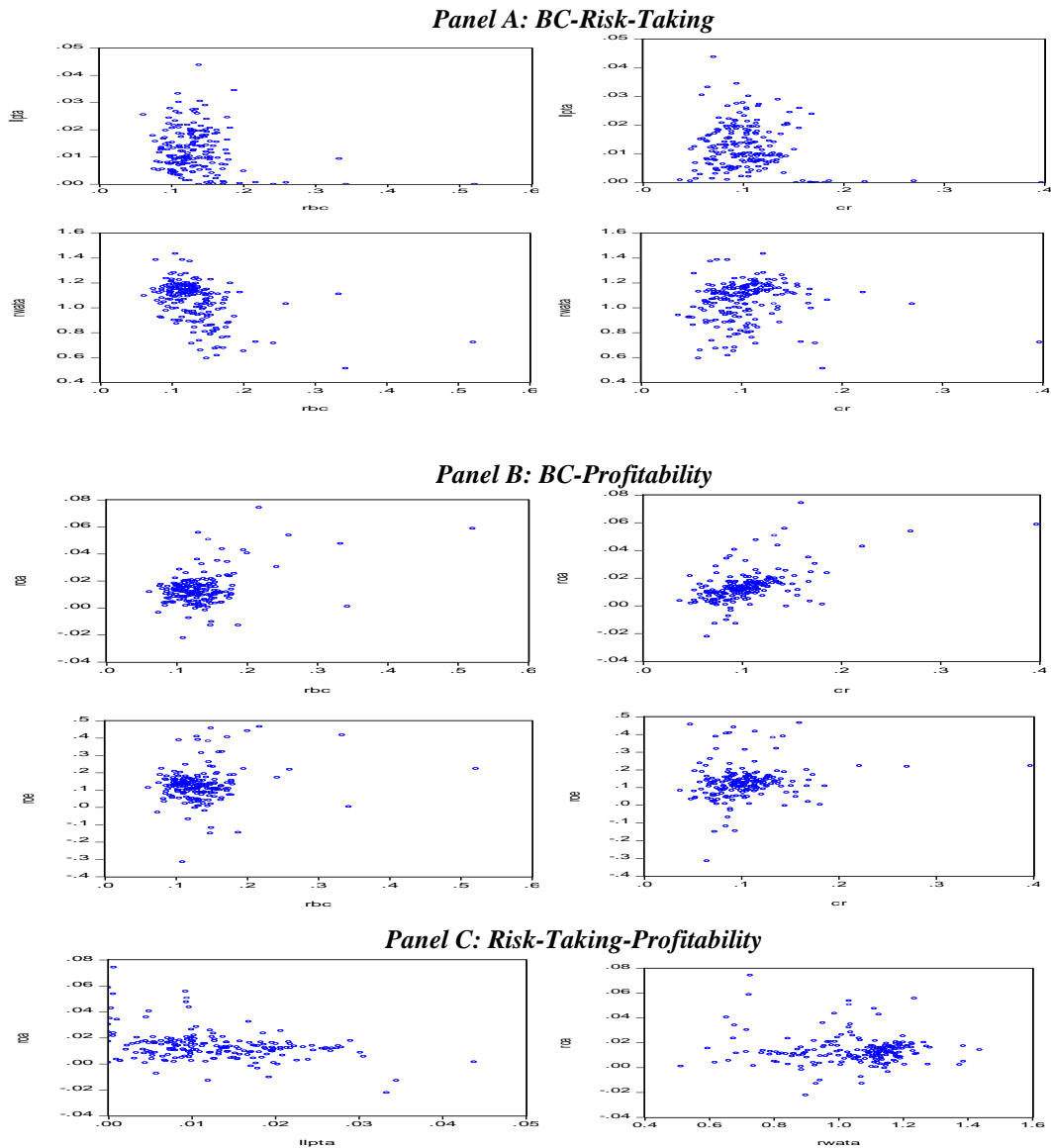


Figure 2. Distributions of Variables on Quantiles

In Figure 3, we show with scatter diagrams the values at which the relationship between BC and risk-taking, BC and profitability, and risk-taking and profitability are concentrated.



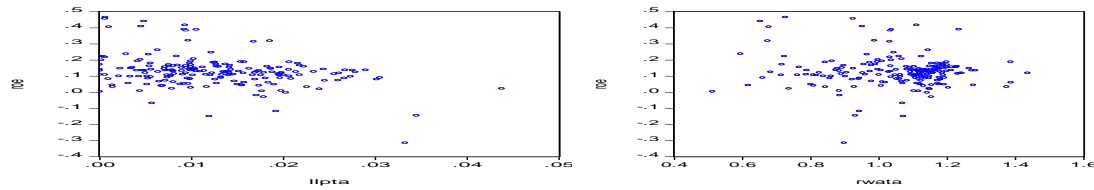


Figure 3. Scatter Diagrams of Variables

After presenting the scatter diagrams, we test the relationship between the variables by QRPD with NAFE models. Accordingly, we report the estimation results obtained for the relationship between BC and risk-taking in Table 3, Table 4, Table 5, and Table 6, respectively. When we analyze Table 3, we find that the effect of the RBC variable on the LLPTA variable in the lower and middle quantiles is statistically significant and positive at the 5% level. The findings reveal that an increase in banks' RBC levels increases the provision for loan losses ratio in periods of economic expansion and under standard market conditions. The findings obtained in the study differ from those of Bitar et al. (2018) and Abbas et al. (2021). Bitar et al. (2018) found that the RBC ratio does not significantly affect the loan loss provision ratio. Abbas et al. (2021) observed a negative relationship between the variables.

When we examine the effect of the control variables on the model, We discover that an increase in banks' liquidity reduces the LLPTA during periods of economic expansion and under standard market conditions. In addition, we conclude that an increase in bank size increases the LLPTA under all market conditions; in contrast, an increase in banks' loan growth increases the LLPTA only in periods of economic expansion and contraction. The increase in banks' OER level decreases the LLPTA during the expansion periods of the economy, while it increases it during the contraction periods.

Table 3. Panel Quantile Regression Model Estimation Results for RBC-LLPTA

Quantiles	LLPTA	Coefficient	Std. Dev.	Z	Prob.	95% Conf. Interval	
Q=0.25	RBC	0.0054591	0.0021207	2.57	0.010**	0.0013027	0.0096155
	LNBS	0.000889	0.0000536	16.59	0.000***	0.0007839	0.000994
	OER	-0.0086096	0.0028105	-3.06	0.002***	-0.014118	-0.0031012
	LR	-0.0091196	0.0010642	-8.57	0.000***	-0.0112054	-0.0070337
	LGR	0.0141189	0.0011173	12.64	0.000***	0.011929	0.0163088
Q=0.50	RBC	0.0155132	0.0073023	2.12	0.034**	0.0006032	0.0298255
	LNBS	0.0011729	0.0002907	4.04	0.000***	0.0006032	0.0017426
	OER	0.0309399	0.0314067	0.99	0.325	-0.0306161	0.0924959
	LR	-0.0149552	0.0057512	-2.60	0.009***	-0.0262273	-0.003683
	LGR	0.0069954	0.0096929	0.72	0.470	-0.0120022	0.0259931
Q=0.75	RBC	-0.0024447	0.0113959	-0.21	0.830	-0.0247802	0.0198907
	LNBS	0.0014088	0.0003101	4.54	0.000***	0.000801	0.0020165
	OER	0.2084856	0.052794	3.95	0.000***	0.1050112	0.3119599
	LR	0.0057811	0.0072094	0.80	0.423	-0.008349	0.0199111
	LGR	0.0411905	0.0095416	4.32	0.000***	0.0224893	0.0598918

Note: ***, ** and * state statistical significance at 1%, 5% and 10% levels, respectively. Moreover, Q= 0.25, Q= 0.50 and Q= 0.75 represent the lower quantiles (economic expansion periods), the middle quantiles (standard market conditions), and the upper quantiles (economic contraction periods), respectively.

When we analyse Table 4, we observe that the effect of the RBC variable on the RWATA variable in all quantiles is statistically significant and negative at the 5% level. The findings

indicate that, under all market conditions, an increase in banks' RBC levels reduces the share of RWATA in total assets. The results obtained are consistent with the findings of Okuyan (2013), Ashraf et al. (2016), and Abbas et al. (2021). However, it is different from the results of Abbas and Bashir (2021). Abbas and Bashir (2021) reported a positive relationship between the variables.

When we examine the effect of the control variables on the model, we find that the increase in bank size decreases the RWATA in periods of economic expansion; in contrast, it increases it in standard market conditions and periods of economic contraction. Moreover, we identify that the increase in banks' loan growth increases the RWATA; in contrast, the increase in banks' liquidity level increases the RWATA only in periods of economic expansion and contraction. We also discover that, during periods of economic expansion and under standard market conditions, an increase in banks' OER reduces the RWATA.

Table 4. Panel Quantile Regression Model Estimation Results for RBC-RWATA

Quantiles	RWATA	Coefficient	Std. Dev.	Z	Prob.	95% Conf. Interval	
Q=0.25	RBC	-2.189054	0.0166502	-131.47	0.000***	-2.221688	-2.15642
	LGR	0.4814569	0.0034499	139.56	0.000***	0.4746951	0.4882186
	OER	-0.75821	0.062583	-12.12	0.000***	-0.8808705	-0.6355496
	LNBS	-0.0015265	0.0006152	-2.48	0.013**	-0.0027324	-0.0003206
	LR	0.1916524	0.0245381	7.81	0.000***	0.1435587	0.2397461
Q=0.50	RBC	-1.579153	0.034502	-45.77	0.000***	-1.646775	-1.51153
	LGR	0.2025658	0.0288649	7.02	0.000***	0.1459917	0.25914
	OER	-1.066542	0.0745105	-14.31	0.000***	-1.21258	-0.9205044
	LNBS	0.0054729	0.0007035	7.78	0.000***	0.0040941	0.0068518
	LR	-0.0133345	0.0206886	-0.64	0.519	-0.0538834	0.0272145
Q=0.75	RBC	-0.9763878	0.0608975	-16.03	0.000***	-1.095745	-0.857031
	LGR	0.2477793	0.0548676	4.52	0.000***	0.1402407	0.3553179
	OER	-0.0636825	0.0961956	-0.66	0.508	-0.2522224	0.1248575
	LNBS	0.0105916	0.0028898	3.67	0.000***	0.0049277	0.0162555
	LR	0.2279774	0.0343473	6.64	0.000***	0.1606578	0.2952969

Note: ***, ** and * state statistical significance at 1%, 5% and 10% levels, respectively. Moreover, Q= 0.25, Q= 0.50 and Q= 0.75 represent the lower quantiles (economic expansion periods), the middle quantiles (standard market conditions), and the upper quantiles (economic contraction periods), respectively.

Table 5 shows that the effect of the CR variable on the LLPTA variable is statistically significant and positive at the 5% level in the middle and upper quantiles. At the same time, it is negative in the lower quantiles. In other words, the findings suggest that an increase in banks' traditional capital levels increases the provision for loan losses ratio under standard market conditions and in periods of economic contraction. At the same time, it decreases in periods of economic expansion. The findings differ from those of Abbas et al. (2021). They determined a positive relationship between variables in general. When we evaluate the effect of control variables on the model, we find that an increase in bank size increases the LLPTA in all market conditions. In contrast, growing banks' liquidity level decreases the LLPTA. In addition, we observe that while the increase in banks' OER level decreases LLPTA during economic contraction periods, it increases it during standard market conditions and economic contraction periods. We also conclude that the increase in banks' loan growth in both periods of economic expansion and contraction increases the LLPTA.

Table 5. Panel Quantile Regression Model Estimation Results for CR-LLPTA

Quantiles	LLPTA	Coefficient	Std. Dev.	Z	Prob.	95% Conf. Interval	
Q=0.25	CR	-0.0153831	0.0007802	-19.72	0.000***	-0.0169123	-0.0138539
	OER	-0.0150089	0.001328	-11.30	0.000***	-0.0176117	-0.012406
	LNBS	0.0010038	0.0000333	30.10	0.000***	0.0009385	0.0010692
	LR	-0.0160723	0.0003947	-40.72	0.000***	-0.0168459	-0.0152986
	LGR	0.0054868	0.0004467	12.28	0.000***	0.0046112	0.0063623
Q=0.50	CR	0.022758	0.0094529	2.41	0.016**	0.0042306	0.0412853
	OER	0.090992	0.0281911	3.23	0.001***	0.0357386	0.1462455
	LNBS	0.0012756	0.0007387	1.73	0.084*	-0.0001722	0.0027235
	LR	-0.0237303	0.0071085	-3.34	0.001***	-0.0376627	-0.0097979
	LGR	-0.0078782	0.0132521	-0.59	0.552	-0.0338518	0.0180955
Q=0.75	CR	0.0117884	0.0029298	4.02	0.000***	0.0060462	0.0175307
	OER	0.0774643	0.0077292	10.02	0.000***	0.0623154	0.0926132
	LNBS	0.000771	0.0001339	5.76	0.000***	0.0005085	0.0010336
	LR	-0.0104496	0.0017964	-5.82	0.000***	-0.0139704	-0.0069287
	LGR	0.0452647	0.0043656	10.37	0.000***	0.0367082	0.0538212

Note: ***, ** and * state statistical significance at 1%, 5% and 10% levels, respectively. Moreover, Q= 0.25, Q= 0.50 and Q= 0.75 represent the lower quantiles (economic expansion periods), the middle quantiles (standard market conditions), and the upper quantiles (economic contraction periods), respectively.

When we analyze Table 6, we observe that while the effect of the CR variable on the RWATA variable in the middle quantiles is statistically significant and negative at the 5% level, the impact is statistically significant and positive in the upper quantiles. However, the positive effect in the lower quantiles is not statistically significant. The findings prove that the increase in banks' traditional capital levels decreases the share of risk-weighted assets in total assets under standard market conditions but increases it during economic contractions. The findings differ from those of Bouheni and Rachdi (2015) and Abbas and Bashir (2021). While Bouheni and Rachdi (2015) found a negative relationship between the variables in all periods, Abbas and Bashir (2021) stated that there was a positive relationship.

Table 6. Panel Quantile Regression Model Estimation Results for CR-RWATA

Quantiles	RWATA	Coefficient	Std. Dev.	Z	Prob.	95% Conf. Interval	
Q=0.25	CR	0.933484	0.7718538	1.21	0.227	-0.5793217	2.44629
	OER	0.5636066	0.6412943	0.88	0.379	-0.6933071	1.82052
	LR	0.0667303	0.4068082	0.16	0.870	-0.7305991	0.8640598
	LGR	0.1115034	0.1884916	0.59	0.554	-0.2579335	0.4809402
	LNBS	-0.0090694	0.008967	-1.01	0.312	-0.0266444	0.0085056
Q=0.50	CR	-0.6239694	0.2376076	-2.63	0.009***	-1.089672	-0.158267
	OER	0.8620982	0.7356782	1.17	0.241	-0.5798045	2.304001
	LR	-0.0868421	0.1270661	-0.68	0.494	-0.3358872	0.162203
	LGR	0.0966657	0.0893901	1.08	0.280	-0.0785356	0.271867
	LNBS	0.0259796	0.0073857	3.52	0.000***	0.011504	0.0404553
Q=0.75	CR	0.3669325	0.078186	4.69	0.000***	0.2136908	0.5201742
	OER	-0.2076189	0.1086821	-1.91	0.056*	-0.4206319	0.005394
	LR	0.4209809	0.0469672	8.96	0.000***	0.3289268	0.513035
	LGR	0.6090252	0.1142417	5.33	0.000***	0.3851156	0.8329347
	LNBS	0.0311507	0.0059935	5.20	0.000***	0.0194037	0.0428977

Note: ***, ** and * state statistical significance at 1%, 5% and 10% levels, respectively. Moreover, Q= 0.25, Q= 0.50 and Q= 0.75 represent the lower quantiles (economic expansion periods), the middle quantiles (standard market conditions), and the upper quantiles (economic contraction periods), respectively.

Reviewing the effect of control variables on the model, we find that the increase in banks' OER levels decreases the RWATA during economic contraction periods, while the rise in banks' loan growth and liquidity levels increases the RWATA. Moreover, we observe that the increase in bank size increases the RWATA in standard market conditions and periods of economic contraction. We present the estimation results obtained regarding the relationship between BC and profitability in Table 7, Table 8, Table 9, and Table 10, respectively.

According to Table 7, the RBC variable's effect on the ROA variable in all quantiles is statistically significant and positive at the 5% level. The findings reveal that increased banks' RBC levels increase ROA under all market conditions. The findings are consistent with the findings of Celik and Kaya (2019), Coccorese and Girardone (2021), Sanic and Sendeniz-Yuncu (2021), Yaman (2021), Kaya et al. (2022), Subhani et al. (2022), Boamah et al. (2023), and Kaplan et al. (2023). However, the findings differ from the findings reported by Aydin (2019). Aydin (2019) suggested an inverted U-shaped relationship between RBC and ROA. When we analyze the effect of control variables on the model, we detect that the increase in bank size increases the ROA in periods of economic expansion. At the same time, it decreases in standard market conditions and periods of economic contraction. In addition, we observe that the increase in banks' OER decreases the ROA in periods of economic expansion; in contrast, it increases in standard market conditions and periods of economic contraction. We also discover that whereas the increase in the liquidity level of the banks increases the ROA under standard market conditions, it decreases during the economic contraction periods, and the increase in the banks' credit growth decreases the ROA in all market conditions.

Table 7. Panel Quantile Regression Model Estimation Results for RBC-ROA

Quantiles	ROA	Coefficient	Std. Dev.	Z	Prob.	95% Conf. Interval	
Q=0.25	RBC	0.0230495	0.0029993	7.68	0.000***	0.0171709	0.028928
	LNBS	0.0003708	0.0000557	6.65	0.000***	0.0002616	0.0004801
	LR	-0.0017181	0.0017921	-0.96	0.338	-0.0052305	0.0017944
	LGR	-0.0242524	0.0011475	-21.13	0.000***	-0.0265015	-0.0220033
	OER	-0.0257503	0.002441	-10.55	0.000***	-0.0305347	-0.020966
Q=0.50	RBC	0.0512856	0.000295	173.85	0.000***	0.0507074	0.0518638
	LNBS	-0.0000237	5.62e-06	-4.22	0.000***	-0.0000347	-0.0000127
	LR	0.0061558	0.0002155	28.56	0.000***	0.0057334	0.0065782
	LGR	-0.0380645	0.0001584	-240.38	0.000***	-0.0383748	-0.0377541
	OER	0.0146983	0.0001637	89.78	0.000***	0.0143774	0.0150192
Q=0.75	RBC	0.0616913	0.0006365	96.92	0.000***	0.0604438	0.0629389
	LNBS	-0.0012209	0.0000125	-98.03	0.000***	-0.0012453	-0.0011965
	LR	-0.0032616	0.0004753	-6.86	0.000***	-0.0041932	-0.0023299
	LGR	-0.0652287	0.0004739	-137.64	0.000***	-0.0661575	-0.0642998
	OER	0.0078056	0.0004681	16.67	0.000***	0.0068881	0.0087232

Note: ***, ** and * state statistical significance at 1%, 5% and 10% levels, respectively. Moreover, Q= 0.25, Q= 0.50 and Q= 0.75 represent the lower quantiles (economic expansion periods), the middle quantiles (standard market conditions), and the upper quantiles (economic contraction periods), respectively.

When we analyze Table 8, we observe that the effect of the RBC variable on the ROE variable in the lower quantiles is statistically significant and positive at the 5% level. In contrast, the impact is statistically significant and negative in the middle and upper quantiles. The findings show that whereas the increase in banks' RBC levels increases the ROE during

economic expansion periods, the increase in banks' RBC levels decreases the ROE during standard market conditions and economic contraction periods. In other words, there is an inverted U-shaped relationship between the variables. The findings differ from those of Yaman (2021), Subhani et al. (2022), and Kaplan et al. (2023). Yaman (2021) and Subhani et al. (2022) detected a positive relationship between the variables in all periods. In addition, Kaplan et al. (2023) concluded that while there is a positive relationship between the variables in large and medium-sized banks, there is no significant relationship between the variables in small-sized banks.

When we investigate the effect of control variables on the model, we find that while the increase in bank size increases the ROE in periods of economic expansion, the increase in bank size decreases the ROE in standard market conditions and periods of economic contraction. Moreover, growing banks' loan growth, liquidity and OER levels decrease the ROE in all market conditions.

Table 8. Panel Quantile Regression Model Estimation Results for RBC-ROE

Quantiles	ROE	Coefficient	Std. Dev.	Z	Prob.	95% Conf. Interval	
Q=0.25	RBC	0.1441183	0.0386026	3.73	0.000***	0.0684587	0.219778
	LNBS	0.0045481	0.0012731	3.57	0.000***	0.0020529	0.0070434
	LR	-0.0937415	0.0327814	-2.86	0.004***	-0.1579919	-0.0294911
	LGR	-0.3085661	0.0373576	-8.26	0.000***	-0.3817856	-0.2353467
	OER	-0.3857482	0.0690461	-5.59	0.000***	-0.5210761	-0.2504203
Q=0.50	RBC	-0.0358818	0.0022849	-15.70	0.000***	-0.0403601	-0.0314035
	LNBS	-0.0103163	0.0000352	-293.31	0.000***	-0.0103852	-0.0102474
	LR	-0.0659481	0.0015382	-42.87	0.000***	-0.068963	-0.0629332
	LGR	-0.3138513	0.0022774	-137.81	0.000***	-0.318315	-0.3093876
	OER	-0.0211735	0.0023636	-8.96	0.000***	-0.0258061	-0.0165409
Q=0.75	RBC	-0.2780531	0.0008702	-319.51	0.000***	-0.2797587	-0.2763474
	LNBS	-0.0218279	0.0000133	-1647.14	0.000***	-0.0218539	-0.021802
	LR	-0.1388812	0.0003352	-414.28	0.000***	-0.1395383	-0.1382242
	LGR	-0.4709652	0.0008945	-526.49	0.000***	-0.4727185	-0.469212
	OER	-0.0455396	0.0016178	-28.15	0.000***	-0.0487105	-0.0423687

Note: ***, ** and * state statistical significance at 1%, 5% and 10% levels, respectively. Moreover, Q= 0.25, Q= 0.50 and Q= 0.75 represent the lower quantiles (economic expansion periods), the middle quantiles (standard market conditions), and the upper quantiles (economic contraction periods), respectively.

When we analyze Table 9, we identify that the effect of the CR variable on the ROA variable in all quantiles is positive and statistically significant at 5%. The findings show that an increase in the traditional capital ratio increases the ROA in all market conditions. The results obtained in the study are consistent with the findings of Gunes (2014), Lee, Ning and Lee (2015), Okuyan and Karatas (2017), Kocaman et al. (2018), Kilic (2019), Coccoresse and Girardone (2021), Kaya et al. (2022), and Boamah et al.(2023); however, it differs from the findings of Nur (2022) and Topak and Talu (2017). They found a negative relationship between the variables.

When we examine the effect of control variables on the model, we find that while the increase in banks' OER level decreases ROA in periods of economic expansion and standard market conditions, it increases in periods of economic contraction. In addition, whereas the increase in bank size increases ROA in periods of economic expansion, it decreases it in

standard market conditions and periods of economic contraction. We also discover that while the increase in banks' liquidity levels decreases the ROA only in standard market conditions and during the economic contraction periods, the increase in the banks' loan growth decreases the ROA in all market conditions.

Table 9. Panel Quantile Regression Model Estimation Results for CR-ROA

Quantiles	ROA	Coefficient	Std. Dev.	Z	Prob.	95% Conf. Interval	
Q=0.25	CR	0.1511059	0.006253	24.17	0.000***	0.1388502	0.1633617
	OER	-0.035819	0.0068543	-5.23	0.000***	-0.0492533	-0.0223848
	LGR	-0.0228456	0.0045225	-5.05	0.004***	-0.0317096	-0.0139816
	LR	0.0024943	0.0037142	0.67	0.502	-0.0047854	0.0097741
	LNBS	0.0008021	0.0003222	2.49	0.013**	0.0001707	0.0014336
Q=0.50	CR	0.1899274	0.004465	42.54	0.000***	0.1811762	0.1986786
	OER	-0.0202158	0.0055341	-3.65	0.000***	-0.0310625	-0.0093691
	LGR	-0.0393068	0.00109	-36.06	0.000***	-0.0414432	-0.0371704
	LR	-0.0161176	0.0007581	-21.26	0.000***	-0.0176035	-0.0146316
	LNBS	-0.0013094	0.0000507	-25.82	0.000***	-0.0014088	-0.0012101
Q=0.75	CR	0.1548996	0.0002699	573.89	0.000***	0.1543706	0.1554286
	OER	0.0040514	0.0001952	20.76	0.000***	0.0036689	0.0044339
	LGR	-0.046214	0.0001813	-254.89	0.000***	-0.0465693	-0.0458586
	LR	-0.0163112	0.000123	-132.61	0.000***	-0.0165523	-0.0160701
	LNBS	-0.0016058	3.85e-06	-416.58	0.000***	-0.0016133	-0.0015982

Note: ***, ** and * state statistical significance at 1%, 5% and 10% levels, respectively. Moreover, Q= 0.25, Q= 0.50 and Q= 0.75 represent the lower quantiles (economic expansion periods), the middle quantiles (standard market conditions), and the upper quantiles (economic contraction periods), respectively.

According to Table 10, we can declare that the effect of the CR variable on the ROE variable is statistically significant and positive at the 5% level in the lower and upper quantiles and negative in the middle quantiles. The findings reveal that whereas the increase in banks' traditional capital levels increases the ROE during periods of economic expansion, it decreases it under standard market conditions and increases it during periods of economic contraction. In other words, there is an N-shaped relationship between the variables. The findings are different from the findings of Ayaydin and Karakaya (2014), Lee et al. (2015), Jabra et al. (2017), Okuyan and Karatas (2017), Topak and Talu (2017), Kocaman et al. (2018), Farkasdi et al. (2021), and Sanic and Sendeniz-Yuncu (2021). Ayaydin and Karakaya (2014), Lee et al. (2015), Topak and Talu (2017), and Sanic and Sendeniz-Yuncu (2021) found a negative relationship between the variables; in contrast, Jabra et al. (2017), Kocaman et al. (2018), and Farkasdi et al. (2021) reported a positive relationship. Okuyan and Karatas (2017) could not determine a significant relationship between the variables. When we evaluate the effect of control variables on the model, we find that the increase in bank size increases the ROE in periods of economic expansion; in contrast, it decreases in standard market conditions and periods of economic contraction. Moreover, we can assert that the increase in the activity level of banks falls the ROE during periods of economic expansion and under standard market conditions; in contrast, it increases during periods of economic contraction. We observe that the increase in banks' loan growth reduces the ROE under all market conditions; at the same time, the increase in banks' liquidity level reduces the ROE only under standard market conditions and during periods of economic contraction.

Table 10. Panel Quantile Regression Model Estimation Results for CR-ROE

Quantiles	ROE	Coefficient	Std. Dev.	Z	Prob.	95% Conf. Interval	
Q=0.25	CR	0.4014711	0.5133253	7.26	0.000***	0.2930633	0.509879
	LNBS	0.0064577	0.0012811	5.04	0.000***	0.0039468	0.0089686
	LR	0.017359	0.0525288	0.33	0.741	-0.0855956	0.1203135
	LGR	-0.1745874	0.0462588	-3.77	0.000***	-0.265253	-0.0839219
	OER	-0.5133253	0.1459014	-3.52	0.000***	-0.7992868	-0.2273638
Q=0.50	CR	-0.4457255	0.040625	-10.97	0.000***	-0.525349	-0.366102
	LNBS	-0.0078917	0.0005841	-13.51	0.000***	-0.0090366	-0.0067469
	LR	-0.2169228	0.0191462	-11.33	0.000***	-0.2544487	-0.1793969
	LGR	-0.4545769	0.0206157	-22.05	0.000***	-0.4949829	-0.4141708
	OER	-1.129672	0.1074439	-10.51	0.000***	-1.340258	-0.9190861
Q=0.75	CR	0.2561393	0.0046126	55.53	0.000***	0.2470988	0.2651798
	LNBS	-0.0145863	0.0001056	-138.17	0.000***	-0.0147933	-0.0143794
	LR	-0.2359594	0.0029426	-80.19	0.000***	-0.2417267	-0.2301921
	LGR	-0.5818548	0.0036799	-158.12	0.000***	-0.5890672	-0.5746424
	OER	0.0918177	0.0049414	18.58	0.000***	0.0821328	0.1015027

Note: ***, ** and * state statistical significance at 1%, 5% and 10% levels, respectively. Moreover, Q= 0.25, Q= 0.50 and Q= 0.75 represent the lower quantiles (economic expansion periods), the middle quantiles (standard market conditions), and the upper quantiles (economic contraction periods), respectively.

We show the estimation results obtained for the relationship between risk-taking and profitability in Table 11, Table 12, Table 13, and Table 14, respectively. When we review Table 11, we observe that the effect of the LLPTA variable on the ROA variable in all quantiles is statistically significant and negative at a 5% level. The findings demonstrate that increasing the provision for loan losses decreases the ROA in all market conditions. The results obtained are consistent with the findings of Ul Mustafa et al. (2012), Isik (2017), Kadioglu et al. (2017), and Mujtaba et al. (2022). However, it differs from the findings of Gizaw et al. (2015). They found that there is a positive relationship between the variables.

Table 11. Panel Quantile Regression Model Estimation Results for LLPTA-ROA

Quantiles	ROA	Coefficient	Std. Dev.	Z	Prob.	95% Conf. Interval	
Q=0.25	LLPTA	-0.2469343	0.0033673	-73.33	0.000***	-0.2535341	-0.2403345
	LR	-0.0006079	0.000301	-2.02	0.043**	-0.0011978	-0.000018
	LGR	-0.0300116	0.0002667	-112.55	0.000***	-0.0305342	-0.029489
	OER	-0.0205285	0.0013304	-15.43	0.000***	-0.0231359	-0.017921
	LNBS	0.0003266	6.56e-06	49.79	0.000***	0.0003137	0.0003394
Q=0.50	LLPTA	-0.1405775	0.0027726	-50.70	0.000***	-0.1460116	-0.1351434
	LR	0.000455	0.0003237	1.41	0.160	-0.0001795	0.0010895
	LGR	-0.0377919	0.0005447	-69.38	0.000***	-0.0388595	-0.0367242
	OER	0.0019252	0.0007466	2.58	0.010**	0.0004619	0.0033885
	LNBS	0.0003312	0.0000141	23.52	0.000***	0.0003036	0.0003588
Q=0.75	LLPTA	-0.2654669	0.0063425	-41.86	0.000***	-0.277898	-0.2530358
	LR	-0.0133178	0.0009193	-14.49	0.000***	-0.0151195	-0.0115161
	LGR	-0.0553762	0.0006627	-83.56	0.000***	-0.0566751	-0.0540772
	OER	0.0053292	0.0006142	8.68	0.000***	0.0041254	0.0065331
	LNBS	-0.0028405	0.0002067	-13.74	0.000***	-0.0032457	-0.0024353

Note: ***, ** and * state statistical significance at 1%, 5% and 10% levels, respectively. Moreover, Q= 0.25, Q= 0.50 and Q= 0.75 represent the lower quantiles (economic expansion periods), the middle quantiles (standard market conditions), and the upper quantiles (economic contraction periods), respectively.

When we analyze the effect of the control variables on the model, we determine that the increase in bank size increases ROA during periods of economic expansion and under standard market conditions, while it decreases it during periods of economic contraction. We also find that the increase in banks' OER levels decreases the ROA in periods of economic expansion; in contrast, it increases in standard market conditions and periods of economic contraction. Moreover, we discover that an increase in banks' liquidity levels decreases the ROA during periods of economic expansion and contraction but increases it during standard market conditions; an increase in banks' loan growth decreases the ROA under all market conditions.

Table 12 shows that the effect of the LLPTA variable on the ROE variable in the lower quantiles is statistically significant and positive at a 5% level; in contrast, its impact is negative in the middle and upper quantiles. The findings indicate that while the increase in the provision for loan losses ratio increases the ROE in the expansion periods of the economy, it decreases it in standard market conditions and the contraction periods of the economy. In other words, the findings state an inverted U-shaped relationship between the variables. The results differ from those of Gizaw et al. (2015) and Kadioglu et al. (2017). Whereas Gizaw et al. (2015) found a positive relationship between the variables in all periods, Kadioglu et al. (2017) estimated a negative relationship. When we investigate the effect of control variables on the model, we observe that an increase in banks' OER level decreases the ROE only in periods of economic expansion and under standard market conditions. We also find that banks' loan growth and the increase in bank size reduce the ROE in all market conditions. Furthermore, we determine that the increase in banks' liquidity levels increases ROE during periods of economic expansion; in contrast, it decreases it under standard market conditions and during periods of economic contraction.

Table 12. Panel Quantile Regression Model Estimation Results for LLPTA-ROE

Quantiles	ROE	Coefficient	Std. Dev.	Z	Prob.	95% Conf. Interval	
Q=0.25	LLPTA	0.832394	0.0833824	9.98	0.000***	0.6689675	0.9958205
	OER	-0.1668049	0.007567	-22.04	0.000***	-0.181636	-0.1519738
	LNBS	-0.0014746	0.0001178	-12.51	0.000***	-0.0017055	-0.0012437
	LR	0.0739083	0.0097271	7.60	0.000***	0.0548436	0.0929731
	LGR	-0.1359076	0.0084308	-16.12	0.000***	-0.1524315	-0.1193836
Q=0.50	LLPTA	-1.994996	0.2244267	-8.89	0.000***	-2.434864	-1.555128
	OER	-0.1771178	0.065566	-2.70	0.007***	-0.3056249	-0.0486107
	LNBS	-0.0063251	0.0007856	-8.05	0.000***	-0.0078648	-0.0047853
	LR	-0.1863839	0.0207129	-9.00	0.000***	-0.2269804	-0.1457874
	LGR	-0.4303974	0.0236791	-18.18	0.000***	-0.4768077	-0.3839872
Q=0.75	LLPTA	-0.5647688	0.0319937	-17.65	0.000***	-0.6274752	-0.5020624
	OER	0.0056159	0.0047536	1.18	0.237	-0.0037009	0.0149327
	LNBS	-0.0153473	0.0001949	-78.74	0.000***	-0.0157293	-0.0149653
	LR	-0.1266836	0.002764	-45.83	0.000***	-0.132101	-0.1212663
	LGR	-0.4580675	0.0046118	-99.33	0.000***	-0.4671065	-0.4490286

Note: ***, ** and * state statistical significance at 1%, 5% and 10% levels, respectively. Moreover, Q= 0.25, Q= 0.50 and Q= 0.75 represent the lower quantiles (economic expansion periods), the middle quantiles (standard market conditions), and the upper quantiles (economic contraction periods), respectively.

According to Table 13, the effect of the RWATA variable on the ROA variable in all quantiles is statistically significant and positive at a 5% level. The findings infer that an increase in the RWATA ratio increases the ROA under all market conditions. The results are consistent

with the findings of Hu and Xie (2016) and Gasimova and Karimov (2017). When we evaluate the effect of control variables on the model, we find that the increase in bank size increases the ROA in periods of economic expansion; at the same time, it decreases it in standard market conditions and periods of economic contraction. We observe that the increase in banks' liquidity levels increases ROA during periods of economic expansion and contraction, while it decreases it during standard market conditions. In addition, we discover that the increase in banks' OER levels decreases the ROA during periods of economic expansion, while it increases under standard market conditions and during periods of economic contraction. We also conclude that raised banks' loan growth decreases the ROA under all market conditions.

Table 13. Panel Quantile Regression Model Estimation Results for RWATA-ROA

Quantiles	ROA	Coefficient	Std. Dev.	Z	Prob.	95% Conf. Interval	
Q=0.25	RWATA	0.0023962	0.0009275	2.58	0.010**	0.0005784	0.0042141
	LNBS	0.0005018	0.0000497	10.10	0.000***	0.0004044	0.0005992
	LR	0.0116153	0.0006815	17.04	0.000***	0.0102795	0.0129511
	LGR	-0.0237415	0.0004133	-57.45	0.000***	-0.0245515	-0.0229315
	OER	-0.0355178	0.0041782	-8.50	0.000***	-0.0437068	-0.0273287
Q=0.50	RWATA	0.0045767	0.0001359	33.69	0.000***	0.0043105	0.004843
	LNBS	-0.000332	0.000017	-19.58	0.000***	-0.0003653	-0.0002988
	LR	-0.0045377	0.0008242	-5.51	0.000***	-0.006153	-0.0029223
	LGR	-0.0434274	0.0005217	-83.24	0.000***	-0.04445	-0.0424048
	OER	0.0115745	0.0003776	30.65	0.000***	0.0108344	0.0123147
Q=0.75	RWATA	0.0023368	0.0001385	16.87	0.000***	0.0020653	0.0026083
	LNBS	-0.0012701	0.0000134	-94.80	0.000***	-0.0012963	-0.0012438
	LR	0.0020102	0.0005435	3.70	0.000***	0.0009449	0.0030755
	LGR	-0.0566051	0.0002733	-207.08	0.000***	-0.0571409	-0.0560694
	OER	0.0023213	0.0002432	9.55	0.000***	0.0018447	0.0027979

Note: ***, ** and * state statistical significance at 1%, 5% and 10% levels, respectively. Moreover, Q= 0.25, Q= 0.50 and Q= 0.75 represent the lower quantiles (economic expansion periods), the middle quantiles (standard market conditions), and the upper quantiles (economic contraction periods), respectively.

In Table 14, we observe that the effect of the RWATA variable on the ROE variable in all quantiles is statistically significant and positive at a 5% level. The findings reveal that an increase in the RWATA ratio increases the ROE under all market conditions. The results obtained are consistent with the findings of Hu and Xie (2016). When we analyse the effect of the control variables on the model, we conclude that the increase in bank size increases the ROE in periods of economic expansion; at the same time, it decreases it in standard market conditions and periods of economic contraction. In addition, we find that banks' loan growth and the increase in banks' liquidity and OER levels decrease the ROE under all market conditions.

Table 14. Panel Quantile Regression Model Estimation Results for RWATA-ROE

Quantiles	ROE	Coefficient	Std. Dev.	Z	Prob.	95% Conf. Interval	
Q=0.25	RWATA	0.0353463	0.0091098	3.88	0.000***	0.0174914	0.0532012
	LNBS	0.00208	0.0006901	3.01	0.003***	0.0007274	0.0034325
	LR	-0.1998137	0.0328327	-6.09	0.000***	-0.2641646	-0.1354628
	LGR	-0.3693673	0.0382618	-9.65	0.000***	-0.444359	-0.2943756
	OER	-0.5727412	0.0564612	-10.14	0.000***	-0.6834031	-0.4620793
Q=0.50	RWATA	0.0329097	0.0026398	12.47	0.000***	0.0277358	0.0380836
	LNBS	-0.0091669	0.0005958	-15.39	0.000***	-0.0103346	-0.0079991
	LR	-0.0598048	0.0039249	-15.24	0.000***	-0.0674974	-0.0521121
	LGR	-0.3191918	0.0123685	-25.81	0.000***	-0.3434336	-0.29495
	OER	-0.11295	0.0252515	-4.47	0.000***	-0.162442	-0.0634579
Q=0.75	RWATA	0.0118265	0.0008215	14.40	0.000***	0.0102164	0.0134366
	LNBS	-0.018179	0.0000871	-208.65	0.000***	-0.0183497	-0.0180082
	LR	-0.1369179	0.0020775	-65.90	0.000***	-0.1409898	-0.132846
	LGR	-0.5357694	0.002531	-211.69	0.000***	-0.54073	-0.5308088
	OER	-0.0338159	0.0044801	-7.55	0.000***	-0.0425968	-0.0250351

Note: ***, ** and * state statistical significance at 1%, 5% and 10% levels, respectively. Moreover, Q= 0.25, Q= 0.50 and Q= 0.75 represent the lower quantiles (economic expansion periods), the middle quantiles (standard market conditions), and the upper quantiles (economic contraction periods), respectively.

5. Conclusion and Policy Recommendations

This study wants to investigate the relationship between BC, risk-taking and profitability in Turkish commercial banks. Therefore, we consider the traditional and RBC ratios to represent BC, the provision for loan losses ratio and the RWATA ratio to describe risk-taking behaviour, and the ROA and ROE to represent profitability indicators. We perform the analyses based on QRPD with NAFE models. Firstly, we identify the following findings from the models testing the relationship between BC and risk-taking:

During periods of economic expansion and under standard market conditions, the increase in banks' RBC ratios increases the provision for loan losses. The findings suggest that during periods of economic expansion and under standard market conditions, commercial banks increase loan loss provisions to hedge against credit default when RBC ratios increase. While the increase in banks' traditional capital ratios increases the provision for loan losses under standard market conditions and in periods of economic contraction, it decreases it in periods of economic expansion. The findings indicate that commercial banks keep their loan loss provisions at low levels during periods of economic expansion due to the low probability of default from market conditions. In addition, the findings state that in standard market conditions and periods of economic contraction, they increase their provisions for loan losses due to the high probability of default due to increased risk and funding costs. Under all market conditions, the increase in banks' RBC ratios reduces the share of RWATA in total assets. The findings reveal that bank managers interpret the increased risk differently, increase their investments in risky assets, and hold less capital to benefit from the advantages of the deposit insurance system. The results support the moral hazard hypothesis. While the increase in banks' traditional capital ratios decreases the share of RWATA in total assets under standard market conditions, it increases it during periods of economic contraction. The findings imply that commercial bank managers reduce their investments in risky assets to maintain high capital levels under standard

market conditions; during economic contractions, increased capital levels motivate them to take high-risk groups.

Secondly, we obtain the following findings from the models testing the relationship between BC and profitability. Under all market conditions, increasing banks' RBC ratios increase ROA. The findings show that the efforts to develop more risk-sensitive regulations and create a secure financial system with Basel implementations are welcomed positively by investors, and banks increase their profit margins by investing more in riskier assets due to their cost-efficient position. The results support the cost-skimping hypothesis. Under all market conditions, increasing banks' traditional capital ratios increase ROA. The results support the regulatory assumption hypothesis that bank managers can reflect private information about good bank prospects by raising capital, which can attract investors and positively affect the ROA. Consistent with the agency theory, the findings also reveal that bank managers may prefer high leverage levels in the event of bankruptcy or bail-in because of the high returns obtained from agency costs rather than closing the bank's deficit. Banks' RBC ratios and ROE have an inverted U-shaped relationship. The findings suggest that during periods of economic expansion, banks have sufficient equity to cover their risk levels; low default risk reduces the cost of capital and increases the ROE. In addition, the findings indicate that the increase in the cost of capital due to increased risk under standard market conditions and during economic contractions reduces banks' willingness to hold capital, reducing the ROE. Banks' traditional capital ratios and ROE have an inverted N-shaped relationship. The findings indicate that banks use their capital prudently and increase their OER by reducing external dependence during periods of economic expansion. In addition, the results mean that under standard market conditions, banks increase their level of external support and capital costs to engage in risky investment areas, reducing banks' willingness to hold capital and operational efficiency. In periods of economic contraction, we can also interpret that bank managers increase their OER levels due to the agency costs arising from the difference between banks' and supervisory authorities' risk perception.

Finally, we conclude the following findings from the models testing the relationship between risk-taking and profitability. Under all market conditions, increasing banks' provision for loan losses reduces the ROA. The findings state that this situation arises from banks having to set aside high loan loss provisions to cover the risk since they operate in challenging environments and cannot control their credit transactions. Under all market conditions, increasing the RWATA ratio increases the ROA. The findings show that increasing bank managers' risk appetite increases banks' return on assets; therefore, banks' balance between ROA and risk-taking is vital. The findings support the portfolio and risk-bearing profit theories. The provision for loan losses ratio and ROE have an inverted U-shaped relationship. The findings suggest that during periods of economic expansion, bank managers use cost-efficiency advantages in different investment areas by strengthening their credit management capacity and earnings management. The findings also reveal that under normal market conditions and in periods of economic contraction, bank managers use their available capital to cover the risk due to their inability to foresee the trouble arising from their lending activities, negatively affecting the ROE. Under all market conditions, an increase in the RWATA ratio increases the ROE. Consistent with the portfolio and risk-bearing profit theories, the findings state that rising bank managers' risk appetite increases banks' ROE; therefore, banks need to maintain the balance between ROE and risk-taking.

The research findings provide useful information for decision-makers and bank managers to evaluate the relationship between risk, capital, and profitability and to consider that no single factor alone can be sufficient in building bank soundness. In addition, the findings highlight that managers and regulators should focus on bank capitalization and look at profitability, capital ratios, and risk-taking levels to enhance bank stability. This study tests the data of a total of 18 banks consisting of public, private, and foreign capitalized banks for the period 2012-2022. Therefore, future studies can emphasize the issue's importance by extending the period range and comparing two samples of commercial banks and investment and development banks. Furthermore, future studies can investigate the interrelationships between BC, risk-taking, and profitability by including different economic indicators and the mediating role of bank regulation in the analyses to make in-depth predictions.

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

- Abbas, F. and Aziz, B. (2020). The interdependence between capital and profitability in banking industry of Asia: A comparative study of developed and developing economies. *NUML International Journal of Business & Management*, 15(2), 17-34. Retrieved from <https://www.proquest.com/>
- Abbas, F. and Bashir, A. (2021). Ex ante, ex post risk and bank capital ratios: An empirical investigation. *Journal of Economic and Administrative Sciences*, Advance online publication. doi:10.1108/JEAS-06-2021-0108
- Abbas, F., Ali, S., Moudud-Ul-Huq, S. and Naveed, M. (2021). Nexus between bank capital and risk-taking behaviour: Empirical evidence from US commercial banks. *Cogent Business & Management*, 8(1), 1947557, 1-18. <https://doi.org/10.1080/23311975.2021.1947557>
- Abbas, F., Ali, S., Yousaf, I. and Wong, W-K. (2022). Economics of risk taking, risk-based capital and profitability: Empirical evidence of Islamic banks. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 18(1), 1–31. <https://doi.org/10.21315/aamjaf2022.18.1.1>
- Abbas, F., Iqbal, S. and Aziz, B. (2019). The impact of bank capital, bank liquidity and credit risk on profitability in postcrisis period: A comparative study of US and Asia. *Cogent Economics & Finance*, 7(1), 1605683, 1-19. <https://doi.org/10.1080/23322039.2019.1605683>
- Akhmedjonov, A. and Balci-Izgi, B. (2015). If bank capital matters, then how? The effect of bank capital on profitability of Turkish banks during the recent financial crisis. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 8(1-2), 160-166. <https://doi.org/10.1080/17520843.2014.940988>
- Allard, A., Takman, J., Uddin, G.S. and Ahmed, A. (2018). The N-shaped environmental Kuznets curve: An empirical evaluation using a panel quantile regression approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 25, 5848-5861. <https://doi.org/10.1007/s11356-017-0907-0>
- Ashraf, B.N., Arshad, S. and Hu, Y. (2016). Capital regulation and bank risk-taking behavior: Evidence from Pakistan. *International Journal of Financial Studies*, 4(3), 16. <https://doi.org/10.3390/ijfs4030016>
- Ayaydin, H. and Karakaya, A. (2014). The effect of bank capital on profitability and risk in Turkish banking. *International Journal of Business and Social Science*, 5(1), 252-271. Retrieved from <http://www.ijbssnet.com/>
- Aydin, Y. (2019). The relationship between bank capital and profitability: Evidence from Turkish banking sector. *Journal of International Social Research*, 12(62), 1174-1181. <http://dx.doi.org/10.17719/jisr.2019.3128>
- BCBS. (1988). *International convergence of capital measurement and capital standards*. Retrieved from <https://www.bis.org/publ/bcbs04a.pdf>
- BRSA. (2005). *10 soruda yeni Basel sermaye uzlaşısı (Basel II)*. Retrieved from https://www.bddk.org.tr/contentbddk/dokuman/duyuru_basel_0001_38.pdf
- BRSA. (2010). *Sorularla Basel III*. Retrieved from https://www.bddk.org.tr/ContentBddk/dokuman/duyuru_basel_0001_53.pdf
- Bitar, M., Pukthuanthong, K. and Walker, T. (2018). The effect of capital ratios on the risk, efficiency and profitability of banks: Evidence from OECD countries. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 53, 227-262. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2017.12.002>
- Boamah, N.A., Opoku, E. and Boakye-Dankwa, A. (2023). Capital regulation, liquidity risk, efficiency and banks performance in emerging economies. *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 31(1), 126-145. <https://doi.org/10.1108/JFRC-09-2021-0076>
- Bouheni, F.B. and Rachdi, H. (2015). Bank capital adequacy requirements and risk-taking behavior in Tunisia: A simultaneous equations framework. *Journal of Applied Business Research*, 31(1), 231-238. <https://doi.org/10.19030/jabr.v31i1.9003>
- Bunyaminu, A., Bashiru, S., Amadu, I.M., Yakubu, I.N. and Iddrisu, A.J. (2021). Investigating the impact of capital adequacy ratio and corruption on bank risk-taking in Ghana. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 25(4), 1-7. doi:1528-2635-25-3-716

- Celik, S. and Kaya, F. (2019). Micro-variables that affect bank profitability: A research on the Turkish banking sector. *Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 19(3), 765-788. <https://doi.org/10.11616/basbed.v19i49542.594328>
- Coccorese, P. and Girardone, C. (2021). Bank capital and profitability: Evidence from a global sample. *The European Journal of Finance*, 27(9), 827-856. <https://doi.org/10.1080/1351847X.2020.1832902>
- Dao, B.T.T. and Nguyen, D.P. (2020). Determinants of profitability in commercial banks in Vietnam, Malaysia and Thailand. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(4), 133-143. doi:10.13106/jafeb.2020.vol7.no4.133
- Demir, Y. and Kucukkaplan, I. (2017). An overview of preventive, restrictive and supervisory regulations in Turkish banking system. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10(2), 188-202. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ohuiibf>
- Demirguc-Kunt, A. and Kane, E.J. (2002). Deposit insurance around the globe: Where does it work? *Journal of Economic Perspectives*, 16(2), 175–195. <https://doi.org/10.1257/0895330027319>
- Dias, R. (2021). Capital regulation and bank risk-taking—new global evidence. *Accounting & Finance*, 61(1), 847-884. <https://doi.org/10.1111/acfi.12595>
- Dinu, V. and Bunea, M. (2022). The impact of competition and risk exposure on profitability of the Romanian banking system during the COVID-19 pandemic. *Journal of Competitiveness*, 14(2), 5–22. <https://doi.org/10.7441/joc.2022.02.01>
- Farkasdi, S., Septiawan, B. and Alghifari, E.S. (2021). Determinants of commercial banks profitability: Evidence from Germany. *Jurnal Riset Akuntansi Kontemporer*, 13(2), 82-88. <https://doi.org/10.23969/jrak.v13i2.4500>
- Gasimova, G. and Karimov, A. (2017). Basel III capital adequacy requirements and their effects on the Turkish banking system. *Uygulamalı Sosyal Bilimler Dergisi*, 1(2), 19-45. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/iuusbd>
- Gizaw, M., Kebede, M. and Selvaraj, S. (2015). The impact of credit risk on profitability performance of commercial banks in Ethiopia. *African Journal of Business Management*, 9(2), 59-66. doi:10.5897/AJBM2013.7171
- Gunes, N. (2014). Profitability in Turkish banking sector: Panel data analysis (The period 1990-1999). *Journal of Economic and Social Thought*, 1(1), 15-26. Retrieved from <http://kspjournals.org/index.php/JEST/>
- Guris, S. and Sak, N. (2019). Investigation of environmental Kuznets curve hypothesis with non-additive fixed effect panel quantile method. *Business and Economics Research Journal*, 10(2), 327-340. doi: 10.20409/berj.2019.171
- Hamza, H. and Saadaoui, Z. (2013). Investment deposits, risk-taking and capital decisions in Islamic banks. *Studies in Economics and Finance*, 30(3), 244-265. <https://doi.org/10.1108/SEF-Feb-2012-0016>
- Harkati, R., Alhabshi, S. M. and Kassim, S. (2020). Does capital adequacy ratio influence risk-taking behaviour of conventional and Islamic banks differently? Empirical evidence from dual banking system of Malaysia. *Journal of Islamic Accounting and Business Research*, 11(9), 1989-2015. <https://doi.org/10.1108/JIABR-11-2019-0212>
- Hoque, H. and Liu, H. (2023). Impact of bank regulation on risk of Islamic and conventional banks. *International Journal of Finance & Economics*, 28(1), 1025-1062. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2462>
- Hu, T. and Xie, C. (2016). Competition, innovation, risk-taking, and profitability in the Chinese banking sector: An empirical analysis based on structural equation modeling. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 2016,1-10. <http://dx.doi.org/10.1155/2016/3695379>
- Iannotta, G., Nocera, G. and Sironi, A. (2007). Ownership structure, risk and performance in the European banking industry. *Journal of Banking & Finance*, 31(7), 2127–2149. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.07.013>

- Isik, O. (2017). Internal determinants of profitability of state, private and foreign owned commercial banks operating in Turkey. *Journal of Economics Finance and Accounting*, 4(3), 342-353. <https://doi.org/10.17261/Pressacademia.2017.701>
- Isik, O. and Belke, M. (2017). The determinants of liquidity risk: Evidence from banks traded on Borsa Istanbul. *Journal of Research in Economics, Politics & Finance*, 2(2), 113-126. <https://doi.org/10.30784/epfad.354458>
- Isik, O., Yalman, I.N. and Kosaroglu, S.M. (2017). Factors affecting the profitability of deposit banks in Turkey. *İřletme Arařtırmaları Dergisi*, 9(1), 362-380. doi:10.20491/isarder.2017.249
- Jabra, W.B., Mighri, Z. and Mansouri, F. (2017). Bank capital, profitability and risk in BRICS banking industry. *Global Business and Economics Review*, 19(1), 89-119. <https://doi.org/10.1504/GBER.2017.080782>
- Jensen, M.C. and Meckling, W.H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X)
- Kadioglu, E., Telceken, N. and Ocal, N. (2017). Effect of the asset quality on the bank profitability. *International Journal of Economics and Finance*, 9(7), 60-68. Retrieved from <https://www.ccsenet.org/journal/index.php/ijef>
- Kaplan, H.E., Hazar, A. and Babuscu, S. (2023). Scale factor in the performance of deposit banks-Turkey case. *Journal of Research in Economics, Politics & Finance*, 8(2), 244-262. <https://doi.org/10.30784/epfad.1284307>
- Kaya, P., Babuscu, S. and Hazar, A. (2022). The impact of capital adequacy on the profitability of Turkish deposit banks in the period before and after the implementation of Basel II. *Afyon Kocatepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24(2), 46-60. <https://doi.org/10.33707/akuiibfd.1128039>
- Kilic, M. (2019). The effect of the financial structure of banks on profitability: An analysis on the privately-owned deposit banks. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 24, 45-58. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.579950>
- Kocaman, B.E., Hazar, A. and Babuscu, S. (2018). The effects of structured credits on bank profitability in the Turkish banking sector. *Journal of Research in Economics, Politics & Finance*, 3(3), 226-242. <https://doi.org/10.30784/epfad.462990>
- Koenker, R. (2004). Quantile regression for longitudinal data. *Journal of Multivariate Analysis*, 91(1), 74-89. <https://doi.org/10.1016/j.jmva.2004.05.006>
- Koenker, R. and Bassett, Jr.G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46(1), 33-50. <https://doi.org/10.2307/1913643>
- Lee, C.C., Ning, S.L. and Lee, C.C. (2015). How does bank capital affect bank profitability and risk? Evidence from China's WTO accession. *China & World Economy*, 23(4), 19-39. <https://doi.org/10.1111/cwe.12119>
- Markowitz, H.M. (1991). Foundations of portfolio theory. *The Journal of Finance*, 46(2), 469-477. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb02669.x>
- Mateev, M., Moudud-Ul-Huq, S., Sahyouni, A. and Tariq, M.U. (2022). Capital regulation, competition and risk-taking: Policy implications for banking sector stability in the MENA region. *Research in International Business and Finance*, 60(01579), 1-30. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2021.101579>
- Mendoza, R. and Rivera, J.P.R. (2017). The effect of credit risk and capital adequacy on the profitability of rural banks in the Philippines. *Scientific Annals of Economics and Business*, 64(1), 83-96. doi:10.1515/saeb-2017-0006
- Mohsin, A.K.M. and Hongzhen, L. (2019). A study on the impact of risk and competition on bank profitability in Bangladesh. *North American Academic Research*, 2(8), 1-40. <https://doi.org/10.5281/zenodo.3359666>
- Mujtaba, G., Akhtar, Y., Ashfaq, S., Abbas Jadoon, I. and Hina, S.M. (2022). The nexus between Basel capital requirements, risk-taking and profitability: What about emerging economies? *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 35(1), 230-251. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2021.1890177>

- Myers, S.C. (2001). Capital structure. *Journal of Economic Perspectives*, 15(2), 81–102. <https://doi.org/10.1257/jep.15.2.81>
- Nguyen, T.P.T. and Nghiem, S. (2015). The interrelationships among default risk, capital ratio and efficiency: Evidence from Indian banks. *Managerial Finance*, 41(5), 507-525. <https://doi.org/10.1108/MF-12-2013-0354>
- Nur, T. (2022). Specific factors affecting risk-taking behaviour: Panel cointegration and causality analysis on BIST bank index. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 52, 363-378. <https://doi.org/10.30794/pausbed.1076301>
- Okuyan, H.A. (2013). Capital structure in Turkish banking sector. *Ege Academic Review*, 13(3), 295-302. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/eab>
- Okuyan, H.A. and Karatas, Y. (2017). Profitability analysis of Turkish banking sector. *Ege Academic Review*, 17(3), 395-406. doi:10.21121/eab.2017328405
- Orgun, G.S. (2023). Effect of liquidity risk on bank performance: An investigation on banks operating on Borsa Istanbul. *Dicle Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 32, 694-711. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/diclesosbed>
- Powell, D. (2022). Quantile regression with nonadditive fixed effects. *Empirical Economics*, 63(5), 2675-2691. <https://doi.org/10.1007/s00181-022-02216-6>
- Rahman, M.M., Zheng, C., Ashraf, B.N. and Rahman, M.M. (2018). Capital requirements, the cost of financial intermediation and bank risk-taking: Empirical evidence from Bangladesh. *Research in International Business and Finance*, 44, 488-503. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.07.119>
- Rakshit, B. and Bardhan, S. (2022). An empirical investigation of the effects of competition, efficiency and risk-taking on profitability: An application in Indian banking. *Journal of Economics and Business*, 118, 106022, 1-17. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2021.106022>
- Sanic, Y.H. and Sendeniz-Yuncu, I. (2021). Dynamics of bank profitability: Evidence from Turkey. *METU Studies in Development*, 48(June), 57-76. Retrieved from <https://open.metu.edu.tr/handle/11511/92100>
- Senol, Z., Oncul, M. and Alici, M.S. (2019). The effect of bank specific financial risks on bank profitability. *Journal of International Management Educational and Economics Perspectives*, 7(2), 101-109. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/jimeep>
- Shair, F., Sun, N., Shaorong, S., Atta, F. and Hussain, M. (2019). Impacts of risk and competition on the profitability of banks: Empirical evidence from Pakistan. *PLoS One*, 14(11), 1-27, <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0224378>
- Subhani, G., Ali, S. and Iqbal, M. (2022). Bank capital, risk and profitability: A comparative study of Europe and MENA countries. *African Journal of Accounting and Financial Research*, 5(2), 1-15. doi:10.52589/AJAFR-LC4V4U4I
- Topak, M.S. and Talu, N.H. (2017). Bank specific and macroeconomic determinants of bank profitability: Evidence from Turkey. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(2), 574-584. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/ijefi>
- Ul Mustafa, A.R., Ansari, R.H. and Younis, M.U. (2012). Does the loan loss provision affect the banking profitability in case of Pakistan? *Asian Economic and Financial Review*, 2(7), 772-783. Retrieved from <https://archive.aessweb.com/>
- Van Dooren, M. (2017). Estimating the determinants of bank profitability in the European Union from 1998-2013. *The Park Place Economist*, 25(1), 13, 1-14. Retrieved from <https://digitalcommons.iwu.edu/parkplace/>
- Yaman, S. (2021). The effects of bank specific factors on banks profitability: Panel data analysis on Turkish banking system. *İktisadi ve İdari Yaklaşımlar Dergisi*, 3(2), 77-100. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/jeaa>
- Yazici, E. and Kandil-Goker, I.E. (2019). The effect of banking regulations on risk-taking behaviour of banks: A research in the Turkish banking sector. *Journal of International Management Educational and Economics Perspectives*, 7(2), 120-138. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/jimeep>

THE EFFECTS OF COMMON MACROECONOMICS FACTORS ON U.S. STOCK RETURNS*

Ortak Makroekonomi Faktörlerinin ABD Hisse Senedi Getirileri Üzerindeki Etkileri

Serkan ŐENGÜL**

Abstract

In this study, the explanatory power of the macro variables in relation to the variation of stock returns has been discussed in terms of the economy of the USA. To make an analysis of the cross-section of the stock returns, 131 Macroeconomic variables between 1964 and 2007 have been put into use. Summing up the information in 131 monthly series, dynamic factor analysis is used to take out 8 potential factors. So that the pragmatic presentation of the factor model can be measured, Fama-Macbeth's test procedure of two phases is applied. In addition to the variables included in the literature such as market risk factor, size factor, value factor, and momentum factors, it is found that the macro factors are highly influential on the explanation of the common variation in U.S stock returns. The tests stated above have been performed by means of Fama French 49 industry portfolios, apart from Fama French 100 portfolios that have been formed on size and book. Furthermore, the factor model is established and intended for certain periods of boom and recession. The relations established between latent factors and stock returns appear to be unimportant during the downturn periods.

Key Words:

Stock Return, Fama French, CAPM, Macroeconomic Factors, Principal Component Analysis

JEL Codes:

G12, E44, C30

Öz

Bu alıřmada, makro deęiřkenlerin hisse senedi getirilerindeki deęiřimi aıklama gcü ABD ekonomisi aısından ele alınmıřtır. Hisse senedi getirilerinin yatay kesiti üzerinde bir analiz yapmak için 1964-2007 yılları arasındaki 131 makroekonomik deęiřken kullanılmıřtır. Aylık 131 serideki bilgileri toplayarak, 8 potansiyel faktörü ıkarmak için dinamik faktör analizi kullanılmıřtır. Faktör modelinin pragmatik sunumunun ölçülebilmesi için Fama-Macbeth'in iki ařamalı test prosedürü uygulanmıřtır. Piyasa riski faktörü, büyüklük faktörü, deęer faktörü ve momentum faktörü gibi literatürde yer alan deęiřkenlere ek olarak, makro faktörlerin ABD hisse senedi getirilerindeki ortak varyasyonun aıklanmasında oldukça etkili olduęu tespit edilmiřtir. Yukarıda belirtilen testler, büyüklük ve deftere göre oluřturulan Fama French 100 portföylerinin yanı sıra Fama French 49 endüstri portföyleri aracılıęıyla gerekleřtirilmiřtir. Ayrıca, faktör modeli oluřturulmuř ve belirli patlama ve durgunluk dönemleri için tasarlanmıřtır. Gizli faktörler ile hisse senedi getirileri arasında kurulan iliřkilerin gerileme dönemlerinde önemsiz olduęu görölmektedir.

Anahtar Kelimeler:

Hisse Senedi Getirisi, Fama French, KVFM, Makroekonomik Faktörler, Temel Bileřen Analizi

JEL Kodları:

G12, E44, C30

* This study is derived from the master thesis entitled "The Effects of Common Macroeconomics Factor on U.S. Stock Returns" written by the author under supervision of Prof. Ali Akkemik at Kadir Has University Institute of Social Sciences.

** Ph.D., Yıldız Technical University, Türkiye, sengulserkan77@gmail.com, ORCID: 0000-0001-9891-9477

Received Date (Makale Geliř Tarihi): 17.05.2023 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 16.09.2023

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



1. Introduction

In last few decades, a common wondering issue is the relationship between the economy and the financial sector (e.g. Chen et al., 1986; Cheung and Ng, 1998; Altay, 2003). The behind idea of this curiosity is to find the effects of macroeconomic factors on the global financial crises. Although there are so many works in the literature to investigate the relationship, so few have a close interest the interrelations between the macroeconomic factors and the financial variables. Moreover, the main difference of this study is to use 131 macroeconomic variables which are higher than all relative works.

According to much research, there are significant effects of macroeconomic factors such as inflation, interest rate, etc. on stock returns (Fama, 1981; Chung and Tai, 1999; Christopher et al., 2006). The most known model to analyze the interactions between the macroeconomic variables and the stock returns is the arbitrage pricing theory called APT. This theory was developed by Ross (1976) where various factors which created the risk factor can be used to explain the stock return. The first study with the APT model in the literature was done by Gehr (1975). Such macroeconomic variables are used to explain the stock return in the U.S. stock market by Chen et al. (1986). Their work was also the first empirical analysis of APT which is considered as a macroeconomic approach. They found that there are some variables such as the production or change in risk premiums which have positive effects, although some others such as the expected or unexpected inflation rate have adverse effects on the expected stock returns.

There are different models besides, APT, such as Capital Asset Pricing Model (CAPM) or Modern Portfolio Theory (MPT) to show the relationship between the stock return and the macroeconomic factors. And some authors designed their fact models according to the aim of the model. For instance, Fama and French (1992) included some microeconomic variables such as firm size or book to market equity to present the fundamental factor model. A different example can be seen in the study of Chen et al. (1986). They also included consumption and oil prices as macroeconomic variables to make an economic factor model. The APT can be considered as the extension version of the other models.

Bodurtha et al. (1989) expanded the study of Chen et al. (1986) by adding such global factors to the model. First, they repeated the same analysis with the same macroeconomic factors and smaller sample data however, the only significant factor is the production of the industry. Then, they added the five global factors besides the local factors and the expanded model gave better results that some insignificant factors became significant.

By Martinez et al. (2005) or Poon and Taylor (1991), the relative studies were done for the UK and Spanish stocks market. They could not find any close relationship of the variables. Moreover, Gonsel and Cukur (2007) revised the study for the London Stock Exchange while Rjoub et al. (2009) made it for Istanbul Stock Exchange. In both studies, they found that the variables have effects, probative or negative, on the different individual and industry portfolios.

This paper examines how the macroeconomic variables work for explaining the cross section of the US share of earnings. It is put forward by the classical economic theory that the financial sector and macro economy have some aspects in common. Not just a particular theory has prevailed in this study. Instead, various studies that associate asset prices and returns with macro variables have been used. When it comes to the practice, deciding on the establishment of

a corresponding link between the macro variables and asset prices becomes more difficult. The analysis covered in this study reveals an empirical attempt to establish and support this link.

To examine the cross section of stock returns, the papers written in this regard gave place to a small number of variables. On the other hand, this paper presents 131 macroeconomic variables of the U.S. economy in relation to the dynamic factor analysis with the aim of extracting common macro factors. This introduces some advantages and disadvantages. Considering a great number of factors, it becomes obvious that certain errors related to measurement will not be that important compared to a few numbers of factors, because these factors will substantially vary. Besides, a single macro series may not be a priced factor; however, the combination of tens of them may become a priced factor.

The key distinction and most significant contribution of this study to the existing body of work and literature is its experimental endeavor to establish a general linkage between macroeconomic factors and stock returns, rather than relying on existing theories. Additionally, it is the first study that uses both individual and industry portfolios at the same time. Also, this paper explores the transformation of latent macro factors when applied to Fama French 100 portfolios categorized by size and book value. These latent factors undergo a significant shift in becoming priced risk factors. Additionally, certain latent macro factors demonstrate a remarkable capacity to offer explanations that extend well beyond the scope of the CAPM and the Fama French 3-factor model, even when the momentum factor is incorporated into the Fama French model. The research encompasses a variety of portfolio structures, including references to 49 industry portfolios, to ensure its reliability. Another noteworthy aspect involves assessing the effectiveness of certain latent factors in explaining the collective movement of industry portfolios. Furthermore, separate tests were conducted for periods of economic growth and contraction. On one hand, the excluded factors failed to account for priced risk factors during recessionary periods. On the other hand, some of the latent factors appeared to have little significance during periods of economic expansion.

2. Literature Review

Examining the relationship between risk and return requires the factor models. Furthermore, there is an allegation on their part that the systematic risk is completely under the control of the factors. What the factors that have been set out in a factor model explain is the reason why some group of stocks' returns is inclined to act together. Also, they are needed to explain the variations of the stock returns in detail.

The two most widely used and popular theories in relation to the asset pricing literature, are the CAPM and Arbitrage Pricing Theory (APT). In the CAPM, systematic risk is the unique factor to explain the variations in stock returns. As it gets larger, the return is expected to be larger to the same extent. Regarding this, the CAPM brings up the idea that there is a linear relationship between the expected return and the systematic risk.

The model was constructed and introduced by Jack Treynor (1961), William Sharpe (1964), John Lintner (1965), Jan Mossin (1966) separately, and it is mostly based on the previous works conducted by Harry Markowitz, MPT, drawn up in 1950's. The CAPM is deemed valid along with some assumptions which are; (i) Investors come to an agreement about the return distribution, (ii) Investment horizon is fixed for each investor, (iii) Investors make

use of the efficient portfolios that establish a connection between the CAPM and MPT, (iv) Borrow and lending can be done at risk-free rate, (v) There is an equilibrium in the stock market, (vi) Investors avoid taking risks and also act rationally, (vii) There is a perfect information

The experimental studies conducted by, Reinganum (1981), Gibbons (1982), and Coggin and Hunter (1985) all point out that the CAPM does not work efficiently. To compensate for the drawbacks of the CAPM model, Ross (1976) developed the APT. The APT offers predictions on the relationship between an asset return and risk premiums of the different factors. As a difference between the theories included in this study so far, the APT does not put forward equilibrium, unlike the CAPM. The CAPM can be regarded as a special case within the scope of the APT. Therefore, it does not determine the factors. Moreover, the APT comes up with softer presumptions which are; (i) A factor model can describe all common variations, (ii) No arbitrage opportunities are available, (iii) The idiosyncratic risk can be diversifiable.

The factors are required for the APT. Since they are not set out in the theory, some models or analysis techniques are required to extract the factors. In the macroeconomic models, there is a comparison between stock returns and the macroeconomic variables such as interest rate, inflation, or production. Certain macroeconomic factors have been used by Chen et al. (1986) to provide an explanation for the stock returns.

The second way to extract the factors is through econometric models. The most known type of econometric model in this sense is Principal Component Analysis which is explained in the methodology section.

Another method is data mining which enables the determination of the correct portfolios, the returns of which can be proxy variables for the factors. Fama and French state that there are two factors which are value and size besides the systematic risk and these factors have great explanatory power for the stock returns. Post and Levy (2005) found that the firms that have small market capitalization (counted as small firms) have positive abnormal returns around 2-4% per year while the big firms that have large market capitalization have negative abnormal returns. Post and Levy (2005) concluded a result about the value effect that value stock has positive abnormal returns approximately 4 and 6 percent in a year. This model of Fama French was extended by Carhart (1997) who adds a momentum factor. Post and Levy (2005) state that the momentum effect is more important than size and value effect so that it has a significant effect to determine the stock returns. Especially for the small firms which are categorized according to the size factor, the momentum effect became more significant.

Chan et al. (1985) researched separately the size effect on the stock return for a small number of firms that have high average returns and different sizes. They constructed a data set for 20 firms and their macroeconomic factors were the growth of production, change in the risk premium, inflation, etc. They took the difference between two portfolios which are the smallest and the biggest to determine which factors are important. They found that the change in risk premium is the most deterministic factor for the stock returns of firms that have different sizes.

Roll and Ross (1980) extended the first research which was done by Gehr (1975) by increasing the data set to find the significance of the test for the stock returns. They implied this factor model for the New York Stock Exchange between 1962 and 1972. They concluded that the test that was made for the five factors model gave weak results for the expected stock

returns. Dhrymes et al. (1984) tried to find the problems in the analysis of Roll and Ross (1980). The first one is that the number of risk factors that were identified increased with the number of securities positively. The other one is that there was a complication in diagnosing the factors that generate the stock returns.

Some information about the study of Chen et al. (1986) was given before but some more details should be discussed in this section since their work is the closest one to this study. They decided to use a different factor model which contains the macroeconomic variables (in 1980s), to find the significant factors for the asset returns. They used the Fama Macbeth two-pass regression model to forecast the relationship between the macroeconomic variables and the stock returns. Their main purpose was to find the estimated risk premium for every factor used in the model and then to make a test to check their significance. They obtained that four of the factors, risk premium, industry production, interest rate, and unexpected inflation, have mixed significance effects to explain the stock returns.

Poon and Taylor (1991) used the same model as Chen et al. (1986) to determine the stock returns for the UK stock market. However, unlike Chen et al. (1986), they could not find any effects of the macroeconomic factors on the stock returns. Martinez et al. (2005) also did the same analysis for the Spanish stock market; they could not obtain any meaningful relationship between the stock returns and the used factors, too. On the other hand, Hamao (1988) repeated the same framework for the Japanese stock market and according to his study, anticipated inflation, risk premium, and interest rate have significant effects on stock returns.

Cauchie et al. (2003) researched the effects of macroeconomic variables on the returns of stocks that were taken from the Swiss stock market by using the APT model. They extracted the macroeconomic factors via the principal component analysis and the significance of four variables for stock returns was confirmed by using 17 years of monthly data. Gonsel and Cukur (2007) used a portfolio model to explain the stock returns for the London Stock Exchange and they found that all independent variables which are eight macroeconomic variables have significant effects on the stock returns.

3. Methodology

In the methodology part, firstly the principal component analysis and then the methods of the research for the asset pricing will be explained. The determined latent factors will be extracted by the principal component analysis. This work and the two-stage Fama Macbeth regressions of the latent factor portfolios will be employed.

3.1. Principal Component Analysis

Principal Component Analysis is a model used to find correlations in the data. The PCA sets out the use of principal components which are reduced as its main objective to indicate the original variables.

The principal component analysis functions for resolving the problems related to the measurement error in the data series. This analysis expects a great number of macro series to be explained by a few potential factors. Stock and Watson (2002) and Bai and Ng (2002) pointed out that the PCA can be used to extract the latent factors. Stock and Watson (2006) employed

the analysis in different estimation methods and discussed its certain advantages and disadvantages. They seek to make a comparison between the performances of estimation methods for the industrial production in the U.S. To convey their statement in this regard, “the dynamic factor analysis allows us to turn dimensionality from a curse into a blessing”. Ludvigson and Ng (2007) also employed the model to take factors out to explain the excess return of stock market.

As stated above, the PCA is a common method to make a prediction about the factors. This paper will handle this analysis model to determine the potential factors and then to test their significance.

3.2. Constructing the Factor Model

According to the literature review, the following equation for r_{it} , will be most appropriate in return time t .

$$r_{it} = a_i + \sum_{j=1}^N b_{ij} * I_j + e_{it} \quad (1)$$

$$E(e_{it}) = 0; \text{ cov}(e_{it}I_j) = 0$$

r_{it} represents the actual return, a_i signifies the constant term or intercept, b_{ij} denotes the slope coefficient, I_j represents the factor, and e_{it} stands for the error term.

After adding the basic econometric assumptions that the error terms are not correlated to each other ($\text{cov}(e_{it}, e_{jt}) = 0$) in order to get rid of the autocorrelation problem, the model above transforms a factor model. Another important assumption is that an error term of the return of an asset is not correlated to each other. The final assumption about the above equation is that the residuals are not correlated with the independent variables.

After constructing the factor model, all the factors should be derived specifically. There are three different strategies that can be used to determine the factors in the literature. These three methods, using the economic variables, econometric models, and data mining, are discussed in the literature review section.

3.3. Determining the Factors

Using macroeconomic variables is so useful to examine the variation in U.S stock returns. In this direction, the variable, I_{jt} , is added to the model to show all macroeconomic variables. Implying the factor model may conclude some measurement errors because the data which is used is so huge. To get rid of the problems, I_{jt} needs to be defined as a regression model specifically,

$$I_{jt} = \lambda_i^T f_t + e_{it} \quad (2)$$

where $I_t = (I_{1t}, I_{2t}, \dots, I_{nt})$ and $\lambda_i = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n)$. In the equation, f_t represents the factors, λ_i represents the factor loadings and e_{it} represents residuals. After estimating the factors by PCA, the sum of square of errors should be minimized.

3.4. Two Stage Regression Procedure

The next step, after the construction of the factor model, is to evaluate the performances of the factors. The best way to measure the performance in APT is Fama-MacBeth model. Fama-MacBeth (1973) is a commonly used method to determine the estimated values of APT variables. The process has two stages: the first one is to conduct the time regression. In this regression, the estimated slope coefficients are determined and then these estimated values will be used to realize the second step of the regression to measure the risk premiums. To estimate the slope coefficients, the following regression model is used.

$$r_{it} = \bar{r}_i + b_1f_{1t} + b_2f_{2t} + b_3f_{3t} + b_4f_{4t} + b_5f_{5t} + b_6f_{6t} + b_7f_{7t} + b_8f_{8t} + e_{it} \quad (3)$$

$$r_{it} - \bar{r}_i = b_1f_{1t} + b_2f_{2t} + b_3f_{3t} + b_4f_{4t} + b_5f_{5t} + b_6f_{6t} + b_7f_{7t} + b_8f_{8t} + e_{it} \quad (4)$$

In the above regression model, the risk factors are represented by the latent macroeconomic factors. The regressions will be repeated by adding the market risk factor, size, value and momentum factors.

Combining the latent factors and the market risk factor gives the following equation:

$$r_{it} = \bar{r}_i + b_1f_{1t} + \dots + b_8f_{8t} + \beta_i(r_{mt} - r_{ft}) + e_{it} \quad (5)$$

$$r_{it} - \bar{r}_i = b_1f_{1t} + \dots + b_8f_{8t} + \beta_i(r_{mt} - r_{ft}) + e_{it} \quad (6)$$

Adding the size & value factor to the existed factors gives the following equation:

$$r_{it} = \bar{r}_i + b_1f_{1t} + \dots + b_8f_{8t} + \beta_i(r_{mt} - r_{ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + e_{it} \quad (7)$$

$$r_{it} - \bar{r}_i = b_1f_{1t} + \dots + b_8f_{8t} + \beta_i(r_{mt} - r_{ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + e_{it} \quad (8)$$

Finally, inclusion of the momentum factors to the above regression equation gives the following:

$$r_{it} = \bar{r}_i + b_1f_{1t} + \dots + b_8f_{8t} + \beta_i(r_{mt} - r_{ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + m_iWML_t + e_{it} \quad (9)$$

$$r_{it} - \bar{r}_i = b_1f_{1t} + \dots + b_8f_{8t} + \beta_i(r_{mt} - r_{ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + m_iWML_t + e_{it} \quad (10)$$

In financial modeling and asset pricing, various factors play crucial roles. Market risk factor (β_i) assesses the exposure to overall market fluctuations, with market return (r_m) reflecting the performance of the market, and the risk-free rate (r_f) representing the baseline return without risk. Additionally, size factor (s_i), value factor (h_i), and momentum factor (m_i) contribute to understanding asset performance. These factors interact with size risk premium (SMB_t), value risk premium (HML_t), and momentum risk premium (WML_t) over time to shape investment outcomes and asset pricing dynamics.

The second stage of the regression is to estimate the factor premiums with the following regression equation for just latent factors and lambda shows the risk premium factor.

$$r_i = \lambda_0 + \hat{b}_{i1}\lambda_1 + \hat{b}_{i2}\lambda_2 + \hat{b}_{i3}\lambda_3 + \hat{b}_{i4}\lambda_4 + \hat{b}_{i5}\lambda_5 + \hat{b}_{i6}\lambda_6 + \hat{b}_{i7}\lambda_7 + \hat{b}_{i8}\lambda_8 + e_i \quad (11)$$

$$i = (1, \dots, \dots, \dots, N) \text{ for each } t = (1, \dots, \dots, T)$$

All portfolio returns is regressed separately in each period on the estimated betas that are found in the first stage in order to examine the risk premiums. The above equation will be revised by adding the factors which are same before to analyze their effects.

$$r_i = \lambda_0 + \hat{b}_{i1}\lambda_1 + \hat{b}_{i2}\lambda_2 + \dots + \hat{b}_{i8}\lambda_8 + \hat{\beta}_i\lambda_{capm} + e_i \quad (12)$$

The following equation shows the inclusion of CAPM to the previous one.

The following equation shows the inclusion of size and value factors to the previous one.

$$r_i = \lambda_0 + \hat{b}_{i1}\lambda_1 + \hat{b}_{i2}\lambda_2 + \dots + \hat{b}_{i8}\lambda_8 + \hat{\beta}_i\lambda_{capm} + \hat{s}_i\lambda_{SMB} + \hat{h}_i\lambda_{HML} + e_i \quad (13)$$

The following equation shows the inclusion of momentum factors to the previous one.

$$r_i = \lambda_0 + \hat{b}_{i1}\lambda_1 + \hat{b}_{i2}\lambda_2 + \dots + \hat{b}_{i8}\lambda_8 + \hat{\beta}_i\lambda_{capm} + \hat{s}_i\lambda_{SMB} + \hat{h}_i\lambda_{HML} + \hat{m}_i\lambda_{WML} + e_i \quad (14)$$

where the signal of hat shows the estimated coefficients.

The null hypothesis of the test for the lambdas is that the average of the lambdas for each factor are equal to zero against the alternative hypothesis that it is significantly different from zero.

4. Data and Factors

4.1. Information about the Data for Stock Return

Kenneth R. French’s website provides access to Fama French Data Library, from where the data on stock returns and supplementary factors were obtained. Two different data sets are used for the stock returns: The first one is 100 portfolios formed on size and book and the second one is 49 industry portfolios. About testing the constructed factor model, using portfolios rather than individual shares has more benefits. The betas gained thanks to the use of portfolios create less trouble than individual shares which make Fama-Machbeth test model more efficient in relation the downturns. The two different sets of data are, per month, value-based, limited to the timeframe during 1964 - 2007.

As stated before, the factor model is formed for boom and recession periods. The web site of NBER is the provider of the data about the periods. It is possible to observe higher average returns of growth periods when portfolio statistics of growth and recession periods are compared, and this is an expected result. Furthermore, in recession periods, there are larger standard errors for the stock returns. This can be shown as a proof to the asymmetric volatility.

4.2. Macro Series and Corresponding Factors

Ludvingson provides the whole data set about the macro series between the desired dates on his website. The same data was used in the analysis of Ludvingson and Ng (2009b). The main purpose of using this set of data is to examine the relationship between the macro series and the excess bond returns. Furthermore, Stock and Watson (2005) used almost the same data set with and Ludvingson and Ng (2009a) to analyze the effects of macro series on the bond yields. There is just one macro variable in Stock and Watson (2005) which was not used in Ludvingson and Ng (2009a) because there is no data about this macro factor in the dates which

are used in their study. Different standardization methods were used for all series to promote stationary. The standard normalization technique was used in this study before implying the PCA.

131 macroeconomic series are gathered into eight groups. The series between 1 and 20 is called output & income. 1th Group defined as “Output and Income”, 2nd Group defined as “Labor Market”, 3rd Group defined as “Housing”, 4th Group defined as “Consumption”, 5th Group defined as “Money and Credit”, 6th Group defined as “Bond and Exchange rates”, 7th Group defined as “Prices”, 8th Group defined as “Stock Market”

Table 1. Summary Statistics for Estimated Factors

i	AR(1)	R2
1	0.77	0.17
2	0.75	0.24
3	-0.24	0.30
4	0.46	0.35
5	0.36	0.40
6	0.42	0.43
7	-0.11	0.46
8	0.23	0.49

Table 1 shows the correlation of the factors with the macro data series. AR1 column shows that there are many fluctuations among the factors. In other words, the factors are not fixed when looking at the separately, they change from -0.24 to 0.77. R square shows the total variations that can be explained by the independent variables. With this result, whole factors have 49% explanatory powers when they come together. The table shows that the first factor discloses the most important one because it can explain %17 of the total variation alone. The second one and the rest have lower importance because their explanatory power decreases.

5. Results

In model construction of this work, it is necessary to determine the factors which are useful besides the eight factors. CAPM coefficient (market risk factor), Fama French coefficients (size, value) and momentum factor will be added to the basic model to show the models differences.

The first model is constructed with only 8 latent factors to find whether there is a relationship between these factors and stock returns. The second model is constructed with 8 latent factors and CAPM coefficient to show whether the explanatory power of the latent factors increases with the market risk factor. The third model is constructed with 8 latent factors and Fama French 3 factors. It is used to result the changes in the model when size and value factors are added to the model. Specifically, the changes in the significance of the latent factors will be researched. The final model is constructed by adding the momentum factor to the previous model to investigate the effects of this factor on the explanatory power of the latent factors.

To realize the regression of these four different models, Fama MacBeth two stage regression is used. For this method, four different data is set to show the differences between the independent variables and the models. Individual portfolios (100 units), industrial portfolios (49

units) and the recession & boom periods of the individual portfolios are used to estimate the regression.

It is possible to see the beta parameter assessments of risk factors for individual portfolios in Table 2. The table also indicates the rate of portfolios that include significant beta estimation. F test demonstrates the importance of the regression formula in general sense. In conclusion, the table also reveals the average level of the R squared. Examining the F significance levels, it is revealed that 100% of time series regressions have substantial F test at three different critical levels.

Moreover, we can deduct from Table 2 that the inclusion of the factor for market risk with eight latent factors has brought a substantial increase from 0.276 to 0.643 in the average R squared. Adding the Fama French factors (size and value) increase the R squared. Inclusion of the momentum factor as a final one has a little raise in the explained part of the total variation.

Furthermore, in the first regression model which is constructed with only latent factors, two of them do not seem significant, Factor 3 (price) and 7 (money and credit). The interpretation of this insignificance is that the macro series about the price and money & credit have no effect on the individual portfolios. On the other hand, the stock market (Factor 8) and the labour market (Factor 2) have the largest significance level in all models.

In conclusion, without taking the insignificant factors (3 and 7) into consideration, the explanatory power of the factors has fallen by adding the extra factors, CAPM coefficient, size and value and momentum factor although the average R squared of the regression models have increased.

Table 2. Time Series Regression of Individual Portfolios

Models	Sig.	F-1	F-2	F-3	F-4	F-5	F-6	F-7	F-8	F Test	Av. R2
Latent Factors	1%	42%	100%	0%	42%	83%	50%	2%	100%	100%	0.276
	5%	68%	100%	1%	67%	96%	76%	13%	100%	100%	
	10%	80%	100%	3%	75%	100%	80%	17%	100%	100%	
Latent Factors & Market Risk Factor Beta	1%	2%	29%	1%	4%	13%	10%	2%	53%	100%	0.643
	5%	17%	44%	5%	13%	32%	33%	7%	66%	100%	
	10%	35%	57%	12%	21%	40%	48%	19%	68%	100%	
Latent Factors & Market Risk, Size and Value Factors of FF3	1%	4%	13%	6%	0%	3%	1%	4%	6%	100%	0.783
	5%	20%	22%	16%	6%	12%	6%	16%	14%	100%	
	10%	31%	27%	24%	12%	28%	11%	23%	19%	100%	
Latent Factors & Market Risk, Size, Value and Momentum Factors of FF4	1%	4%	14%	5%	0%	3%	0%	4%	6%	100%	0.786
	5%	21%	23%	17%	7%	14%	6%	14%	14%	100%	
	10%	34%	27%	28%	13%	28%	14%	25%	19%	100%	

Notes: F-1: Factor 1, F-2: Factor 2, F-3: Factor 3, F-4: Factor 4, F-5: Factor 5, F-6: Factor 6, F-7: Factor 7, F-8: Factor 8. Av. R2: Average R squared.

In the Table 3, the regression results of the estimated beta for Industry Portfolios are shown. According to the results, F statistic is significant for the industry portfolios which are 100%. Moreover, average R square has an increasing trend rising with the number of the explanatory variables. The average R square can give an idea about the comparison between two factor models which are with individual and industrial portfolios which have lower value. In details, there is no change in the situations of the third and seventh factors, but the

significance level of the other factors are more in this model than the previous one. However, their significance level has a decreasing trend by expanding the model with additional factors.

Table 3. Time Series Regression of Industry Portfolios

Models	Sig.	F-1	F-2	F-3	F-4	F-5	F-6	F-7	F-8	F Test	Av. R2
Latent Factors	1%	33%	100%	4%	35%	59%	20%	10%	100%	100%	0.213
	5%	57%	100%	6%	61%	80%	37%	27%	100%	100%	
	10%	69%	100%	6%	71%	88%	57%	35%	100%	100%	
Latent Factors & Market Risk Factor Beta	1%	14%	14%	8%	10%	2%	4%	10%	29%	100%	0.538
	5%	35%	27%	14%	14%	12%	10%	27%	39%	100%	
	10%	39%	35%	24%	20%	14%	22%	29%	47%	100%	
Latent Factors & Market Risk, Size and Value Factors of FF3	1%	14%	6%	8%	8%	4%	2%	14%	4%	100%	0.579
	5%	33%	18%	18%	18%	8%	10%	27%	18%	100%	
	10%	41%	27%	27%	24%	14%	18%	37%	27%	100%	
Latent Factors & Market Risk, Size, Value and Momentum Factors of FF4	1%	16%	6%	8%	6%	4%	0%	14%	4%	100%	0.582
	5%	33%	18%	18%	18%	8%	12%	29%	18%	100%	
	10%	39%	27%	27%	24%	14%	16%	35%	27%	100%	

Notes: F-1: Factor 1, F-2: Factor 2, F-3: Factor 3, F-4: Factor 4, F-5: Factor 5, F-6: Factor 6, F-7: Factor 7, F-8: Factor 8. Av. R2: Average R squared.

To clarify the difference between the behavior of stock returns in boom and recession periods, two factor models are implemented. The results of time series regression for boom and recession periods of individual portfolios are showed in Table 4 and 5, respectively. The main difference between the periods can be concluded that most of the factors are insignificant in recession periods. Moreover, the significance of the coefficients is getting to decrease by adding of one more variable boom and recession periods.

Another important indicator of the Table 4 and Table 5 about the difference between the recession and the boom periods is that the average R square is relatively higher for the contraction periods. It means that the explanatory power of the factors in the contraction period is relatively higher than in the expansion periods. To understand the overall significance level of models, F statistics give the right information, and, in both periods, the F statistics are high enough.

Table 4. Time Series Regression of Individual Portfolios in Expansion Periods

Models	Sig.	F-1	F-2	F-3	F-4	F-5	F-6	F-7	F-8	F Test	Av. R2
Latent Factors	1%	13%	100%	0%	9%	50%	46%	0%	100%	100%	0.231
	5%	35%	100%	0%	30%	73%	72%	3%	100%	100%	
	10%	57%	100%	1%	46%	88%	83%	14%	100%	100%	
Latent Factors & Market Risk Factor Beta	1%	1%	27%	0%	3%	4%	4%	1%	50%	100%	0.605
	5%	9%	45%	5%	16%	16%	13%	6%	61%	100%	
	10%	161%	54%	9%	212%	21%	25%	15%	67%	100%	
Latent Factors & Market Risk, Size and Value Factors of FF3	1%	4%	10%	5%	1%	1%	3%	1%	7%	100%	0.757
	5%	16%	22%	14%	9%	9%	10%	8%	15%	100%	
	10%	21%	27%	22%	16%	16%	15%	14%	22%	100%	
Latent Factors & Market Risk, Size, Value and Momentum Factors of FF4	1%	4%	9%	6%	1%	1%	3%	1%	6%	100%	0.762
	5%	19%	21%	18%	9%	9%	11%	9%	15%	100%	
	10%	27%	29%	27%	16%	16%	18%	19%	20%	100%	

Note: F-1: Factor 1, F-2: Factor 2, F-3: Factor 3, F-4: Factor 4, F-5: Factor 5, F-6: Factor 6, F-7: Factor 7, F-8: Factor 8. Av. R2: Average R squared.

Table 5. Time Series Regression of Individual Portfolios in Recession Periods

Models	Sig.	F-1	F-2	F-3	F-4	F-5	F-6	F-7	F-8	F Test	Av. R2
Latent Factors	1%	0%	91%	0%	0%	6%	0%	0%	91%	98%	0.372
	5%	0%	96%	0%	1%	47%	0%	0%	96%	99%	
	10%	1%	100%	0%	6%	76%	0%	0%	96%	99%	
Latent Factors & Market Risk Factor Beta	1%	0%	0%	0%	1%	0%	0%	0%	0%	100%	0.743
	5%	3%	0%	0%	2%	2%	4%	1%	8%	100%	
	10%	10%	6%	0%	4%	4%	12%	3%	22%	100%	
Latent Factors & Market Risk, Size and Value Factors of FF3	1%	1%	2%	0%	1%	1%	1%	2%	0%	100%	0.863
	5%	6%	9%	3%	5%	4%	6%	11%	0%	100%	
	10%	16%	14%	6%	9%	8%	14%	13%	7%	100%	
Latent Factors & Market Risk, Size, Value and Momentum Factors of FF4	1%	2%	1%	0%	2%	0%	1%	1%	0%	100%	0.865
	5%	6%	12%	2%	6%	3%	6%	6%	0%	100%	
	10%	16%	20%	8%	10%	6%	13%	10%	8%	100%	

Notes: F-1: Factor 1, F-2: Factor 2, F-3: Factor 3, F-4: Factor 4, F-5: Factor 5, F-6: Factor 6, F-7: Factor 7, F-8: Factor 8. Av. R2: Average R squared.

After completing the estimation of beta coefficients, it is the right time to use them to estimate the lambdas with the cross-sectional regressions which are conducted monthly. Then to test the performance of the lambdas, t test is used on the average of the series by taking the averages of the estimated lambdas.

There is a summary of the statistical values of the lambdas that correspond to the latent factors of the individual portfolio model in Table 6. The details of the table are when the model is constructed by just eight latent factors; there is no insignificant lambda at the 10% critical level.

When one more factor, market risk, value, or size factor, added to the model, the significance of the independent variables is getting to fall according to the t statistics. According to the Table 6, it gives an important result for the study that the financial sector, consumption series, money and credit sector data, and stock market data have significant effects on the model which is constructed with individual portfolios when adding the CAPM coefficient to the model. Additionally, it is so clear to see the adverse effects of the additional factors on the significance of the latent macroeconomic factors to explain the total variation in the individual portfolios model.

Table 6. Cross Sectional Regression of Individual Portfolios

		Latent Factors	Latent Factors & Market Risk Factor Beta	Latent Factors & Market Risk, Size and Value Factors of FF3	Latent Factors & Market Risk, Size, Value and Momentum Factors of FF4
λ_1	Average	-0.339	0.084	0.050	0.083
	Std. Dev.	3.958	3.354	3.183	3.201
	t-stat	-1.970**	0.577	0.361	0.593
λ_2	Average	0.687	0.260	0.110	0.177
	Std. Dev.	4.023	3.264	3.522	3.576
	t-stat	3.927***	1.834*	0.718	1.135
λ_3	Average	0.476	0.057	0.003	-0.070
	Std. Dev.	3.995	3.327	3.183	3.232
	t-stat	2.736***	0.393	0.022	-0.498
λ_4	Average	0.242	0.379	0.396	0.283
	Std. Dev.	3.101	3.304	2.870	2.745
	t-stat	1.790*	2.636***	3.167***	2.365**
λ_5	Average	0.514	0.098	0.044	0.023
	Std. Dev.	4.225	3.262	2.985	2.964
	t-stat	2.798***	0.692	0.337	0.181
λ_6	Average	-0.231	-0.138	-0.146	-0.228
	Std. Dev.	3.071	3.144	3.109	3.123
	t-stat	-1.731*	-1.010	-1.078	-1.681*
λ_7	Average	-0.220	-0.213	-0.180	-0.18
	Std. Dev.	2.950	2.962	2.860	2.861
	t-stat	-1.714*	-1.656*	-1.447	-1.446
λ_8	Average	0.230	-0.221	-0.050	-0.122
	Std. Dev.	3.042	2.716	2.362	2.328
	t-stat	1.738*	-1.871*	-0.488	-1.207
λ_{capm}	Average		-0.294	-0.654	-0.199
	Std. Dev.		7.550	7.783	8.354
	t-stat		-0.895	-1.930*	-0.547
λ_{smb}	Average			0.212	0.190
	Std. Dev.			3.132	3.130
	t-stat			1.552	1.394
λ_{hml}	Average			0.334	0.161
	Std. Dev.			3.538	3.654
	t-stat			2.170**	1.014
λ_{wml}	Average				1.060
	Std. Dev.				8.148
	t-stat				2.989***

Note: *, ** and *** show that the factors are significant at 10%, 5% and 1%, respectively.

Table 7 is about the cross-sectional regression which is conducted with the Industry Portfolios of Fama French model. Unlike the regression with individual portfolios, in this model (industrial portfolio model) the latent factors do not have significant effects on the stock returns. In this analysis, which utilizes industry portfolios, it may be surprising that significant findings are absent beyond the FF3 and momentum models, considering that in the general literature, particularly, the influence of exchange rates and credit channels is acknowledged. There are just two significant factors, 1 and 8, for the returns if additional factors, market risk, value, and size, are included in the model besides the latent factors. The situation becomes worse when the momentum factor is added to the model so that only factor 1 has a significant effect on the stock

returns. It is anticipated that the addition of momentum renders the 8th factor insignificant, as stock markets do not inherently incorporate momentum. They can vary depending on market conditions.

Table 7. Cross Sectional Regression of Industry Portfolios

		Latent Factors	Latent Factors & Market Risk Factor Beta	Latent Factors & Market Risk, Size and Value Factors of FF3	Latent Factors & Market Risk, Size, Value and Momentum Factors of FF4
λ_1	Average	0.274	0.277	0.340	0.361
	Std. Dev.	3.958	4.012	4.010	4.023
	t-stat	1.591	1.586	1.948*	2.061**
λ_2	Average	-0.192	-0.181	-0.177	-0.115
	Std. Dev.	3.963	3.944	4.110	3.939
	t-stat	-1.114	-1.043	-0.987	-0.669
λ_3	Average	0.069	0.069	0.191	0.176
	Std. Dev.	4.599	4.601	4.044	4.126
	t-stat	0.344	0.343	1.087	0.98
λ_4	Average	0.128	0.133	0.078	-0.066
	Std. Dev.	4.135	4.013	4.113	4.152
	t-stat	0.713	0.760	0.438	-0.365
λ_5	Average	-0.239	-0.257	-0.116	-0.141
	Std. Dev.	4.778	4.669	4.837	4.817
	t-stat	-1.149	-1.267	-0.552	-0.674
λ_6	Average	0.097	0.108	0.142	0.135
	Std. Dev.	4.800	4.821	4.507	4.492
	t-stat	0.465	0.517	0.724	0.691
λ_7	Average	-0.088	-0.070	-0.015	0.005
	Std. Dev.	3.401	3.148	3.078	3.082
	t-stat	-0.594	-0.513	-0.115	0.037
λ_8	Average	-0.083	-0.051	-0.244	-0.224
	Std. Dev.	2.945	3.045	3.401	3.397
	t-stat	-0.650	-0.382	-1.648*	-1.512
λ_{capm}	Average		-0.023	0.283	0.501
	Std. Dev.		7.173	7.555	7.589
	t-stat		-0.075	0.860	1.517
λ_{smb}	Average			-0.143	-0.186
	Std. Dev.			3.909	3.891
	t-stat			-0.840	-1.101
λ_{hml}	Average			-0.088	-0.242
	Std. Dev.			4.479	4.514
	t-stat			-0.453	-1.234
λ_{wml}	Average				0.963
	Std. Dev.				11.767
	t-stat				1.881*

Note: *, ** and *** show that the factors are significant at 10%, 5% and 1%, respectively.

Table 8 and Table 9, the separation of the boom and the recession periods for the cross-sectional regressions can be interpreted for the individual portfolios. In contraction periods, the latent macroeconomic factors have no significant effect to explain the variation in stock returns. There is only one significant factor, 8, when the model is constructed with only latent factors. However, there are more significant latent factors for the portfolio return in the boom periods.

In the expansion periods, most companies benefit, by increasing their earnings, which contributes positively to the index. However, during recession periods, large companies that inherently have crisis-resistant structures may not be significantly affected, and as a result, may not exert a negative impact on the index. Therefore, the results align with expectations.

Table 8. Cross Sectional Regression of Individual Portfolios in Expansion Periods

		Latent Factors	Latent Factors & Market Risk Factor Beta	Latent Factors & Market Risk, Size and Value Factors of FF3	Latent Factors & Market Risk, Size, Value and Momentum Factors of FF4
λ_1	Average	-0.059	0.101	0.072	0.083
	Std. Dev.	2.010	1.854	1.842	1.855
	t-stat	-0.629	1.170	0.830	0.954
λ_2	Average	0.496	0.220	0.058	0.038
	Std. Dev.	3.116	2.418	2.259	2.260
	t-stat	3.405***	1.941*	0.546	0.362
λ_3	Average	0.304	0.072	0.002	-0.030
	Std. Dev.	3.639	3.391	3.378	3.413
	t-stat	1.784*	0.454	0.010	-0.188
λ_4	Average	0.137	0.184	0.252	0.112
	Std. Dev.	2.579	2.641	2.367	2.254
	t-stat	1.139	1.489	2.275***	1.064
λ_5	Average	1.123	-0.081	-0.203	-0.162
	Std. Dev.	2.975	2.696	2.652	2.655
	t-stat	0.885	-0.641	-1.640	-1.304
λ_6	Average	-0.476	-0.319	-0.347	-0.316
	Std. Dev.	2.959	2.816	2.772	2.755
	t-stat	-3.436***	-2.421**	-2.674***	-2.449**
λ_7	Average	-0.213	-0.081	-0.037	0.000
	Std. Dev.	2.277	2.392	2.143	2.136
	t-stat	-2.000**	-0.721	-0.366	2.002
λ_8	Average	-2.025	-0.280	-0.049	-0.164
	Std. Dev.	2.778	2.483	2.364	2.215
	t-stat	-0.192	-2.408**	-0.444	-1.586
λ_{capm}	Average		-0.086	-0.812	-0.378
	Std. Dev.		7.672	7.070	7.183
	t-stat		-0.239	-2.455**	-1.124
λ_{smb}	Average			0.242	0.223
	Std. Dev.			3.008	3.009
	t-stat			1.722*	1.587
λ_{hml}	Average			0.302	0.079
	Std. Dev.			3.582	3.627
	t-stat			1.801*	0.464
λ_{wml}	Average				1.145
	Std. Dev.				7.343
	t-stat				3.334***

Note: *, ** and *** show that the factors are significant at 10%, 5% and 1%, respectively.

Table 9. Cross Sectional Regression of Individual Portfolios in Recession Periods

		Latent Factors	Latent Factors & Market Risk Factor Beta	Latent Factors & Market Risk, Size and Value Factors of FF3	Latent Factors & Market Risk, Size, Value and Momentum Factors of FF4
λ_1	Average	-0.202	-0.145	-0.064	-0.100
	Std. Dev.	1.646	1.639	1.588	1.484
	t-stat	-1.036	-0.746	-0.341	-0.566
λ_2	Average	-0.030	0.090	0.249	0.219
	Std. Dev.	-2.443	2.572	2.425	2.354
	t-stat	-0.104	0.297	0.865	0.784
λ_3	Average	-0.182	0.081	-0.012	-0.012
	Std. Dev.	-1.930	1.940	1.599	1.598
	t-stat	0.793	0.354	-0.064	-0.065
λ_4	Average	-0.107	0.016	-0.010	0.006
	Std. Dev.	2.406	2.272	2.252	2.266
	t-stat	-0.375	0.058	-0.039	0.021
λ_5	Average	0.451	0.485	0.342	0.371
	Std. Dev.	2.495	2.490	2.219	2.258
	t-stat	1.524	1.641	1.300	1.386
λ_6	Average	0.341	0.295	0.200	0.240
	Std. Dev.	2.126	2.120	1.826	1.797
	t-stat	1.351	1.173	0.922	1.127
λ_7	Average	-0.081	-0.192	-0.256	-0.224
	Std. Dev.	3.118	2.884	2.661	2.681
	t-stat	-0.220	-0.560	-0.811	-0.703
λ_8	Average	0.520	0.336	0.110	0.089
	Std. Dev.	2.267	2.310	1.955	1.968
	t-stat	1.932*	1.225	0.475	0.381
λ_{capm}	Average		-1.314	-0.700	-0.758
	Std. Dev.		7.748	7.302	7.256
	t-stat		-1.429	-0.808	-0.880
λ_{smb}	Average			-0.089	-0.071
	Std. Dev.			3.966	3.960
	t-stat			-0.190	-0.151
λ_{hml}	Average			0.677	0.676
	Std. Dev.			3.337	3.330
	t-stat			1.709*	1.710*
λ_{wml}	Average				-0.039
	Std. Dev.				6.458
	t-stat				-0.051

Note: *, ** and *** show that the factors are significant at 10%, 5% and 1%, respectively.

Table 10 shows the average and the adjusted average R squares. According to the table, 25% to 54% of the cross-sectional variation can be explained by the factors differently for each model. The R square is getting to increase by adding each additional Fama French three model or momentum factors. The adjusted R square values are almost same with the R square; the only difference is that adjusted one has smaller increments because the degrees of freedom are considered in calculation of the adjusted R square. Besides the interpretation of the R squares, there is another important indicator of Table 10 that the explained parts of the stock returns are higher in the contraction periods than the boom periods.

Table 10. Comparison of Cross-Sectional Regressions

Independent Variable	R2	Latent Factors	Latent Factors & Market Risk Factor Beta	Latent Factors & Market Risk, Size and Value Factors of FF3	Latent Factors & Market Risk, Size, Value and Momentum Factors of FF4
100 Portfolios Formed on Size and Book	Av. R2	0.310	0.355	0.401	0.412
	Adj. Av. R2	0.249	0.291	0.326	0.331
100 Portfolios Formed on Size and Book for Expansion Periods	Av. R2	0.312	0.339	0.388	0.400
	Adj. Av. R2	0.252	0.272	0.312	0.317
100 Portfolios Formed on Size and Book for Contraction Periods	Av. R2	0.402	0.451	0.521	0.542
	Adj. Av. R2	0.349	0.396	0.461	0.479
49 Industry Portfolios	Av. R2	0.385	0.411	0.467	0.499
	Adj. Av. R2	0.262	0.274	0.307	0.331

6. Conclusion

As global financial crises become the major issue on the agenda over last few decades, there are various studies about the relationship between the macroeconomic variables and the stock returns. Poon and Taylor (1991) and Martinez et al. (2005) analyzed the relationship between the macroeconomic variables with the stock returns that were taken by UK and Spanish stocks market, respectively. And they could not have found any significant effects of the variables. This study and many others in the literature found important relationships between the macroeconomic variables and the stock returns. Gunsel and Cukur (2007) or Rjoub et al. (2009) have found the close relationships for many macroeconomic variables in London Stock Exchange and Istanbul Stock Exchange, respectively. In this study, it is founded that some macroeconomic variables have a significant influence on stock returns which are based on the US stock market.

Post and Levy (2005) state that size and value factors have a significant effect in explaining the stock returns and the momentum factor is stronger than the size and value factors to determine the expected stock returns. Also, Chen et al. (1995) concluded that the size factor matters in explaining the stock returns. However, in our study, although the size, value, and momentum factors have some effects to increase the R square of the models, but this increase is less than the expectations.

Almost all research has found the different macroeconomic variables to have significant effects on stock returns, but the common variables are industrial production, the inflation rates (expected and unexpected), the term structure of the risk premium, interest rate, and the oil prices (Chen et al, 1986; Hamao, 1998; Cauchie et al., 2003). In our study, the factors in group 2 (labor market) and group 8 (stock market) are commonly significant factors for the stock returns in almost all models.

The main result of this study is that the latent factors which are subtracted by the principal component analysis from the macroeconomic data have a significant relationship with

the stock returns in the US. With this result, this study joins the previous research which found the significant effects of the macroeconomic factors on the stock returns.

If a model is constructed with only latent factors that are derived from the macroeconomic series, these factors are accepted to be priced as risk factors. In the study, three more different models are constructed by adding the CAPM coefficient or market risk factor, value, and size factors, and the momentum factor to find the best model that explains the higher variation of the stock returns. Some of these potential factors keep being important but some of them turn into minor risk factors. This demonstrates that these additional factors have the capacity to explain the cross section of stock returns as much as the extracted latent factors. The results tremendously differ when various portfolios are used. The study includes two different portfolios to create the structure of the data, individual portfolios, and industrial portfolios. When certain types of portfolios like industry portfolios are evaluated, the latent factors are no longer assessed as risk factors. Finally, it is figured out that latent factors do not function in a similar way to the cross-sectional variation for boom and recession time of periods. As to recession periods, almost all the latent factors lack an explanatory power. The reason might be due to the short downturn periods and unusual rise and fall in the returns. In other respects, for the growth periods, a part of latent factors remains important.

This study makes two key contributions to the literature on the relationship between macroeconomic factors and stock returns. First, it empirically examines this relationship, rather than relying on existing theories. Second, it is the first study to use both individual and industry portfolios. The study finds that latent macroeconomic factors can be transformed into priced risk factors when applied to Fama-French 100 portfolios categorized by size and book value. These latent factors can explain stock returns beyond what is captured by the CAPM and the Fama-French 3-factor model, even when the momentum factor is included. The study also finds that the effectiveness of latent factors in explaining stock returns varies depending on the economic environment. In recessionary periods, the excluded factors fail to account for priced risk factors. However, in periods of economic expansion, some of the latent factors appear to have little significance. Overall, the study provides new evidence on the relationship between macroeconomic factors and stock returns. It suggests that latent macroeconomic factors can be a valuable tool for explaining stock returns, especially in periods of economic expansion.

The study's findings have important implications for investors. They suggest that macroeconomic factors can be a valuable tool for explaining stock returns, especially in periods of economic expansion. However, the study also shows that the effectiveness of macroeconomic factors in explaining stock returns can vary depending on the economic environment. Investors should therefore carefully consider the economic environment when making investment decisions. The stock returns at a specific point in time are not only affected by the variables at that time, but also by the events that happened in the past. This means that stock returns are volatile and can be difficult to predict. Economic indicators can be used to explain the behavior of the stock market, but they are not always accurate.

This paper can be improved with different patterns for further research. The analysis can be repeated by adding some other assets, bonds, etc. to analyze the relationship between the macroeconomic variables and some other dependent variables, not just stock returns. Moreover, this analysis can be done for other countries' stock markets or other markets to reveal the effects

of the latent factors. The use of some other techniques from the principal component analysis to find the factors could be more attractive.

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

- Altay, E. (2003). The effect of macroeconomic factors on asset returns: A comparative analysis of the German and the Turkish stock markets in an APT framework. *Oneri*, 6(23), 217-237. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/maruoneri>
- Bai, J. and Ng, S. (2002). Determining the number of factors in the approximate factor models. *Econometrica*, 70(1), 191-221. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00273>
- Bodurtha Jr, J.N., Cho, D.C. and Senbet, L.W. (1989) Economic forces and the stock market: An international perspective. *Global Finance Journal*, 1(1), 21-46. [https://doi.org/10.1016/1044-0283\(89\)90004-5](https://doi.org/10.1016/1044-0283(89)90004-5)
- Cauchie, S., Hoesli, M. and Isakov, D. (2004). The determinants of stock returns in a small open economy. *International Review of Economics & Finance*, 13(2), 167-185. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2003.07.001>
- Chan, K.C., Chen, N.F. and Hsieh, D.A. (1985). An explanatory investigation of the firm size effect. *Journal of Financial Economics*, 14(3), 451-471. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(85\)90008-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(85)90008-X)
- Chen, N.F., Roll, R. and Ross, S. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 59(3), 383-403. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Cheung, Y.W. and Ng, L.K. (1998). International evidence on the stock market and aggregate economic activity. *Journal of Empirical Finance*, 5(3), 281-296. [https://doi.org/10.1016/S0927-5398\(97\)00025-X](https://doi.org/10.1016/S0927-5398(97)00025-X)
- Christopher, G., Lee, M., Young, H.A. and Zhang, J. (2006). Macroeconomic variables and stock returns interactions: New Zealand evidence. *Investment Management and Financial Innovation*, 3(4), 89-101. Retrieved from <https://www.businessperspectives.org/>
- Coggin, T.D. and Hunter, J.E. (1985). Are high-beta, large capitalization stocks overpriced? *Financial Analysts Journal*, 41(6), 70-71. <https://doi.org/10.2469/faj.v41.n6.70>
- Connor, G. and Korajczyk, R. (1986). Performance measurement with the arbitrage pricing theory: A new framework for analysis. *Journal of Financial Economics*, 15(1), 373-94. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90027-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90027-9)
- Connor, G. and Korajczyk, R. (1988). Risk and return in an equilibrium APT: Application of a new test methodology. *Journal of Financial Economics*, 21(1), 255-89. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90062-1](https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90062-1)
- Dhrymes, P.J., Friend, I. and Gultekin, N.B. (1984). A critical reexamination of the empirical evidence on the APT. *Journal of Finance*, 39(2), 323-346. <https://doi.org/10.2307/2327863>
- Fama, F.E. and MacBeth, J.D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Fama, F.E. (1981). Stock returns, real activity, inflation and money. *American Economic Review*, 71(4), 545-565. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- French, F.E. and Kenneth, R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427-465. <https://doi.org/10.2307/2329112>
- French, F.E. and Kenneth, R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Gehr, A. (1975). Some tests of the arbitrage pricing theory. *Journal of the Midwest Finance Association*, 7, 91-105. <https://doi.org/10.1086/260325>
- Gibbons, M.R. (1982). Multivariate tests of financial models: A new approach. *Journal of Financial Economics*, 10(1), 3-27. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(82\)90028-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(82)90028-9)
- Gunsel, N. and Cukur, S. (2007). The effects of macroeconomic factors on the London stock returns: A sectoral approach. *International Research Journal of Finance & Economics*, 10(1), 140-152. <https://doi.org/10.1108/10867370910946315>

- Hamao, Y. (1988). An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. *Japan and the World Economy*, 35(5), 1073-1103. <https://doi.org/10.2307/2327087>
- Lintner, J. (1965a). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 73(1), 13-37. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-780850-5.50018-6>
- Lintner, J. (1965b). Security prices, risk and maximal gains from diversification. *Journal of Finance*, 20(1), 587-61. <https://doi.org/10.2307/2977249>
- Ludvigson, S.C. and Ng, S. (2007). The empirical risk-return relation: A factor analysis approach. *Journal of Financial Economics*, 83(1),171-222. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.12.002>
- Ludvigson, S.C. and Ng, S. (2009a). Macro factors in bond risk premia. *The Review of Financial Studies*, 22(12), 5027-5067. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhp081>
- Ludvigson, S.C. and Ng, S. (2009b). *A factor analysis of bond risk premia* (NBER Working Paper No. 15188). Retrieved from https://www.nber.org/system/files/working_papers/w15188/w15188.pdf
- Martinez, M., Nieto, B., Rubio, G. and Tapia, M. (2005). Arbitrage pricing and systematic liquidity risk: An empirical investigation of Spanish data. *International Review of Economics and Finance*, 14(1), 81-103. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2003.12.001>
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34(4), 768-83. <https://doi.org/10.2307/1910098>
- Poon, S. and Taylor, S.J. (1991). Macroeconomic factors and the UK stock market. *The Journal of Business Finance and Accounting*, 18(5), 619-636. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.1991.tb00229.x>
- Reinganum, M. (1981). Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 19-46. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(81\)90019-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90019-2)
- Rjoub, H.T., Tursoy, T. and Günsel, N. (2009). The effects of macroeconomics factors on stock returns: Istanbul stock exchange. *Studies in Economics and Finance*, 26(3), 36-45. <https://doi.org/10.1108/10867370910946315>
- Roll, R. and Ross, S.A. (1980). An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. *The Journal of Finance*, 35(5), 1073-1103. <https://doi.org/10.2307/2327087>
- Ross, S. (1976). The arbitrage pricing theory of capital asset pricing. *The Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-360. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(76\)90046-6](https://doi.org/10.1016/0022-0531(76)90046-6)
- Sharpe, W.F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under condition of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- Stock, J.H. and Watson, M.W. (2002). Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(2),147-62. <https://doi.org/10.1198/073500102317351921>
- Treynor, J.L. (1961). Market value, time, and risk. *Modern Economy*, 7(2). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2600356>

THE IMPACT OF OIL PRICES ON THE TRANSPORTATION INDUSTRY STOCK RETURNS: THE CASE OF THE TURKISH EQUITY MARKET

Petrol Fiyatlarının Ulařtırma Sektörü Hisse Senedi Getirilerine Etkisi: Türkiye Hisse Senedi Piyasası Örneđi

Türker AÇIKGÖZ* & Özge SEZGİN ALP**

Abstract

This study examines the impact of crude oil prices on Turkey's transportation sector stock returns. For this purpose, ARDL Bound Test approach is utilized to investigate both long-run and short-run impacts. Research findings show that crude oil prices have an adverse impact on stock returns in the short-run since oil is a crucial input for transportation firms. However, in the long-run, increasing oil prices enhance stock returns in the sector. The oligopolistic market structure of the industry can explain this result. This study also investigates the impact of other factors on stock returns, such as macroeconomic activity, aggregate stock market performance, and global economic policy uncertainty. The results imply that transportation sector returns are also highly sensitive to macroeconomic and aggregate stock market performances. On the other hand, global economic policy has no significant impact on stock returns in the sector. Besides its academic contribution to the literature, the findings of this research offer precious practical implications for financial investors, industry stakeholders, and policymakers.

Keywords:

Stock Returns, Crude Oil, ARDL Bound Test, Transportation Industry

JEL Codes:

D53, E44, G11

Öz

Bu arařtırmanın amacı ham petrol fiyatlarının Türkiye'de ulařtırma sektörü hisse senedi getirileri üzerindeki etkisini incelemektir. Çalışma kapsamında ARDL sınır testi kullanılmış olup hem uzun dönem hem de kısa dönem etkiler irdelenmiştir. Arařtırma bulguları, petrol fiyatlarının ulařtırma firmaları için en önemli girdilerin başında gelmesi nedeniyle kısa dönemde hisse senedi getirilerini olumsuz etkilediđini göstermektedir. Öte yandan, uzun dönemde artan petrol fiyatları sektördeki hisse senedi getirilerini artırmaktadır. Bu sonuç, sektörün oligopolistik piyasa yapısı ile açıklanabilir. Bu çalışmada ayrıca makroekonomik aktivite, hisse senedi piyasalarının performansı ve küresel ekonomik politika belirsizliđi gibi diđer faktörlerin hisse senedi getirileri üzerindeki etkisini de arařtırılmıştır. Bulgular, ulařtırma sektörü getirilerinin makroekonomik ve endeks performanslarına da oldukça duyarlı olduđuna işaret etmektedir. Öte yandan, küresel ekonomik politika belirsizliđinin sektör getirileri üzerinde anlamlı bir etkisi görülmemektedir. Yazına akademik katkısının yanı sıra, bu arařtırmanın bulguları finansal yatırımcılar, sektör paydařları ve politika yapıcılar için de önemli pratik çıkarımlar sunmaktadır.

Anahtar Kelimeler:

Hisse Senedi Getirisi, Ham Petrol, ARDL Sınır Testi, Ulařtırma Sektörü

JEL Kodları:

D53, E44, G11

* Res. Assist., Baskent University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Türkiye, turker.acikgoz1@gmail.com, ORCID: 0000-0002-5613-1929

** Assoc. Prof. Dr., Baskent University, Faculty of Commercial Sciences, Türkiye, osezgin@baskent.edu.tr, ORCID: 0000-0003-3219-0948

Received Date (Makale Geliř Tarihi): 17.05.2023 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 18.09.2023

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



1. Introduction

Oil continues to be a major energy source in the world, accounting for %29 of energy consumption as of 2021, despite the rising proportion of natural gas, coal, and renewable energy sources (Enerdata, 2022). Due to the importance of oil, several studies have examined how oil price changes affect basic macroeconomic indicators.

Many studies examined in the literature have concluded that the shock in oil prices has a significant impact on the economy (Hamilton, 1983; Burbidge and Harrison, 1984; Gisser and Goodwin, 1986; Bohi, 1991; Mork, 1994; Goldfajn and Werlang, 2000; Hooker, 2002; Hamilton, 2003; Choudhri and Hakura, 2006; Kilian, 2008; Ilhan and Akdeniz, 2020). However, investigating how oil price changes affect financial markets is relatively recent (Catık et al., 2020; Akdeniz et al., 2021; Songur, 2021; Caporale et al., 2022; Kok ve Nazlioglu, 2022).

An increase in oil prices impacts production activity and corporate profitability, which impacts asset prices since higher oil prices raise production costs (Tsai, 2015). Hamilton (2008) described two primary channels of shock transmission when an oil price shock occurs in the market. The first channel is concerned with increasing marginal costs. According to this channel, an increase in the oil price results in increased production costs, lowering firm profitability and market prices. Higher energy costs, on the other hand, decrease oil consumption, affecting labor and capital productivity and reducing production (Tsai, 2015). The second channel is decreasing household demand for a firm’s products or services. The increased energy cost affects household disposable income and, in particular, limits the amount that can be spent on goods and services. Therefore, the reduced consumption has a negative impact on the firm profitability for the high-energy consumer producers.

In line with the framework of Hamilton (2008), many studies find that the impact of crude oil prices on the stock market and returns is negative and statistically significant (Lee et al., 1995; Jones and Kaul, 1996; Sadorsky, 1999; Ciner, 2001; Hammoudeh and Choi, 2007; Bachmeier, 2008; Driesprong et al., 2008; Miller and Ratti, 2009). Although the mainstream view suggests that oil prices and equity values are adversely related, depending on the type of industry, the effect of oil prices on stock prices at the industry level is likely to vary due to many other factors (Mohanty and Nandha, 2011; Aggarwal et al., 2012). According to whether a certain industry is a net producer or consumer of oil, the impact of oil shocks on that industry may be beneficial or negative (e.g., Hammoudeh and Li, 2005; Nandha and Faff, 2008; Nandha and Brooks, 2009; Tsai, 2015; Catık et al., 2020). Aggarwal et al. (2012) noted that this impact is usually determined by the position of an industry’s cost-side and demand-side dependence on oil (e.g., Gogineni, 2010). For instance, because oil is a major input, an increase in oil prices will decrease the profitability and cash flows of the transportation industry. In this situation, on the other hand, oil producers benefit from price increases through increasing revenues and cash flows. To conclude, the same situation may breed various effects for different industries.

The main motivation of this paper is to investigate the impacts of oil prices on Turkish transportation sector returns by examining long-run and short-run dynamics by utilizing an Autoregressive Distributed Lagged Model (ARDL) Bound Test approach of Pesaran et al. (2001). Turkey offers an interesting case for understanding oil prices and financial markets nexus. Firstly, as of 2018, above %87 of Turkey’s domestic supply consists of importing (Catık et al., 2020). Among other emerging markets, the Turkish economy is highly dependent on oil imports. Secondly, the transportation industry is relevant to investigating the interaction

between crude oil prices and the stock market. The transportation sector is one of the main energy users, especially oil-based energy (Aggarwal et al., 2012). So, it is an important industry where its input costs are highly dependent on crude oil prices. Thus, we believe that the transportation industry should reflect oil prices' impact on stock returns better than other net consumer industries.

Although this study aims to examine the impact of crude oil on transportation sector returns, some other variables may affect financial markets. Thus, we also add these variables to the research model to avoid omitted variable bias. Since the pioneering study of Sharpe (1964) on the Capital Asset Pricing Model (CAPM), the literature on finance theory suggests that aggregate stock market performance influences firm or industry returns.

Secondly, according to numerous studies, macroeconomic factors are significant in affecting stock prices (see Ewing et al. (2003) for further literature review). The most influential study on this topic was conducted by Chen et al. (1986) and it investigates the impact of macroeconomic variables on stock market returns. Their study shows that the changes in macroeconomic variables, especially output, are reflected in stock market returns. Stokes and Neuburger (1998) also confirm that macroeconomic activity plays a crucial role in asset pricing in the stock market.

Thirdly, the transportation industry is the main means of import and export; thus, it is expected that it should be highly related to global trade and economic conditions. Economic policy uncertainty causes instability in macroeconomic indicators, which affects stock prices (Riaz et al., 2018). According to Scott et al. (2016), economic policy uncertainty is one of the main reasons for declining investment, output, and employment in the US. Aizenman and Marion (1993) exhibit that macroeconomic performance is adversely influenced by policy uncertainty in developing countries. So, in line with the theoretical framework above, we also test the impact of the aggregate stock market, macroeconomic activity, and global economic policy uncertainty on stock returns.

2. Review of Literature

A few studies in the literature examine the impact of crude oil prices on stock returns in the transportation industry. For instance, Hammoudeh and Li (2005) analyzed the effect of oil price risk on US transportation industry stock returns. The findings show that oil price shocks have an adverse impact on stock return in the industry.

McSweeney and Worthington (2008) conducted a similar study on industry level data for Australia stock market. By using linear time series regression models, they analyzed how oil prices impact industry stock returns in Australia. The results show that oil prices positively influence on energy sector returns whereas negative impacts are observed for other industries such as banking, transportation, and retailing. A similar study on the US market is also conducted by Narayan and Sharma (2011). They provide evidence for the impact of oil prices on firm-level stock returns in 14 sectors in the US. The study of Narayan and Sharma shows that the direction and the level of oil price sensitivity of stock returns are industry-dependent in the US market. While energy and transportation sector firms get the most benefit from increasing oil prices, firms in other industries damaged from oil price volatility.

Nandha and Brooks (2009) conducted an international study that examined the relationship between oil price changes and transportation industry returns in 38 countries. Nandha and Brooks’ study shows that increasing oil prices negatively influences transportation sector returns.

Interestingly, the results of Mohanty and Nandh’s (2011) study show that the impact of oil prices on transportation firms in the US has a time and cross-section varying structure. According to Mohanty and Nandha (2011), oil shocks can have different effects on stock returns for a variety of reasons, including variations in cost structures, financial policies, diversification efforts, and hedging tactics among firms. Aggarwal et al. (2012) investigated the effect of oil price changes on US transportation firms. Their study confirms the inverse relationship between transportation sector returns and oil prices.

The study conducted by Catık et al. (2020) examined the time-varying impact of oil prices on 12 sectoral stock-market returns in Turkey. They used structural break tests and time-varying state-space models in their research. The findings of Catık et al. (2020) display that crude oil prices adversely influence stock returns in the transportation industry.

Kang et al. (2021) examine the impact of oil prices and economic policy uncertainty on US air transportation sector stock returns. They use both industry-level and firm-level data for analysis. By using a structural vector autoregressive model, Kang et al. (2021) show that oil prices and economic policy uncertainty have a negative influence on the returns of the air transportation sector.

Caporale et al. (2022) studied the dynamic impact of oil price shocks on sectoral stock returns in BRICS-T countries. They used structural break tests and state-space models with time-varying parameters. The results show that oil prices have a positive impact on energy sector stock returns. On the other hand, oil prices are adversely related to transportation sector returns in Turkey, China, India, and South Africa.

The abovementioned studies are rather valuable in understanding the nexus between crude oil prices and stock returns in the transportation sector. However, their main problem is that these studies only focus on the short-run impact of crude oil prices and ignore long-term relationships. Therefore, this study contributes to the literature by investigating both the long-run and short-run effects of crude oil prices on the sector.

3. Research Methodology

3.1. Data

This study uses monthly data of transportation sector stock market index returns (XULASR) as the dependent variable and four independent variables, which are average global crude oil prices (CO), industrial production index (IPI), global economic policy uncertainty (EPU), and national stock market index (XU100R), from January 2010 to June 2022. This study utilizes IPI as a proxy of macroeconomic activity, CO as oil prices, EPU as global economic policy uncertainty, and XU100 as the aggregate stock market. XULASR and XU100R are considered as logarithmic returns, while other variables are taken as natural logarithms. For CO, this study uses IMF’s primary commodity prices database while Davis’s (2016) estimation of

the global economic uncertainty index is used for EPU. Lastly, IPI data is collected from the Turkish Statistical Institute database.

3.2. Econometric Models

Modeling time series data is problematic for econometrics because the existence of non-stationarity causes spurious regression problems. As a solution to this problem, many econometricians utilize differencing data in order to get stationary series. However, this act causes another problem which is called losing long-run relationships. Thus, cointegration is a useful tool for time series modeling that preserves the long-run information and examines the long-term relationships between integrated variables (Tokmak, 2020). In the econometrics literature, there exists a group of cointegration models such as Engle-Granger (1987), Johansen (1991), and Johansen (1995). However, these frequently-used cointegration test requires integration of order one, I(1), between series. Pesaran et al. (2001) offered a cointegration test, which is known as the ARDL Bound Test, that gives robust results and enables us to model the series that are either I(0) or I(1). For this reason, this study utilizes the methodology of Pesaran et al. (2001) cointegration test. Additionally, it is useful to generate an error-correction model using a straightforward linear transformation on the ARDL model since this approach enables us to model an unrestricted error-correction model without losing long-run information (Aslan, 2013).

ARDL Bound Test approach consists of three steps. The first step utilizes an Unrestricted Error Correction Model (UECM) to test whether a long-run relationship exists. This model is given below in Equation 1. The first equation tests the null hypothesis $H_0: \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = \alpha_9 = \alpha_{10} = 0$ where there is not enough evidence to claim that a long-run relationship between the independent and dependent variables exists.

$$\begin{aligned} \Delta XULASR_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_{1i} \Delta XULASR_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{2i} \Delta XU100R_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} \Delta \ln C O_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^p \alpha_{4i} \Delta \ln IPI_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{5i} \Delta \ln EPU_{t-i} + \alpha_6 XULASR_{t-1} \\ & + \alpha_7 XU100R_{t-1} + \alpha_8 \ln C O_{t-1} + \alpha_9 \ln IPI_{t-1} + \alpha_{10} \ln EPU_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

The symbols in the equations above are explained as follows: q represents the autoregressive order of the dependent variable, p stands for maximum lags of independent variables, Δ holds for first order difference operator and λ symbol holds the error correction term. Lastly, the model parameters (e.g. a_1, a_2, \dots, a_n) with difference operator represents short-run relationships where the others correspond to the long-run dynamics.

The second step of the ARDL Bound test approach starts after the rejection of the alternative hypothesis above. At this step, this study uses the model given in Equation 2 for determining long-run coefficients.

$$\begin{aligned}
 XULASR_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_{1i} XULASR_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{2i} XU100R_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} \ln C O_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^p \alpha_{4i} \ln I PI_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{5i} \ln E PU_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)
 \end{aligned}$$

The third step is to estimate short-run dynamics. For this purpose, Pesaran et al. (2001) recommended an error correction method based on the ARDL model. So, the error correction model in 3 estimates short-run coefficients by adding error correction terms, which are basically lagged residuals of the estimated ARDL model above.

$$\begin{aligned}
 \Delta XULASR_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_{1i} \Delta XULASR_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{2i} \Delta XU100R_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} \Delta \ln C O_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{4i} \Delta \ln I PI_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{5i} \Delta \ln E PU_{t-i} \\
 & + \alpha_6 \lambda_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)
 \end{aligned}$$

3.3. Preliminary Analysis

Before estimating econometric models, this part of the study exhibits preliminary analysis such as descriptive statistics, graphical presentation, and stationarity tests. For this, Table 1 and Table 2 present descriptive statistics and unit root tests, while Figure 1 exhibits sample graphics. According to Table 1, in the sample period, the transportation sector index outperformed the aggregate stock market in Turkey. However, the sector has experienced higher risk than general stock market. Turkey’s macroeconomic performance seems to have exhibited relatively lower volatility in the sample period. On the other hand, crude oil prices and economic uncertainty worldwide have been very volatile and experienced severe shocks. Figure 1 also confirms this perspective with the European Debt Crisis (2010-2015), the Oil Market Crash of 2014, and lastly, the recent global pandemic of COVID-19 (2020-Ongoing) periods.

Table 1. Descriptive Statistics and Unit Root Tests

	CO	EPU	IPI	XU100R	XULASR
Mean	4.240400	5.137829	4.614267	0.010733	0.017733
Median	4.240000	5.088367	4.630000	0.010000	0.010000
Maximum	4.760000	6.080493	4.990000	0.170000	0.320000
Minimum	3.130000	4.442002	4.150000	-0.17	-0.29
Std. Dev.	0.355690	0.378218	0.197920	0.066858	0.110758
Skewness	-0.42009	0.340245	-0.14301	-0.08901	-0.0215
Kurtosis	2.474313	2.159628	2.408971	2.517658	3.160213
Jarque-Bera	6.138941	7.308067	2.694542	1.652160	0.171976
Probability	0.046446	0.025886	0.259949	0.437762	0.917605
Observations	150	150	150	150	150

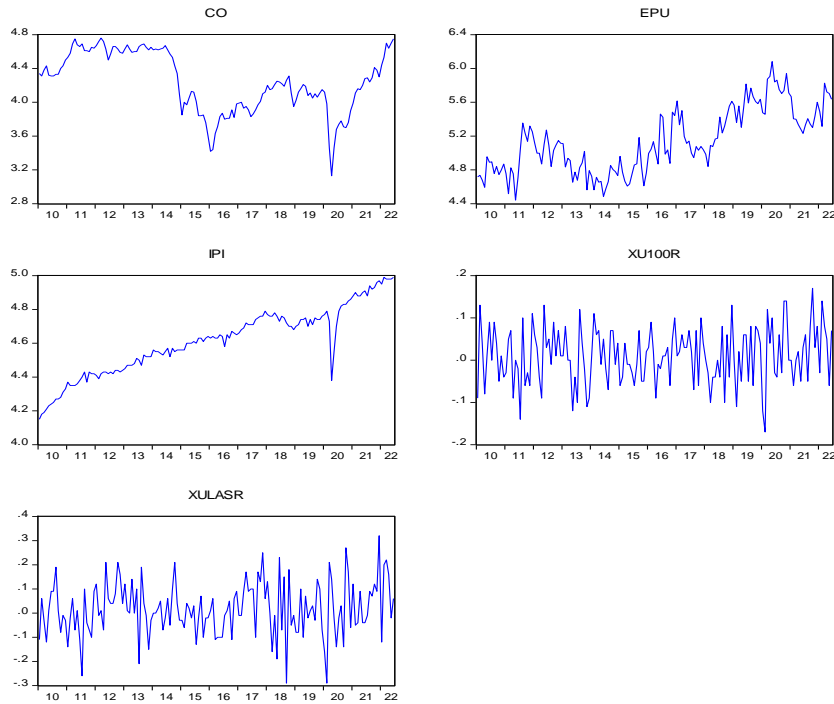


Figure 1. Sample Graphs

One of the most important assumptions of the ARDL Bound Test model is that the variables should not have an integration order higher than I(2). All research variables should either be I(0) or I(1). So, to test this assumption, this study utilizes the ADF unit root test of Dickey and Fuller (1979) and the PP unit root test of Phillips and Perron (1988). Test results in Table 2 show that research variables are either I(0) or I(1), and none of the variables have integration of order two.

Table 2. Unit Root Tests

		Unit Root Test Table (PP)				
		Level				
		CO	EPU	IPI	XU100R	XULASR
With Constant	t-Statistic	-1.5841	-2.7285	-1.4622	-12.678	-12.1496
	Prob.	0.4882	0.0716*	0.5501	0.0000***	0.0000***
With Constant & Trend	t-Statistic	-1.3636	-4.375	-4.4945	-12.92	-12.1885
	Prob.	0.8676	0.0032***	0.0021***	0.0000***	0.0000***
Without Constant & Trend	t-Statistic	0.1947	0.7776	3.8430	-12.266	-11.9361
	Prob.	0.7414	0.8802	1.0000	0.0000***	0.0000***
		First Difference				
		d(CO)	d(EPU)	d(IPI)	d(XU100R)	d(XULASR)
With Constant	t-Statistic	-8.2307	-19.729	-19.699	-63.088	-103.51
	Prob.	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0001***	0.0001***
With Constant & Trend	t-Statistic	-8.2095	-19.642	-20.154	-63.988	-102.868
	Prob.	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0001***	0.0001***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-8.2581	-19.163	-13.768	-63.512	-103.22
	Prob.	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***

Table 2. Continued

		Unit Root Test Table (ADF)				
		Level				
		CO	EPU	IPI	XU100R	XULASR
With Constant	t-Statistic	-1.5944	-1.6755	-1.0712	-5.14	-7.5286
	Prob.	0.4829	0.4416	0.7262	0.0000***	0.0000***
With Constant & Trend	t-Statistic	-1.309	-3.7509	-4.7129	-5.3302	-12.1629
	Prob.	0.8818	0.0220**	0.0010***	0.0001***	0.0000***
Without Constant & Trend	t-Statistic	0.1333	0.7290	2.6122	-4.6603	-3.814
	Prob.	0.7231	0.8711	0.9979	0.0000***	0.0002***
		First Difference				
		d(CO)	d(EPU)	d(IPI)	d(XU100R)	d(XULASR)
With Constant	t-Statistic	-9.0325	-9.8482	-8.5232	-5.7047	-8.9524
	Prob.	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
With Constant & Trend	t-Statistic	-9.0692	-9.8112	-8.499	-5.7503	-8.9388
	Prob.	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-9.0578	-9.8218	-9.2037	-5.715	-8.9809
	Prob.	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***

Notes: (*) Significant at 10%; (**) Significant at 5%; (***) Significant at 1%.

4. Findings and Discussion

Table 3 summarizes bounds cointegration test results. Model specification is made according to Akaike Information Criterion and the most optimal order is determined as ARDL (1,0,1,0,0). The F-test statistic is higher than the upper bound (I(1)) at %1 significance level which implies that the null hypothesis is rejected. Bound cointegration test results show that there exists a long-run relationship between transportation sector returns and independent variables.

Table 3. Bound Cointegration Test Results

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Sig.	I(0)	I(1)
F-statistic	89.061	10%	2.55	3.64
k	4	5%	3.01	4.22
		1%	4.1	5.51

Since the existence of cointegration is exhibited, further ARDL Bound Test methodology procedures can be applied. The long-run and short-run coefficients are estimated and presented in Table 4. Before mentioning model findings, some diagnostic tests should be conducted.

First of all, three mostly used stability diagnostic checks are utilized. Ramsey's test (1969) results for specification problems show that the research model does not suffer from omitted variable bias (t-statistics: 1.70 with prob.: 0.0899 and F-statistics: 2.91 with prob.: 0.0899). After Ramsey's test, CUSUM and CUSUM of Squares tests are also conducted at %5 significance levels. Again, the results do not exhibit any consistent stability problem in the research model. Secondly, for the normality check of residual terms, the Jarque-Bera statistic is calculated, and the results show that model residuals are normally distributed (Jarque-Bera statistics: 2.27 with prob. 0.32). Thirdly, the existence of serial correlation is checked by using Breusch (1978) and Godfrey (1978) Serial Correlation LM Test and test results imply no

autocorrelation between lagged values of error terms (F-statistics: 0.084 with prob. 0.919). The last diagnostic test is about the heteroscedasticity problem and is checked by utilizing Breusch-Pagan-Godfrey test (Breusch and Pagan, 1979; Godfrey, 1978). The test results on the heteroscedasticity check imply that model residuals have constant variance (F-statistics: 0.87 with prob.: 0.51).

Table 4. Long-run and Short-run Coefficients

Levels Equation (Long-Run Coefficients)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
lnXU100R	1.20767	0.1246	9.69125	0
lnCO	0.04236	0.0205	2.06693	0.041
lnIPI	0.08711	0.0425	2.05093	0.042
lnEPU	-0.00713	0.0226	-0.31496	0.753
ECM Regression (Short-Run Coefficients)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.5251	0.0254	-20.6724	0
Δ (lnCO)	-0.1292	0.0644	-2.00558	0.047
λ	-0.9727	0.0455	-21.3974	0

Error correction term (λ) ensure two main assumptions. Firstly, it should be negative and this necessity is checked. Secondly, for evaluation of significance, error correction term should also be tested with a bound test as well. For this, t-test statistics belongs to lambda term is calculated as -21.39 and evaluated at %1 significance level. This value is higher than upper bound -4.6 in the absolute sense. So, the error correction model provides the necessary conditions and the error correction term is statistically significant.

Starting with long-run coefficients, the results show that global economic policy uncertainty has no significant effect on transportation sector returns in Turkey. These findings on the EPU variable indicate that global economic risks do not influence the stock returns of Turkey's transportation industry. These findings may be a signal for the industry's low degree of globalization, and the sector's characteristics may have shaped more nationalist rather than globalist. Thus, global economic uncertainty may not have any effect on stock returns since the firms in this industry perform their operations mostly on a national scale rather than a global scale.

Secondly, the results exhibit that IPI and XU100R variables have a positive and statistically significant impact on stock returns. Unsurprisingly, better macroeconomic performance enhances transportation stock returns in Turkey. Increasing macroeconomic activity creates more demand for the transport of goods and services. So, with the increasing demand for transport, both transportation fees and operational activity in this sector tend to rise. As a result, firm profitability and cash flows of the firms' increase, and afterward, this increased performance is also reflected in stock market returns. The findings on the IPI variable can also be supported by the impact of the XU100R variable on stock returns. As it is expected, aggregate stock market performance has a positive impact on stock returns in the transportation sector. The coefficient of this variable is estimated as 1.207. According to CAPM theory, since the beta coefficient is higher than one, it can be commented that the sector has a high sensitivity to overall stock market performance. To sum up, stock returns in the transportation sector have

a positive and significant relationship with aggregate macroeconomic and stock market performance in the long-run.

The main purpose of this paper is to evaluate the impact of crude oil prices on stock returns in the transportation sector of Turkey. Crude oil is the most important factor among the research variables since it is the only variable affecting stock returns in the long- and short-run. The findings on crude oil-stock return nexus confirm previous findings in the literature which were discussed at the beginning. The previous literature mostly focused on short-run effects because many studies on crude oil-transportation stock return relationships utilized econometric models which are based on simultaneous effects. These studies found that crude oil prices adversely impact stock returns in the sector. The findings on the error correction model confirm the previous studies in the literature. As expected, in the short-run, the rising crude oil prices negatively influence stock returns in the transportation sector. The sector is the top net consumer of oil among other sectors. Oil consists of most of the operating costs of transportation firms. So, the increment in oil prices directly causes low firm profitability and operation results. Financial market actors behave proactively and reflect these expected unsatisfying performances to stock prices as fast as possible.

Now, turning the perspective from short-run dynamics to long-run cointegration relationships between crude oil and stock returns in the transportation sector, the results contradict with general views. According to Table 4, an increase in crude oil prices positively and significantly impact the stock returns of transportation firms. This finding may be explained in the following way. In the short-run, the negative effect of crude oil prices on stock returns is mostly inevitable due to the proactive behavior of investors described above and the production cost pressure of crucial inputs. However, these firms may be able to reflect their increased energy costs to service fees successfully or even unrestrainedly. Therefore, these increasing input costs benefit transportation firms in the long-run. Even so, this hypothesis requires further investigation, which is far beyond this paper's scope; the industry's market structure may explain it. The transportation industry has an oligopolistic structure. Cantos-Sanchez and Moner-Colnoques (2006) define the transportation sector as an oligopoly between private and public operators. In his study, Friedman (2001) points out the oligopolistic structure of the transportation sector with high barriers to entry, only a few corporates, and their oligopolistic pricing structure. There also exist contractionary views of neoliberalists such as Meyer (1964), who claims that with the liberalization process, the transportation industry will no longer be called a "natural monopolistic" industry in market economies. However, considering the high market entry barriers, the transportation sector can be called a natural oligopoly.

5. Conclusion

Despite the increasing popularity of natural gas, coal, and renewable energy, oil continues to be the top energy source in the world. Therefore, oil has been considered an important factor in macroeconomics and financial markets. Oil is one of transportation firms' most important inputs and sources of operation costs. Therefore, oil prices inevitably impact firm profitability and cash flows, hence, stock returns in the sector.

This study investigates the impact of oil prices on stock returns in the transportation industry with an ARDL Bound Test approach of Pesaran et al. (2001). The results show that

crude oil prices adversely influence stock returns in the short-run whereas increments in oil prices enhance stock returns in the long run. The positive impact of crude oil prices in the long run could emerge because the transportation industry has high barriers to entry and thus, the market has an oligopolistic structure. This study also examines the effects of macroeconomic activity and aggregate stock market performances on stock returns. It concludes that both variables positively influence transportation sector returns in the long run.

This study offers precious practical implications for financial investors, industrial stakeholders, and policymakers. At first, the financial performance of transportation firms is highly sensitive to domestic economic conditions and national stock market performance. Therefore, financial investors should keep up with economic expectations more carefully and shape their portfolio investments. Since crude oil prices negatively influence stock returns in the short run, it will be wise to hedge this risk with crude oil derivatives. Traders may choose to control their risks continuously in this way. On the other hand, long-term portfolio investors do not need to apply these hedging strategies as their crude oil has a positive long-term impact on the sector returns.

This study analyzed stock return and crude oil price interaction at the industry-level. For further studies, the impact of crude oil prices on stock returns can be examined at the firm level. There could be some firm-specific factors that may shape these effects differently. Besides, the effect of transportation modes (airline, road, maritime, rail, pipeline, etc.) may also differentiate the relationships examined in this study. For instance, land transportation requires less fixed asset investments and has lower market entry barriers. Thus, the results of long-run interactions between stock return and the crude oil market may not be observed in this mode of transportation.

Declaration of Research and Publication Ethics

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

Researcher's Contribution Rate Statement

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

Declaration of Researcher's Conflict of Interest

There is no potential conflicts of interest in this study.

References

- Aggarwal, R., Akhigbe, A. and Mohanty, S.K. (2012). Oil price shocks and transportation firm asset prices. *Energy Economics*, 34(5), 1370-1379. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.05.001>
- Aizenman, J. and Marion, N.P. (1993). Policy uncertainty, persistence and growth. *Review of International Economics*, 1(2), 145-163. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.1993.tb00012.x>
- Akdeniz, C., Çatık, A.N. and Kışla, G.H. (2021). The impact of oil prices on oil-gas stock returns: A fresh evidence from the Covid-affected countries. *Economic Computation & Economic Cybernetics Studies & Research*, 55(3), 221-236. <http://dx.doi.org/10.24818/18423264/55.3.21.14>
- Aslan, A. (2013). *Pricing of sovereign credit risk: Application to Turkey* (Unpublished doctoral dissertation). Middle East Technical University, Ankara, Türkiye.
- Bachmeier, L. (2008). Monetary policy and the transmission of oil shocks. *Journal of Macroeconomics*, 30(4), 1738-1755. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2007.11.002>
- Baker, S.R., Bloom, N. and Davis, S.J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Bohi, D.R. (1991). On the macroeconomic effects of energy price shocks. *Resources and Energy*, 13(2), 145-162. [https://doi.org/10.1016/0165-0572\(91\)90012-R](https://doi.org/10.1016/0165-0572(91)90012-R)
- Breusch, T.S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334-355. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x>
- Breusch, T.S. and Pagan, A.R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 47(5), 1287-1294. <https://doi.org/10.2307/1911963>
- Burbidge, J. and Harrison, A. (1984). Testing for the effects of oil-price rises using vector autoregressions. *International Economic Review*, 25(2), 459-484. <https://doi.org/10.2307/2526209>
- Cantos-Sánchez, P. and Moner-Colonques, R. (2006). Mixed oligopoly, product differentiation and competition for public transport services. *The Manchester School*, 74(3), 294-313. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2006.00494.x>
- Caporale, G.M., Çatık, A.N., Kışla, N.S.H., Helmi, N.H. and Akdeniz, N. (2022). Oil prices and sectoral stock returns in the BRICS-T countries: A time-varying approach. *Resources Policy*, 79, 103044. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103044>
- Chen, N.F., Roll, R. and Ross, S.A. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 59(3), 383-403. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Choudhri, E.U. and Hakura, D.S. (2006). Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter? *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 614-639. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.11.009>
- Ciner, C. (2001). Energy shocks and financial markets: Nonlinear linkages. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 5(3), 203-212. <https://doi.org/10.2202/1558-3708.1079>
- Çatık, A.N., Kışla, G.H. and Akdeniz, C. (2020). Time-varying impact of oil prices on sectoral stock returns: Evidence from Turkey. *Resources Policy*, 69, 101845. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101845>
- Davis, S.J. (2016). *An index of global economic policy uncertainty* (NBER Working Paper Series No. w22740). Retrieved from https://www.nber.org/system/files/working_papers/w22740/w22740.pdf
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Driesprong, G., Jacobsen, B. and Maat, B. (2008). Striking oil: Another puzzle? *Journal of Financial Economics*, 89(2), 307-327. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.07.008>

- Economic Policy Uncertainty. (2022). *Global economic policy uncertainty index* [Dataset]. Retrieved from <https://www.policyuncertainty.com/index.html>
- Enerdata. (2022). *World energy and climate statistics* [Dataset]. Retrieved from <https://yearbook.enerdata.net/total-energy/world-consumption-statistics.html>
- Engle, R.F. and Granger, C.W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55(2), 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Ewing, B.T., Forbes, S.M. and Payne, J.E. (2003). The effects of macroeconomic shocks on sector-specific returns. *Applied Economics*, 35(2), 201-207. <https://doi.org/10.1080/0003684022000018222>
- Friedman, E.A. (2001). Airline antitrust: Getting past the oligopoly problem. *University of Miami Business Law Review*, 9, 121-144. Retrieved from <https://heinonline.org/HOL/>
- Gisser, M. and Goodwin, T.H. (1986). Crude oil and the macroeconomy: Tests of some popular notions: Note. *Journal of Money, Credit and Banking*, 18(1), 95-103. <https://doi.org/10.2307/1992323>
- Godfrey, L. (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 46(6), 1293-1302. <https://doi.org/10.2307/1913829>
- Gogineni, S. (2010). Oil and the stock market: An industry level analysis. *Financial Review*, 45(4), 995-1010. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.2010.00282.x>
- Goldfajn, I. and Werlang, S.R.D.C. (2000). *The pass-through from depreciation to inflation: A panel study* (Banco Central de Brasil Working Paper No. 5). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=224277
- Hamilton, J.D. (1983). Oil and the macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91(2), 228-248. <https://doi.org/10.1086/261140>
- Hamilton, J.D. (2003). What is an oil shock? *Journal of Econometrics*, 113(2), 363-398. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00207-5](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00207-5)
- Hamilton, J.D. (2008). Oil and the macroeconomy. In M.Vernengo, E.P.Caldentey and J.B.Rosser Jr. (Eds.), *The New Palgrave dictionary of economics* (pp. 1-16). London: Palgrave Macmillan.
- Hammoudeh, S. and Choi, K. (2007). Characteristics of permanent and transitory returns in oil-sensitive emerging stock markets: The case of GCC countries. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 17(3), 231-245. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2005.11.002>
- Hammoudeh, S. and Li, H. (2005). Oil sensitivity and systematic risk in oil-sensitive stock indices. *Journal of Economics and Business*, 57(1), 1-21. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2004.08.002>
- Hooker, M.A. (2002). Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(2), 540-561. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- IMF. (2022). *Primary commodity prices* [Dataset]. Retrieved from <https://www.imf.org/en/Research/commodity-prices>
- İlhan, A. and Akdeniz, C. (2020). The impact of macroeconomic variables on the stock market in the time of Covid-19: The case of Turkey. *Journal of Research in Economics Politics and Finance*, 5(3), 893-912. <https://doi.org/10.30784/epfad.810630>
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 59(6), 1551-1580. <https://doi.org/10.2307/2938278>
- Johansen, S. (1995). Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneous equations and cointegration. *Journal of Econometrics*, 69(1), 111-132. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01664-L](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01664-L)

- Jones, C.M. and Kaul, G. (1996). Oil and the stock markets. *The Journal of Finance*, 51(2), 463-491. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb02691.x>
- Kang, W., de Gracia, F.P. and Ratti, R.A. (2021). Economic uncertainty, oil prices, hedging and US stock returns of the airline industry. *The North American Journal of Economics and Finance*, 57, 101388. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2021.101388>
- Kilian, L. (2008). The economic effects of energy price shocks. *Journal of Economic Literature*, 46(4), 871-909. <https://doi.org/10.1257/jel.46.4.871>
- Kök, D. and Nazlıoğlu, E.H. (2022). Enerji arz güvenliği, petrol fiyatları ve pay piyasalarında nedensellik ilişkisi: BRICS-T örneği. *Journal of Research in Economics Politics and Finance*, 7(1), 220-237. <https://doi.org/10.30784/epfad.1081603>
- Lee, K., Ni, S. and Ratti, R.A. (1995). Oil shocks and the macroeconomy: The role of price variability. *The Energy Journal*, 16(4), 39-56. <https://doi.org/10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol16-No4-2>
- McSweeney, E.J. and Worthington, A.C. (2008). A comparative analysis of oil as a risk factor in Australian industry stock returns, 1980-2006. *Studies in Economics and Finance*, 25(2), 131-145. <https://doi.org/10.1108/10867370810879447>
- Meyer, J.R. (1964). Competition, market structure and regulatory institutions in transportation. *Virginia Law Review*, 50(2), 212-230. <https://doi.org/10.2307/1071074>
- Miller, J.I. and Ratti, R.A. (2009). Crude oil and stock markets: Stability, instability, and bubbles. *Energy Economics*, 31(4), 559-568. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2009.01.009>
- Mohanty, S.K. and Nandha, M. (2011). Oil risk exposure: The case of the US oil and gas sector. *Financial Review*, 46(1), 165-191. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.2010.00295.x>
- Mork, K.A. (1994). Business cycles and the oil market. *The Energy Journal*, 15(Special Issue), 15-38. <https://doi.org/10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol15-NoSI-3>
- Nandha, M. and Brooks, R. (2009). Oil prices and transport sector returns: An international analysis. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 33(4), 393-409. <https://doi.org/10.1007/s11156-009-0120-4>
- Nandha, M. and Faff, R. (2008). Does oil move equity prices? A global view. *Energy Economics*, 30(3), 986-997. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2007.09.003>
- Narayan, P.K. and Sharma, S.S. (2011). New evidence on oil price and firm returns. *Journal of Banking & Finance*, 35(12), 3253-3262. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.05.010>
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phillips, P.C. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Ramsey, J.B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 31(2), 350-371. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1969.tb00796.x>
- Riaz, A., Hongbing, O., Hashmi, S.H. and Khan, M.A. (2018). The impact of economic policy uncertainty on US transportation sector stock returns. *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, 8(4), 163-170. <http://dx.doi.org/10.6007/IJARAFMS/v8-i4/5500>
- Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, 21(5), 449-469. [https://doi.org/10.1016/S0140-9883\(99\)00020-1](https://doi.org/10.1016/S0140-9883(99)00020-1)
- Sharpe, W.F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>

- Songur, M. (2021). A review on the relationship between oil prices and stock prices in Turkey: New evidences from Fourier approach. *Journal of Research in Economics Politics and Finance*, 6(1), 101-111. doi:10.30784/epfad.809222
- Stokes, H.H. and Neuburger, H.M. (1998). *New methods in financial modeling: Explorations and applications*. Westport: Quorum Books.
- Tokmak, B. (2020). *Probability of default modelling using macroeconomic factors* (Unpublished doctoral dissertation). Middle East Technical University, Ankara, Turkey.
- Tsai, C.L. (2015). How do US stock returns respond differently to oil price shocks pre-crisis, within the financial crisis, and post-crisis? *Energy Economics*, 50, 47-62. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.04.012>
- Turkish Statistical Institute. (2022). *Industrial production index* [Dataset]. Retrieved from <https://www.tuik.gov.tr/>

LABORATUVAR DENEYLERİNDE GERÇEK-EMEK GÖREVLERİ

Real-Effort Tasks in Laboratory Experiments

Burak Kağan DEMİRTAŞ*

Öz

Ekonomi biliminde kullanılan laboratuvar deneyleri birçok teknik özellik bakımından birbirinden farklılaştırılmaktadır. Bu teknik özelliklerden biri de deneyin gerçek-emek görevi içerip içermediğidir. Gerçek-emek görevi, deney katılımcılarının deney esnasında gerçek bir iş üzerinde çalıştıkları, zaman ve emek harcadıkları ve bu şekilde performans seviyelerini belirledikleri, sonucunda belirli bir miktarda para kazandıkları görev olarak açıklanmaktadır. Bu çalışmanın amacı deneysel ekonomi çalışmalarında sıklıkla kullanılan gerçek-emek görevlerini incelemek ve gerçek-emek görevi içeren deney yürütecek arařtırmacıların karşılaşılabilecekleri olası sorunları tartışmaktır. Bu inceleme kapsamında, literatürde sıkça kullanılan gerçek-emek görevleri dört başlık altında toplanmıştır: Matematiksel işlemlere dayalı gerçek-emek görevleri, bulmaca tarzındaki gerçek-emek görevleri, kaydırma çubuğu görevi ve kelime şifreleme görevi. Deney için hangi gerçek-emek görevinin seçildiği çalışmanın sonuçları açısından önemlidir zira sonuçların hatalı şekilde yorumlanmasına sebebiyet verebilme ihtimali vardır. Çalışma sonucunda, öğrenme etkisi, görevin sıkıcılığı ve görevin gerektirdiği yetenekler yaşanabilecek olası ölçme hatalarının kaynağı olarak görülmektedir. Öğrenme etkisi ve görevin sıkıcılığı özellikle denek-içi tasarımlarda problemlere sebebiyet verebilirken, yetenek farklılıklarının ise özellikle denekler-arası tasarımlarda ölçme hatalarına neden olabileceği bulgularına ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler:

Laboratuvar Deneyleri,
Gerçek-Emek Görevi,
Deneysel Ekonomi

JEL Kodları:

C91, C92,
C99, D90

Abstract

Laboratory experiments used in economics are differentiated in terms of many technical features. One of these technical features is whether the experiment involves a real-effort task. A real-effort task can be defined as a task in which the experiment participants work on a real job during the experiment, spend time and effort, determine their performance level and as a result earn a certain amount of money. This study aims to examine real-effort tasks that are frequently used in experimental economics studies, and to discuss potential problems that researchers may face when conducting experiments with real-effort tasks. Within the scope of this review, real-effort tasks commonly used in the literature are categorized under four groups: real-effort tasks based on mathematical operations, puzzles, slider task, and word encryption tasks. Choice of the real-effort task is important for an experimental study because it may lead to misinterpretation of the findings. As a result of the study, the learning effect, the boredom of the task and the abilities required by the task are seen as possible sources of measurement error. While the learning effect and boredom may cause problems especially in within-subject designs, it was found that differences in the abilities of participants may cause measurement errors especially in between-subject designs.

Keywords:

Laboratory
Experiments,
Real-Effort Task,
Experimental
Economics

JEL Codes:

C91, C92,
C99, D90

* Dr. Öğr. Üyesi, Abdullah Gül Üniversitesi, Yönetim Bilimleri Fakültesi, Ekonomi Bölümü, Türkiye, burakkagan.demirtas@agu.edu.tr, ORCID: 0000-0001-9477-8128

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 06.05.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 28.08.2023

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



1. Giriş

Ekonomi biliminde laboratuvar deneylerinin¹ kullanılmasına bizatihi iktisatçılar tarafından uzunca süre karşı çıkılmış olsa da 1940’lı yıllardan itibaren artarak kullanılmaya başlandığı görülmektedir (Basılğan, 2013: 62). Laboratuvar deneylerinin ekonomi çalışmalarında kullanılmasının temel sebebi diğer veri toplama yöntemlerine kıyasla sağladığı avantajlardır. Örneğin, diğer bir veri toplama yöntemi olan anketler yürütülürken, katılımcıların anket sorularına ne kadar dürüstçe cevap verdikleri şüphelidir. Özellikle suç olan (vergi kaçırma, hile vb.) ya da toplum tarafından etik olarak kabul edilmeyen (ayrımcılık, sabotaj vb.) gibi hassas konularda sorulan anket sorularına katılımcıların doğru cevap vermekten kaçınmaları son derece olasıdır (Charness ve Kuhn, 2011; Demirtaş, 2021a). Dahası, sıradan bir konu ile ilgili yürütülen anketlerde dahi katılımcıların sorulara doğru cevap vermeleri için herhangi bir teşvikleri yoktur. Oysa ekonomi alanında yürütülen laboratuvar deneylerinde deney katılımcıları para ile teşvik edilmekte, deneyden kazanacakları para miktarı deney süresince verdikleri kararlara bağlı olduğundan, gündelik hayata benzer kararlar vermeleri beklenmektedir (Dibo vd., 2018). Diğer taraftan ikincil verilere dayalı analizlerde de gerçek hayatın çok karmaşık ve dinamik olması birçok çevresel etkiyi barındırmakta, bu etkileri ayırıştırabilmek ve değişkenler arasında nedenselliğe dayalı ilişkiler bulmak zor olabilmektedir (Muijs, 2004). Oysa bir veri toplama sürecinin laboratuvar deneyi olabilmesi için en önemli şartlardan biri araştırmacının kontrol gücünün olmasıdır. Kontrol gücüyle hem deneyin yürütüldüğü çevre üzerindeki kontrol gücü (çevresel faktörlerin kontrol ve deney grupları arasında sabit tutulması) hem de değişkenler üzerindeki kontrol gücü kast edilmektedir (Guala, 2012: 598). Bu da ekonomide çok önemli olan *ceteris paribus* koşulunu sağlamak için gereklidir.

Günümüz itibariyle ekonomistler birçok farklı araştırma sorusu için laboratuvar deneylerinden yararlanmaktadırlar. Farklı araştırma soruları için farklı deneysel tasarımlar hazırlanmakla birlikte aynı araştırma sorusu için dahi deneysel tasarımlar teknik özellikleri bakımından farklılaştırılabilir. Örneğin bazı deneyler bilgisayar üzerinde tasarlanan bir oyun üzerinden yürütülüp, verilerin bilgisayar üzerinden toplanmasına imkân verirken, bazı deneylerde sadece kâğıt ve kalem kullanılabilir. Bazı deneyler denek-içi tasarıma (*within-subject design*) dayanırken bazı deneyler denekler-arası tasarım (*between-subject design*) şeklinde yürütülebilir.² Bu konudaki önemli teknik farklılıklardan diğer bir tanesi de deneysel tasarımın Türkçeye gerçek-emek görevi (*real-effort task*) olarak çevrilebilecek olan yöntemeye dayalı olup olmadığıdır. Gerçek-emek görevi, deney katılımcılarının deney esnasında

¹Ekonomi alanında kullanılan laboratuvar deneyleri araştırmacının kontrol gücünün olduğu, katılımcıların, miktarı deney süresince karar ve davranışlarına bağlı olarak belirlenen para yardımıyla teşvik edildiği, katılımcıların genellikle üniversite öğrencilerinden seçildiği, kontrol ve deney gruplarına rastgele olarak atandıkları ve bir akademik çalışmanın parçası olduklarını bildikleri deney türü olarak açıklanabilir (Shadish, vd., 2002: 248; Falk ve Fehr, 2003; Guala, 2012). Ek olarak bu deneylerde katılımcılar deneyin amacına uygun olarak rollere rastgele atanabilirler. Örneğin işçi-işveren arasındaki ücret pazarlığı sürecine odaklanan bir deneyde bir grup katılımcı işçi rolünderken diğer bir grup işveren rolüne atanabilir. Deneyde sahip oldukları rollere göre kararlarını verirler.

² Deneyde tek bir katılımcı grubu olması ve uygulanacak politikanın gruptaki herkese uygulanması denek-içi tasarım olarak adlandırılmaktadır. Bu tasarımda politika uygulanmadan önceki veriler toplanıp yine aynı kişilerin politika uygulandıktan sonraki verileri de toplanıp, öncesi ve sonrası şeklinde karşılaştırma yapılmaktadır. Denekler-arası tasarımda ise kontrol ve deney grubu uygulamasına farklı katılımcılar atanmakta ve uygulanacak politikadan sadece deney grubundaki katılımcılar etkilenmektedirler. Burada da iki farklı katılımcı grubundan toplanan veriler karşılaştırılıp, politikanın etkisi ölçülmeye çalışılmaktadır.

gerçek bir iş üzerinde çalıştıkları, zaman ve emek harcadıkları, basit nitelikteki görev olarak açıklanabilir. Gerçek-emek görevi içeren deneylerin literatürde gerçek-emek deneyi (*real-effort experiment*) olarak adlandırıldıkları görülmektedir. Gerçek-emek deneyleri, özellikle deney katılımcılarının belirli bir para miktarı üzerinden verdikleri kararları ve performans/efor düzeyleri ile ilgili verdikleri kararları içeren çalışmalar için önem teşkil etmektedir.

Ekonomi alanındaki birçok laboratuvar deneyinde katılımcılardan sahip oldukları belirli bir para miktarı üzerinden bazı ekonomik kararlar vermeleri istenmektedir. Örneğin deney tasarımlarında sıkça kullanılan diktatör oyununu³ içeren bir deneyde katılımcının elindeki paranın ne kadarını eşleştirdiği diğer katılımcıyla bölüşeceğine dair bir karar vermesi istenir (Engel, 2011: 583-584). Diğer taraftan vergi kaçırma davranışı üzerine yürütülen bir deneyde katılımcının elindeki gelirin ne kadarlık kısmını bildirimde bulunacağı ya da ne kadarlık kısmını kaçırmak isteyeceği ile ilgili kararlar vermesi beklenmektedir (Demirtaş, 2021a). Çalışma ekonomisi alanında incelenen işçi-işveren arasındaki ücret teklifleri ve buna dair pazarlık süreçleri de yine başka örnekler olarak karşımıza çıkmaktadır (Charness ve Kuhn, 2011).⁴

Katılımcıların üzerinde karar verecekleri parayı nasıl elde edecekleri (gelirin kaynağı) deneysel tasarım açısından önemli bir konudur ve bu konuda karşımıza temel olarak iki deneysel tasarım yöntemi çıkmaktadır. Bu yöntemlerden ilki İngilizcede “*windfall money*” olarak geçen ve Türkçeye “beklenmedik şekilde elde edilen gelir” ya da “gökten düşen para” olarak çevirebilecek yöntemi içeren deneysel tasarımlardır. Bu yöntemde arařtırmacı, katılımcılara deneyin başında ya da deney süresince her bir turun⁵ başında belirli miktarda para (*endowment*) vererek katılımcıların bu miktar üzerinden kararlarını vermelerini istemektedir.⁶ Bu durumda katılımcı hiçbir emek/çaba sarf etmeden bu para miktarını elde etmekte ve vereceği kararı bu para miktarı üzerinden vermektedir. Diğer bir yöntem ise gerçek-emek görevidir. Gerçek-emek görevi içeren deneysel tasarımlarda katılımcılar deney başında ya da deney süresince kendilerine verilen bir görev üzerinde emek harcayarak çalışmakta ve emeklerinin karşılığı olarak belirli miktarda gelir etmektedirler. Deneyde verdikleri kararları da emek harcayarak kazandıkları para miktarları üzerinden vermektedirler.

Diğer taraftan özellikle çalışma ekonomisi alanındaki çalışmalarda da gerçek-emek görevleri sıklıkla karşımıza çıkmaktadır. Gerçek-emek görevine dayanmayan deneysel tasarımlarda işçi rolündeki katılımcılar herhangi bir emek harcamadan kendilerine tanımlanan sayısal bir aralık üzerinden efor ya da performans ile ilgili kararlarını vermektedirler (bkz. Demirtaş, 2021b). Hatta bu çalışmaların bazılarında deney katılımcıları verimliliği yüksek

³ Diktatör oyununda katılımcılar rastgele olarak birinci oyuncu ve ikinci oyuncu rollerine atanırlar. Yine rastgele olarak her birinci oyuncu rolündeki katılımcı ikinci oyuncu rolündeki bir katılımcıyla eşleştirilir. Birinci oyuncuya bir miktar para verilir (X) ve bunun istediği kadarını (Y) eşleştirdiği oyuncuyla paylaşması istenir. Birinci oyuncu ikinci oyuncuya paranın tamamını verebileceği gibi isterse 0 yani hiçbir şey de vermeyebilir. Birinci oyuncu ne kadar paylaşacağına dair kararını verdikten sonra oyun biter. İkinci oyuncunun yapılan paylaşımı reddetme gibi bir şansı yoktur. Birinci oyuncunun oyundan kazandığı para (X-Y) olurken ikinci oyuncu (Y) miktarını kazanmaktadır.

⁴ Çalışma ekonomisi alanında yürütülen laboratuvar deneylerinde katılımcılar rastgele olarak işçi ve/veya işveren rollerine atanırlar. Deney süresince sahip oldukları rollere göre kararlarını verirler.

⁵ Bazı deneylerde tasarlanan oyun sadece bir kez oynanmaktadır (*one-shot game*). Bu tasarımda katılımcılara ait bir gözlem olmaktadır. Bazı deneylerde ise aynı oyun birden fazla kez oynanabilmektedir (*repeated-game*). Örneğin oyun 10 kez oynanacaksa, oynanan her bir sefer “tur” adını almakta ve bu deneyin 10 turdan oluştuğu kabul edilmektedir.

⁶ Diktatör oyunu üzerinden açıklanırsa, burada katılımcıya verilen para (*endowment*), birinci oyuncu rolündeki katılımcıya verilen (X) miktarıdır.

(*high-skilled*) ve verimliği görece düşük (*low-skilled*) olarak farklı gruplara atanmaları gerektiğinde bile bu atamalar rastgele olarak yapılabilmektedir (bkz. Charness ve Kuhn, 2007; Nosenzo, 2013). Bazı çalışmalarda ise bu yöntemin aksine deney katılımcıları bir gerçek-emek görevi üzerinde çalışarak burada sergiledikleri performans değeri üzerinden kararlarını vermektedirler. Eğer yukarıda bahsedildiği gibi verimlilikleri açısından farklı gruplara ya da rollere atanacaklarsa da rastgele olarak değil gerçek-emek görevi üzerinde gösterdikleri performans seviyelerine göre atanmaktadırlar.

Bu çalışma, literatürde yer alan ve gerçek-emek deneyi içeren çalışmalarda sıklıkla kullanılan gerçek-emek görevleri hakkında bilgi vermek, bu gerçek-emek görevlerinin yaratabileceği olası problemleri tartışmak ve deneysel ekonomi alanında çalışan/çalışacak araştırmacılara bu konuda dikkat edilmesi gereken noktaları vurgulamayı amaçlamaktadır.⁷ Araştırmacıların deneylerinde tercih edecekleri tasarım son derece önemlidir zira çalışmalar göstermektedir ki sadece deneyin gerçek-emek görevine dayanıp dayanmaması değil gerçek-emek görevi olarak tercih edilen ve katılımcıların üzerinde çalışacakları işin tercihinin de çalışmanın sonuçları üzerinde etkileri olması muhtemeldir. Öyle ki bazı deneylerden elde edilen sonuçların yanlış şekilde yorumlanmasına sebebiyet verebilmektedir. Çalışma, bildiği kadarıyla, Türkçe literatürde gerçek-emek görevleriyle ilgili olan ilk çalışma olma özelliğine sahiptir. Çalışma kapsamında, literatürde bulunan ve gerçek-emek görevine dayanan deneysel çalışmalar incelenmiştir. Gerçek-emek görevine dayanan ilk çalışmaya kadar gidilmeye çalışılmış ve yaklaşık 1980’li yıllardan günümüze dek süren zaman aralığındaki çalışmalar incelenmiştir. Bu inceleme kapsamında, literatürde sıkça kullanılan gerçek-emek görevleri dört başlık altında toplanmıştır: (i) Matematiksel işlemlere dayalı gerçek-emek görevleri (ii) bulmaca tarzındaki gerçek-emek görevleri, (iii) kaydırma çubuğu görevi (*slider task*), (iv) kelime şifreleme (*word encryption*) görevi.

Çalışmanın bundan sonraki kısmı şu şekilde oluşmaktadır: Öncelikle laboratuvar deneyleri hakkında kısa bir bilgilendirme yapılmaktadır. Sonrasında gerçek-emek görevlerine kavramsal olarak kısaca değinilip literatürde sıklıkla kullanılan gerçek-emek görevleri açıklanmaktadır. Son olarak da çalışmanın özetlendiği ve tartışıldığı Sonuç ve Tartışma bölümü yer almaktadır.

2. Laboratuvar Deneyleri

Bir sosyal bilim dalı olan ekonomide laboratuvar deneylerinin kullanımının mümkün olmadığı uzunca süre bizatihi iktisatçılar tarafından iddia edilmiştir (Basılğan, 2013: 62). Ancak 1940lı yıllardan itibaren giderek artan sayıda laboratuvar deneyinin yürütüldüğü görülmekte ve 1980li yıllardan itibaren de bir metodoloji olarak ekonomi alanında yer bulduğu kabul edilmektedir (Basılğan, 2013: 62; Cardenas ve Carpenter, 2005: 72).

Ekonomi alanında yürütülen çalışmalarda bir veri toplama sürecinin laboratuvar deneyi olarak adlandırılması için bazı temel şartları sağlaması gerekmektedir. Bunun birinci şartı araştırmacının kontrol gücünün olmasıdır. Kontrol ile hem değişkenler üzerinde kontrol hem de deneyin yürütüldüğü ortam üzerindeki kontrol kastedilmektedir (Falk ve Fehr, 2003). Bu özellikle araştırmacılara çalışmalarında *ceteris paribus* koşulunu sağlamalarına imkân

⁷ Deneysel iktisat literatüründe gerçek-emek görevi olarak adlandırılan görevler bilgisayar ortamında ve fiziksel ortamda yapılabilmektedir. Bu çalışmada bilgisayar ortamında yapılan görevler ele alınmaktadır.

vermektedir. Dięer bir zellik ise katılımcıların gndelik hayatta verecekleri ekonomik kararlara yakın kararlar vermeleri iin teřvik mekanizması kullanılmaktadır. Ekonomide yrtlen laboratuvar deneylerinde katılımcılar para ile teřvik edilmektedirler (Dibo vd., 2018). Dięer sosyal bilim alanlarında yrtlen deneylerde katılımcılara deney sresindeki kararlarından bağımsız, sabit bir cret denebilirken (rn. psikoloji), ekonomistlerin yrttkleri laboratuvar deneylerinde katılımcıların kazanacakları para miktarı, deney sresince verdikleri kararlara gre belirlenmektedir. Laboratuvar deneylerinin dięer bir nemli zellięi de katılımcıların kontrol ve deney gruplarına rastgele olarak atanmaları gereklilięidir (Shadish vd., 2002: 248). Rastgele atama, deęişkenler arasında nedensellik kurabilmek adına laboratuvar deneylerinin nemli bir zellięidir. Bu řartların saęlanması iin steril bir ortam gerektięinden laboratuvar deneyleri oęunlukla bilgisayar laboratuvarlarına ok benzeyen deneysel ekonomi laboratuvarlarında yrtlmektedir.

Ekonomi alanında yrtlen laboratuvar deneylerinde oęunlukla niversite ęrencileri katılımcı olarak tercih edilmektedir. Bunun bazı temel sebepleri vardır (bkz. Falk ve Fehr, 2003: 401). ncelikle deneysel ekonomi laboratuvarları genellikle niversite kampslerinde yer aldığından deneyler iin gerekli katılımcıları niversite ęrencilerinden bulmak daha kolay ve daha az maliyetli olmaktadır. Bir dięer sebep de niversite ęrencileri deneyin kuralları ve deney sresince yapılması gerekenleri ok daha kolay ęrenebilmektedirler ki bu da arařtırmacı iin deneyin daha sorunsuz yrtlmesini saęlamaktadır.

Bahsedilen bu temel zellikler altında birok farklı konu bařlıęı iin ekonomi alanında laboratuvar deneylerinden faydalanılmaktadır. Bu temel zelliklerin saęlanmasının tesinde řüphesiz ki alıřmaların amalarına gre arařtırmacılar deneylerini farklı řekillerde tasarlayabilmektedirler. Bazı deneyler kalem-kāęıt ile yrtlrken, bazıları bilgisayarlar zerinden yrtlebilmektedir. Bazıları denek-ii tasarım yntemine dayanırken bazıları denekler-arası tasarım zerine odaklanmaktadır. Bazı deneylerde katılımcılar oyunu/grevi sadece bir kez yaparken/oyarken (*one-shot game*) bazı tasarımlarda bu birden ok gerekleřebilmektedir (*repeated-game*). Deneysel tasarımlar arasında farklılıęa yol aan tercihlerden nemli bir tanesi de deneyin gerek-emek grevi ierip iermedięidir. Gerek-emek grevi, deney katılımcılarının deney esnasında gerek bir iř zerinde alıřtıkları, zaman ve emek harcadıkları, basit nitelikteki grev olarak aıklanabilir. Bu bazen basit matematiksel hesaplamalar olabileceęi gibi, bazen bulmaca zmleri bazen de bu alanda kullanılmak zere tasarlanmış basit oyunlar olabilmektedir.

3. Gerek-Emek Grevleri

Gerek-emek grevleri zellikle katılımcıların belirli bir para miktarı ve performans zerinden karar vermeleri gereken deneylerde kullanılmaktadır. Diktatr oyunu gibi katılımcıların belirli bir para miktarı zerinden karar vermeleri gerektięinde buradaki parayı katılımcı iki řekilde elde edebilmektedir. Bunlardan birincisi İngilizce literatrde *windfall money* olarak geen yntemdir. Bu ifade Trke'ye "gkten dřen para" veya "beklenmedik řekilde elde edilen gelir" řeklinde evrilebilmektedir. Bu yntemde, katılımcının zerinde karar vereceęi para deneyi yrten arařtırmacı tarafından katılımcıya verilmekte ve katılımcı hibir efor ve zaman sarf etmeden bu parayı alabilmektedir. İkinci yntemde ise katılımcı belirli miktarda para kazanabilmek iin gerek-emek grevi zerinde alıřmakta ve bu grevde gsterdięi performansa gre para kazanmakta ve bu miktar zerinden kararlarını vermektedir.

Diğer taraftan, çalışma ekonomisi alanında da gerçek-emek görevleri sıklıkla kullanılmaktadır. Örneğin çalışan rolündeki katılımcı performans değeri üzerinden bir karar verecek olsun. Burada da yine karşımıza iki yöntem çıkmaktadır. İlk yöntemde katılımcıdan belirli bir sayı aralığından performans değerini seçmesi istenebilirken (örn. 1 ile 10 arası), diğer yöntemde ise çalışan rolündeki katılımcı belirli bir gerçek-emek görevi üzerinde çalışıp bu görevde gösterdiği performans seviyesi üzerinden karar vermektedir.

Gerçek-emek görevi içeren deneysel tasarımlar da içermeyen tasarımlar da literatürde çokça yer almaktadır. Bilindiği kadarıyla bu iki tasarımın birbirine üstünlüğü ya da eksiklikleri üzerine net bir tercih yoktur. Ancak aynı araştırma sorusu için hem gerçek-emek görevi içeren hem de içermeyen tasarımların karşılaştırıldığı literatürde görülmektedir. Örneğin Cherry vd. (2002) diktatör oyununa dayanan laboratuvar deneyinde emek harcanarak elde edilen gelir ile emek harcamadan tahsis edilen gelir durumunda bireylerin davranışlarını karşılaştırmış ve emek harcanarak kazanılan gelir durumunda bireylerin daha bencil davranışlar sergilediklerini bulmuşlardır. Oxoby ve Spraggon (2008) de benzer bir deney yürütmüş ve onlar da gökten düşen para durumunda bireylerin çok daha fazla paylaşımcı olduklarını bulmuşlardır. Jitsophon (2015) ise gökten düşen para ile kazanılan gelir durumunda katılımcıların ihalelerdeki davranışlarını analiz etmiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre katılımcılar hiçbir emek ve zaman harcamadan gelir elde ettiklerinde, diğer duruma kıyasla çok daha yüksek fiyat teklifleri vermektedirler. Li vd. (2019) ise deney katılımcılarının gelirlerini emek harcayarak kazandıkları durumda ve gökten düşen para durumundaki bağış davranışlarını karşılaştırmış ve gökten düşen para durumunda katılımcıların daha fazla bağışta buldukları bulgusuna ulaşmışlardır. Diğer taraftan Lezzi vd. de (2015) hiçbir emek harcamadan belirlenen performans seviyesi ve gerçek-emek görevi içeren durumlardaki performans seviyelerini karşılaştırmış ve gerçek-emek görevlerinde çalışanların daha yüksek performans seviyelerinde olduğunu bulmuşlardır. Bortolotti vd. (2009) ise literatürdeki gerçek-emek görevi içermeyen iş birliği/koordinasyon deneylerinde çalışanlar arasında koordinasyon sorunu bulduklarını ancak kendilerinin yaptıkları ve gerçek-emek görevine dayanan çalışmalarında bu koordinasyon sorununun ortadan kalktığı sonucuna ulaşmışlardır.

Literatürde görüldüğü üzere bir deneysel tasarımın gerçek-emek görevi içerip içermemesi deney sonuçlarını önemli derecede etkileyebilmektedir. Bunun yanı sıra, deneyde tercih edilen gerçek-emek görevi de sonuçları doğrudan etkileyebilmektedir. Zira bazı gerçek-emek görevleri bazı olası sorunları içermekte ve deneyin amacının ötesinde katılımcıların performanslarını olumlu ya da olumsuz anlamda etkileyebilmektedir. Bu da deneyden elde edilen verilerle yapılan analiz ve yorumların hatalı olması olasılığını doğurmaktadır. Bu sebeple bir deneyin gerçek-emek görevi içerip içermemesinin ötesinde bu olası sorunlar altında hangi gerçek-emek görevinin tercih edileceği de büyük önem arz etmektedir. Sonraki bölümlerde literatürde sıkça kullanılan farklı tipteki gerçek-emek görevleri açıklanmaktadır.

3.1. Matematiksel İşlemlere Dayanan Gerçek-Emek Görevleri

Matematiksel işlemlere dayanan gerçek-emek görevleri dört işleme dayanan, genelde belirli sayıların toplam veya çarpım sonucunun bulunmasına dayalı görevlerdir. Literatürdeki ilk örneklerinden bir tanesi Becker ve diğerlerinin (1987) çalışmasıdır. Bu çalışma aynı zamanda ekonomi alanında bir laboratuvar deneyinde gerçek-emek görevi kullanımının ilk örneklerindedir. Bu deneyde katılımcılar kendilerine verilen 25 sayıdan oluşan dizideki

örüntüleri bulmak ve sıralamakla görevlendirilmiştir. Bu örüntüler üç ila yedi adet arasında deęişen sayıdan oluşmaktadır. Katılımcılar görevi tamamladıktan sonra görevi tamamlamaktaki başarılarına göre bir gelir elde etmektedirler. Daha sonra katılımcılar gelirlerini raporlayarak gelirlerine göre bir vergi ödemektedirler. Bu deneyin asıl amacı katılımcıların ödeyecekleri vergi miktarını belirlemek üzere raporladıkları gelirlerindeki dürüstlüklerini ölçmektir. Ayrıca deneyin bir sonraki adımında rastgele seçilen bazı katılımcıların gelir bildirimleri denetlenmekte ve yanlış bildirimler cezalandırılmaktadır (bkz. Demirtaş, 2021a).

Tablodaki sıfırları, birleri veya başka bir rakamı sayma görevi de bu türün örnekleri arasında sayılabilir. Mohnen vd. (2008) deneylerinde, katılımcılardan verdikleri tabloda rastgele dağılmış rakamlar arasında kaç tane 7 rakamı olduğunu bulmalarını istemişlerdir. Benzer bir görev Abeler vd. (2011) tarafından da uygulanmıştır. Katılımcılardan 150 adet 0 ve 1 rakamlarının karışık olarak yer aldığı bir tabloda kaç tane 0 rakamının yer aldığını bulmaları istenmiştir.

Bu türün en önemli örneklerinden bir tanesi de Niederle ve Vesterlund (2007) tarafından geliştirilmiştir. Bu görevde deney katılımcıları ekranda verilen beş adet iki basamaklı sayının toplamını bulmaya çalışmaktadırlar (Şekil 1). Amaç, verilen beş dakikalık süre içerisinde olabildiğince çok toplama işlemini doğru yanıtlamaktır. Her seferinde ekranda beş tane iki basamaklı sayı görünmekte ve katılımcı cevabını verdikten sonra beş tane iki basamaklı sayıdan oluşan yeni bir seri ekranda belirmektedir. Katılımcılar kendilerine verilen sürede verdikleri her doğru cevap başına belirli bir miktar para kazanabilmektedirler. Niederle ve Vesterlund (2007) deneyinin asıl amacı kadın ve erkek katılımcıların rekabete girme arzusunun farklı olup olmadığını ölçmektir. Bu deney katılımcıların aynı görevi tamamladıkları dört turdan oluşmaktadır. Deneyin sonunda katılımcıların dört turdaki kazançları arasından rastgele bir tanesi seçilerek sadece o turdaki kazançları için ödeme yapılmıştır. Bu şekilde yapılmasının sebebi katılımcıları belirli bir turdaki performanslarının ve kararlarının önceki turların sonuçlarından ve sonraki turlar hakkındaki öngörülerinden etkilenmesinin önüne geçmektir.

21	35	48	29	83	
----	----	----	----	----	--

Şekil 1. Beş Adet İki Basamaklı Sayıyı Toplama Görevi

Kaynak: Niederle ve Vesterlund (2007).

Laboratuvar deneylerinde matematiksel işlemlerin kullanıldığı gerçek-emek görevleri katılımcılar arasında yetenek farklılıklarının deneyin sonucunu etkileyebileceği öne sürülerek eleştirilmiştir (Carpenter ve Huet-Vaughn, 2019; Gill ve Prowse, 2019). Bunun yanında bazı katılımcıların matematiksel işlemleri çözmekten keyif alabileceği, bazılarının ise bu görevleri sıkıcı bulabileceği de bir başka eleştiridir (Charness vd., 2018). Bazı arařtırmacılar deneylerinde katılımcılara verdikleri görevi tasarlarken görevin özellikle sıkıcı olması ve katılımcıların görevi tamamlamaktan keyif almaması veya herhangi bir manevi fayda elde etmemesi için çabalamışlardır. Corgnet vd. (2011) yaptıkları deneyde katılımcılardan 36 adet tek haneli sayıdan oluşan bir matristeki sayıların toplamını bulmalarını istemişlerdir (Şekil 2). Bu deneyde katılımcılar bir saat kırk dakikalık süre içerisinde olabildiğince çok, matristeki sayıları toplayıp doğru cevabı vermeye çalışmışlardır. Katılımcılar verdikleri her doğru cevap için 40 sent (*cent*) kazanırken her yanlış cevap için 20 sent kaybetmişlerdir. Görevin yorucu olmasının yanında görev süresinin de uzun olması, katılımcıları yorabilecek ve sıkılmalarına sebep olabilecek

niteliktedir. Görev için verilen bir saat kırk dakikalık süre Niederle ve Vesterlund (2007) deneyindeki beş dakikalık süre, Dohmen ve Falk (2011) deneyindeki on dakika ve Eriksson vd. (2009) deneyindeki yirmi dakikalık süreye göre oldukça uzundur. Bu deneyde katılımcılara kendilerine görevi tamamlamak için verilen süre içerisinde dilerlerse internette dolaşabilme imkânı tanınmıştır. Böylece katılımcıların iş başındaki sürelerini sıkıcı bir görevi tamamlamak ile internette gezinmek gibi serbest zaman aktivitelerine ayırmak arasında bir tercih sunulmuştur. Bu deneyde araştırmacılar katılımcıların yalnızca kendileri için kazanırken gösterdikleri performans ile kazançlarının birlikte çalıştıkları bir grup insana fayda sağladığı durumdaki performanslarını karşılaştırmışlardır.

	Sütun-1	Sütun-2	Sütun-3	Sütun-4	Sütun-5	Sütun-6	Satır toplamı:
Satır-1	1	4	1	2	0	6	14
Satır-2	0	2	0	2	0	2	6
Satır-3	2	0	0	1	1	0	4
Satır-4	4	0	1	2	3	0	10
Satır-5	0	3	2	3	0	7	15
Satır-6	2	0	2	3	6	0	13
Sütun Toplamı:	9	9	6	13	10	15	62

Şekil 2. Otuz Altı Haneli Matrisi Toplama Görevi Temsili Ekran Görüntüsü

Kaynak: Corgnet vd. (2011).

Benzer bir matematiksel işlem görevi Dohmen ve Falk (2011) tarafından kullanılmıştır. Bu deneyde katılımcılardan tek basamaklı bir sayıyla çift basamaklı bir sayıyı çarpmaları istenmiştir. Araştırmacılar bu görevin ön bilgi gerektirmemesi ve katılımcılara görevin açıklanmasının kolay olması sebebiyle kullandıklarını belirtmektedirler. Bunun yanında görevin yapısı gereği katılımcıların matematik alanındaki becerilerinin farklı olmasının performanslarını birbirinden farklı kılacak bir etken olması araştırmacıların bu görevi tercih etmesinde etkili olmuştur (Dohmen ve Falk, 2011). Bu da göstermektedir ki bazı araştırmalarda katılımcıların yetenekleri arasındaki farkın performansları arasında fark oluşturmayacak gerçek-emek görevleri seçmek uygun görülürken bazı araştırmalarda istenen değişkenlerin ölçülebilmesi için katılımcıların yeteneklerinin farklılığından dolayı performanslarının değişiklik göstereceği görevler daha uygun olabilmektedir. Benzer şekilde Eriksson vd. (2009) deneylerinde kullandıkları görevin iki cinsiyetten biri için avantaj oluşturmamasına önem vermekle birlikte katılımcıların geneli arasında yetenek farklılıklarından ötürü bir kısmına avantaj veya dezavantaj sağlamanın deneyin ölçmek istediği değişkenler açısından sorun teşkil etmediğine karar vermişlerdir. Bu çalışmada Eriksson vd. (2009), Niederle ve Vesterlund (2007) çalışmasında kullanılan benzer bir gerçek-emek görevi kullanmışlardır (Şekil 3). Katılımcılardan dört adet iki basamaklı sayıyı toplamaları istenmiştir. Katılımcıların amacı yirmi dakika boyunca olabildiğince fazla toplama işlemine doğru cevap vermektir. Bu çalışmada geribildirim katılımcıların performansının niceliği ve niteliği üzerindeki etkileri ölçülmüştür. İki tür ücret mekanizması kullanılmıştır. İlkinde katılımcılar verdikleri her doğru cevap için 10 sent kazanırken diğerinde ise katılımcılar ikişerli olarak eşleştirilmiş ve eşleştirildikleri katılımcıyla rekabet etmişlerdir.

Incorrect

Your score is the number of problems you have correctly solved. You have access to a total of 20 minutes.
Remaining time: **15 minutes, 43 seconds**

Your current score:
Your co-participant's score:

The numbers to add up are:

26
34
44
48

Enter your result:

Şekil 3. Sürekli Geribildirim Uygulaması Ekran Görüntüsü
Kaynak: Eriksson vd. (2009).

Matematiksel işlemlere dayanan gerçek-emek deneylerinin ilginç örneklerinden birisi de Heyman ve Ariely'nin (2004) kullandıkları yazarların imkânsız görev/bulmaca (*Impossible Task* veya *Impossible Puzzle*) olarak tanımladıkları çözümü imkânsız olan matematiksel bir problemdir (Şekil 4). Bu görevde katılımcılara ekranda görünen on iki sayı arasından toplamları yüz olacak bir set oluşturmaları istenir. Katılımcılar toplamları yüze eşit olmak kaydıyla istedikleri adette sayıyı seçebileceklerdir. Bu görevi ilginç kılan şey ise ekranda görünen on iki sayı arasından toplamı yüz olacak bir setin seçilmesinin mümkün olmamasıdır. Arařtırmacılar, görevi hazırlarken ekrandaki sayıları toplamları asla yüze eşit olmayacak şekilde belirlemiřlerdir. Bu deneyde arařtırmacılar katılımcıların görevi tamamlamasını deęil, ne kadar sürede pes edeceklerini ölçmek istemiřlerdir. Böylece katılımcıların sarf ettikleri efor, pes edene kadar problemi çözmek için harcadıkları süre üzerinden hesaplanmıřtır.

a

Select a set of numbers that adds up to 100

19 20 26 27
 5 10 13 38
 17 40 34 31

Current total = 52

b

Select a set of numbers that adds up to 100

11 15 61 27
 18 42 57 3
 30 8 19 69

Current total = 72

Şekil 4. İmkânsız Matematik Problemi.
Kaynak: Heyman ve Ariely (2004).

Benzer bir toplama işlemini içeren gerçek-emek görevi Ariely ve dięerlerinin (2009) arařtırmalarında uygulanmıřtır (Şekil 5). Bu görevde katılımcılar on iki adet küsuratlı sayı içeren matristen toplamları on olacak şekilde iki tane sayı seçmeye çalıřmıřlardır. Bu deneyde katılımcılara sırayla yirmi adet matris gösterilmiř ve yirmi dakika içerisinde olabildięince çok

matriste toplamları on olacak iki sayı bulmaları istenmiştir. Bu görevle birlikte aynı deneyde bilişsel çaba gerektiren başka bir görev daha uygulanmış ve katılımcıların yalnızca efor gerektiren bir görevle bilişsel çaba gerektiren görevdeki performansları karşılaştırılmıştır.

☛ This is Matrix 2 out of 20

no. of correctly solved matrixes: 0

9.38	6.74	8.17
5.15	6.61	3.06
9.71	.91	4.88
3.58	4.87	6.42

Next

Şekil 5. Toplama İşlemi

Kaynak: Ariely vd. (2009). (Toplamları 10 olacak iki sayı seçilmelidir.)

Aşağıda bulunan Tablo 1’de matematiksel işlemlere dayanan gerçek-emek görevi deneylerini içeren çalışmalar özetlenmektedir.

Tablo 1. Matematiksel İşlemlere Dayanan Görevler Kullanan Çalışmalara Örnekler

Çalışma	Araştırma Konusu	Görevin Versiyonu	Çalışma Sonucu
Becker vd. (1987)	Vergi raporlamada dürüstlüğün incelenmesi	Sayı örüntülerini bulma	Vergi kaçırma eğiliminin gelire, beklenen denetim olasılığına, transfer ödemesine ve algılanan vergi yüküne bağlı olduğu görülmüştür.
Mohnen vd. (2008)	Çalışma arkadaşları baskısının eşitsizlikten kaçınma üzerindeki etkisi	Yedileri sayma	Takım üyelerinin katkı miktarları gözlemlenemediği zaman bireyler bencil davranışlar gösterirken gözlemlenebildiği zaman daha yüksek efor sarf etmektedirler.
Abeler vd. (2011)	Gelir beklentilerinin efor seviyeleri üzerindeki etkisi	Sıfırları sayma	Gelir beklentisi daha yüksek olan deney katılımcıları daha düşük olanlara göre daha fazla efor sarf etmişlerdir.
Niederle ve Vesterlund (2007)	Kadın ve erkeklerin rekabet karşısındaki farklılıkları	İki basamaklı 5 adet sayıyı toplama	Kadınlar ve erkekler arasında bir performans farklılığı bulunmazken erkeklerin rekabete girmeyi daha çok tercih ettiği gözlemlenmiştir.
Corgnet vd. (2011)	Bireysel teşvikler ve takım teşviklerinin efora etkisi	Tek basamaklı 36 sayıdan oluşan matristeki sayıları toplama	Bireysel teşvikler, takım teşviklerine göre eforu arttırmada daha etkili bulunurken takım üyelerinin birbirini gözlemleyebilmesi efor seviyesini arttırmaktadır.
Dohmen ve Falk (2011)	Uygulanan ücret sisteminin performans üzerindeki etkisi	Tek basamaklı bir sayıyla iki basamaklı bir sayıyı çarpma	Parça başı, rekabete dayalı ve gelir paylaşımlı ücret sistemlerinde katılımcıların performanslarının farklı şekillerde değişmektedir. Bu farklılıkların risk alma tercihi, öz değerlendirme ve cinsiyete bağlı olduğu gözlemlenmiştir.

Tablo 1. Devamı

Çalıřma	Arařtırma Konusu	Görevin Versiyonu	Çalıřma Sonucu
Eriksson vd. (2009)	Uygulanan ücret sistemi ve geribildirim mekanizmasının performansa etkisi	İki basamaklı 5 adet sayıyı toplama	Parça başı ve rekabetçi ücret sistemlerinin yanı sıra sürekli ve tek seferlik görece performans hakkında geribildirim kıyaslanmıştır. Rekabet ortamında sürekli geribildirim performansını arttırdığı gözlemlenmiştir.
Heyman ve Ariely (2004)	Maddi kazanç için sarf edilen efor ve başka birisine yardım için sarf edilen eforun kıyaslanması	İmkânsız bulmaca (matematik problemi)	Maddi bir beklentiyle bir görevi üstlenen katılımcıların eforu alacakları ücretle doğru orantılı olarak artarken sosyal ilişkiler sebebiyle (bir kişiye yardım için) sarf edilen efor hiçbir maddi kazanç olmasa da ilkinden daha fazla olarak gözlemlenmiştir.
Ariely vd. (2009)	Performansa dayalı ücretin seviyesinin efora etkisi	Küsuratlı sayılar içeren matristen toplamları on olacak şekilde iki tane sayı seçme	Sarf ettikleri efor seviyesine bağlı ücret alan katılımcılardan çok yüksek ücret seviyesinde çalışanların görece daha fazla efor sarf ettikleri gözlemlenmiştir.

Bütün bu çalıřmalara bakıldığında matematiksel işlemlere dayanan gerçek-emek görevleri ile ilgili iki temel noktanın deney bulgularını yorumlamada soruna neden olabileceği görülmektedir. Bunlardan birincisi gerçek-emek görevinin gerektirdiği yetenek, ikincisi de görevin sıkıcı olmasıdır. Yetenek farklılıklarının özellikle denekler-arası tasarıma dayanan deneylerde sorunlara sebep olması daha olası gözükmemektedir. Örneğin yürütülen deneyde bir politikanın etkisi ölçülmek isteniyor olsun. Denekler-arası tasarım gereği bu politikanın kontrol grubuna verilmezken, deney grubu uygulamasındaki katılımcılara verildiği varsayılın. Bu durumda, eğer ki iki gruptan elde edilen sonuçlar arasında bir farklılık bulunursa, bu farklılık politikanın etkisinden kaynaklanabileceği gibi deneyin içerdiği gerçek-emek görevinin gerektirdiği yetenek açısından iki gruptaki katılımcılar arasındaki farklılıktan da kaynaklanabilecektir. Zira kontrol grubundaki ve deney grubundaki katılımcıların gerçek-emek görevinin gerektirdiği yetenek açısından bir farklılıkları varsa (örneğin bir grup çoğunlukla sayısal bölümlerde okuyan öğrencilerden bir grup ise çoğunlukla sözel bölümde okuyan öğrencilerden oluşuyorsa) matematiksel işleme dayanan bir gerçek-emek görevi sonuçların hatalı yorumlanmasına sebebiyet verebilecektir. Diğer taraftan denek-içi tasarım durumunda deneyde sadece bir grup olacağından ve etkinliği ölçülmesi istenen politika tüm katılımcılara verileceğinden, yetenek açısından bir sorun yaratma ihtimali olacağı düşünülmemektedir. Tam tersi şekilde, gerçek-emek görevinin gerek süre açısından uzunluğu sebebiyle gerekse görevin niteliği sebebiyle katılımcıların görevden sıkılmaları da denek-içi tasarım durumunda sorun yaratabilecektir. Zira denek-içi tasarımda bulunan tek katılımcı grubu görev üzerinde bir süre çalıştıktan sonra bir politikaya maruz kalır ve aynı katılımcıların politika öncesi ve sonrası gerçek-emek görevindeki performansları karşılaştırılır ise, deneyin ilerleyen zamanlarında katılımcıların sıkılması durumunda performansları politikadan bağımsız olarak düşecek ve yine politikanın etkinliğinin ölçülmesinde sorun oluşturabilecektir. Denekler-arası tasarım durumunda ise görevden sıkılma durumu her iki gruptaki katılımcılarda da benzer şekilde görülebileceğinden, bahsedilen tarzda bir sorun yaratmayacağı düşünülmemektedir.

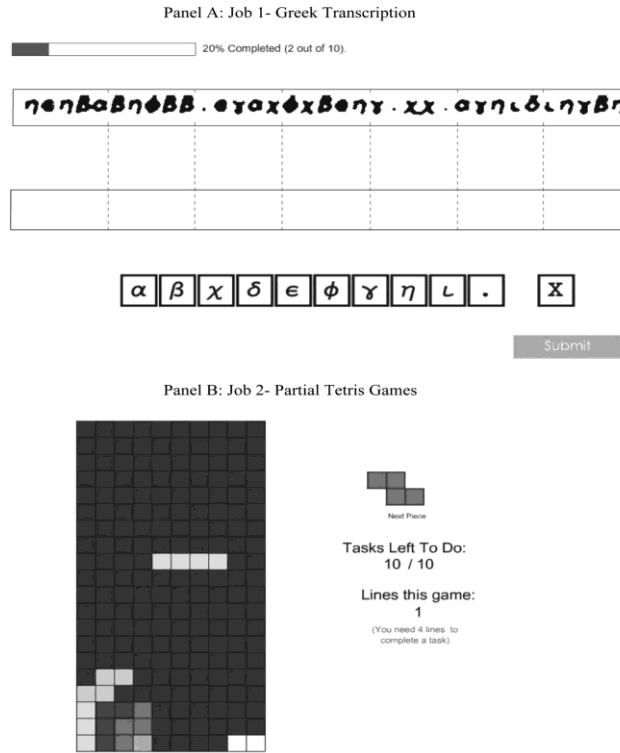
3.2. Bulmaca Tarzındaki Gerçek-Emek Görevleri

Ekonomi alanındaki laboratuvar deneylerinde farklı çeşitlerde bulmaca tarzında gerçek-emek görevleri de kullanılmaktadır. Bulmaca tarzındaki görevler deney katılımcılarının önceden aşına olduğu konseptlerde olduğundan, deneyi düzenleyen araştırmacıların görevi açıklamaları kolaylaşmaktadır. Literatüre bakıldığında, verilen harflerden anlamlı kelimeler oluşturma şeklinde anagram bulmacalar (Charness ve Villeval, 2009), tetris oyununun kullanıldığı bulmacalar (Augenblick vd., 2015), labirent (*maze*) bulmacalar (Gneezy vd., 2003) ve farklı boyutlardaki disklerin boyutlarına göre sıralanmasını (Hanoi kuleleri bulmacası) amaçlayan bulmacalar (Rutström ve Williams, 2000) kullanılmıştır. Bulmaca tarzındaki gerçek-emek görevleri matematiksel işlemlere dayanan gerçek-emek görevlerine nazaran katılımcıların daha çok keyif alabileceği görevlerdir. Charness vd. (2018) de bazı görevlerin katılımcıların bir kısmı tarafından daha eğlenceli bulunabileceğini öne sürmüşlerdir. Bu görevlerde katılımcılar, insanların günlük hayatta boş zamanlarını eğlenceli bir şekilde geçirmek için tercih ettikleri faaliyetleri laboratuvar da deneysel bir amaçla yapmaktadırlar. Deneylerde kullanılmak üzere farklı türlerde gerçek-emek deneyleri düşünülmüş ve tasarlanmış olması araştırmacıların deneylerinin amacına uygun düzenekler kullanmasını ve bireylerin kararlarını farklı durumlarda test edebilmelerini sağladığı söylenebilir.

Bulmaca tarzında görevler de matematiksel işlemlere dayanan görevlerde olduğu gibi deneyin amacına uygun olacak şekilde seçilmekte ve tasarlanmaktadır. Örneğin Rutström ve Williams (2000), deneylerinde Hanoi kuleleri bulmacasının bilgisayar ortamında tasarlanmış halini kullanmışlardır. Yazarlar, Hanoi kuleleri bulmacasını seçmelerinin sebebini aynı anda hem eforu hem verimliliği ölçebilmek olarak açıklamaktadırlar. Bu bulmacada bir zemine sabitlenmiş dikey pozisyonda bir çubuğa geçirilmiş ortası delik farklı boyutlardaki diskler mevcuttur. Bu diskler başlangıç çubuğunda yukarıdan aşağı küçükten büyüğe olacak şekilde yerleştirilmiştir. Deneyde kullanılan versiyonda üç adet çubuk ve beş adet disk vardır. Diskler başlangıçta çubuklardan birinde takılıdır ve diğer çubuklardan birisi de hedef çubuğu olarak belirlenmiştir. Katılımcılar diskleri tek tek taşıyarak yine aynı şekilde sıralı olacak biçimde hedef çubuğuna yerleştirmelidirler. Ancak oyunun kuralları gereği her hamlede yalnızca bir disk taşınmalı ve bir disk asla kendisinden daha küçük bir diskin üzerine yerleştirilmemelidir. Bu görevi tamamlamaları için katılımcılara otuz dakikalık bir süre verilmiştir ve bu süre içerisinde katılımcılar bulmacayı olabildiğince çok sefer çözmeye çalışmaktadırlar. Araştırmacıların hazırladığı bu görevi tamamlamak için en az otuz bir hamle yapmak gerekmektedir. Katılımcılar görevi tamamladıklarında altmış iki puan kazanmakta, ancak otuz bir hamleden sonra yaptıkları her fazladan hamle için bir puan kaybetmektedirler. Yani görevi başarıyla tamamlayan ancak doksan üç veya daha fazla hamle yapan katılımcılar puan elde edememektedirler. Araştırmacılar, bu görevde eforu yapılan hamle sayısı ile verimliliği ise görevi tamamlamak için yapılan hamlelerin azlığıyla ölçmektedir, ancak katılımcılar bu durumu gerçek-emek görevini tamamlayana kadar bilmemektedirler. Hanoi kuleleri bulmacası için ayrılan otuz dakikalık süre tamamlandıktan sonra iki tür ücret sistemi uygulanmaktadır. Birincisinde katılımcılar eforlarına göre yani yaptıkları hamle sayısı ile doğru orantılı olarak ücret almaktayken, ikincisinde ise verimliliklerine göre, yani ne kadar az hamlede görevi tamamladıklarına göre, ücret kazanmaktadırlar. Her iki ücret sisteminde de katılımcılar sabit bir ücreti gruptaki diğer üyelerle efor veya verimlilikleriyle orantılı olarak bölüşmektedirler.

Ekonomi alanında uygulanan laboratuvar deneylerinde kullanılan bir diğer bulmaca tarzındaki gerçek-emek görevi de labirent bulmacadır (*maze*). Bu görevin kullanımının ilk

örneklerinden birisi Gneezy ve diğerklerinin (2003) çalışmasında görölmektedir. Bu deneyde katılımcılar bilgisayar ortamında bir labirentin başlangıcındaki noktayı klavyedeki yön tuşlarını kullanarak labirentin çıkışına ulařtırmaya çalışmışlardır. Katılımcılara, olabildiğince çok labirent bulmacayı çözebilmeye çalıştıkları bu görev için on beş dakikalık süreler verilmiştir. Arařtırmanın amacı rekabetin olduđu ve olmadığı ortamlarda kadın ve erkek katılımcıların performanslarında bir farklılığın olup olmadığını bulmaktır. Bu deneyde katılımcılar aynı görevi üç farklı turda tamamlamışlardır. Her bir turda farklı bir ücret sistemi uygulanmıştır. Birinci turda katılımcılar tamamladıkları her labirent için iki İsrail şekeli kazanmışlardır. İkinci turda katılımcılar birbirleriyle rekabet etmiş ve altı kişi arasında en çok labirenti çözen katılımcı çözdüğü her labirent için on iki İsrail şekeli kazanmıştır. Üçüncü ve son turda ise on beş dakikalık görev tamamlandıktan sonra altı katılımcı arasında kura çekilmiş ve kurada seçilen katılımcı tamamladığı her labirent için on iki İsrail şekeli kazanmıştır. Deneyin sonucunda deneklere parça başı, yani çözdükleri her labirent bulmaca başına ödeme yapıldığı uygulamada kadın ve erkek katılımcıların performansları arasında anlamlı bir fark gözlemlenmemiştir, ancak katılımcıların birbirleriyle yarıştıkları ve yalnızca en iyi performansı gösteren katılımcının kazanç elde ettiğı uygulamada erkek katılımcıların performanslarında anlamlı bir artış olduđu, kadın katılımcıların performansında ise anlamlı bir değıřim olmadığı gözlemlenmiştir.



Şekil 6. Transkripsiyon ve Tetris Oyunu
Kaynak: Augenblick vd. (2015).

Bu bölümde değinmek istenilen bir diğerk gerçek-emek görevi de tetris oyunudur (Şekil 6). Tetris oyununu Augenblick vd. (2015) katılımcıların zaman tercihlerini ölçtükleri ve yedi hafta süren deneylerinde kullanmışlardır. Bu deneyde katılımcılar iki farklı görevi, Grek harflerinin Latin harflerine transkripsiyonu ve tetris oyununda dört satır tamamlama, kendi seçtikleri zamanlarda tamamlamışlardır. Arařtırmacılar deneylerinde kullandıkları tetris

görevinin gerçek hayatta oynanan tetris oyunu gibi eğlenceli vakit geçirten bir aktivite olmadığını savunmaktadırlar. Bu savlarını deneyde kullanılan tetris görevinde blokların görece yavaş hareket edecek şekilde ayarlanmış olması ve katılımcıların blokların aşağı inişini hızlandıramıyor olmasıyla açıklamaktadırlar. Ayrıca bu görevde katılımcılar belirli bir puan elde etmek amaçlı değil tetrise dört satırı doldurmaya çabalamaktadırlar.

Tablo 2’de bulmaca tarzı görevler içeren gerçek-emek deneylerine dayanan çalışmalardan bazı örnekler özet halinde sunulmaktadır.

Tablo 2. Bulmaca Tarzı Görevler Kullanan Çalışmalara Örnekler

Çalışma	Araştırma Konusu	Görevin Versiyonu	Çalışma Sonucu
Rutström ve Williams (2000)	Yeniden dağıtım tercihlerinde bireysel çıkarların etkisi	Hanoi Kuleleri	Bireyler çoğunlukla kendi çıkarlarına en uygun yeniden dağıtım seçeneklerini tercih etmektedirler.
Gneezy vd. (2003)	Rekabetçi durumlarda cinsiyetin performans üzerindeki etkisi	Labirent Bulmaca	Erkek katılımcıların performansı rekabetçi durumlarda artmaktadır. Kadın katılımcıların performansında ise bir değişim gözlemlenmemiştir.
Charness ve Villeval (2009)	Kıdemli çalışanlar ile kıdemsiz çalışanlar arasında rekabetçilik farkı	Anagram Bulmaca	Rekabetçi ortamlarda hem kıdemli hem kıdemsiz çalışanların performansı artmaktadır.
Augenblick vd. (2015)	Katılımcıların efor tercihlerindeki zamansal tutarsızlıklar	Tetris Oyunu	Zamansal tutarsızlık parasal tercihlerde kısmi olarak gözlemlenirken efor tercihlerinde daha fazla gözlemlenmiştir.
Freeman ve Gelber (2010)	Ücretin sisteminin rekabet ortamındaki efora etkisi	Labirent Bulmaca	Ücretin performansa dayalı olmadığı sistemde en az efor, rekabet eden katılımcılar için tek bir büyük ödül varken ilk duruma göre daha yüksek efor, birden fazla farklı ödüller varken bu üç durum arasında en yüksek seviyede efor sarf edildiği gözlemlenmiştir.

3.3. Kaydırma Çubuğu Görevi (*The Slider Task*)⁸

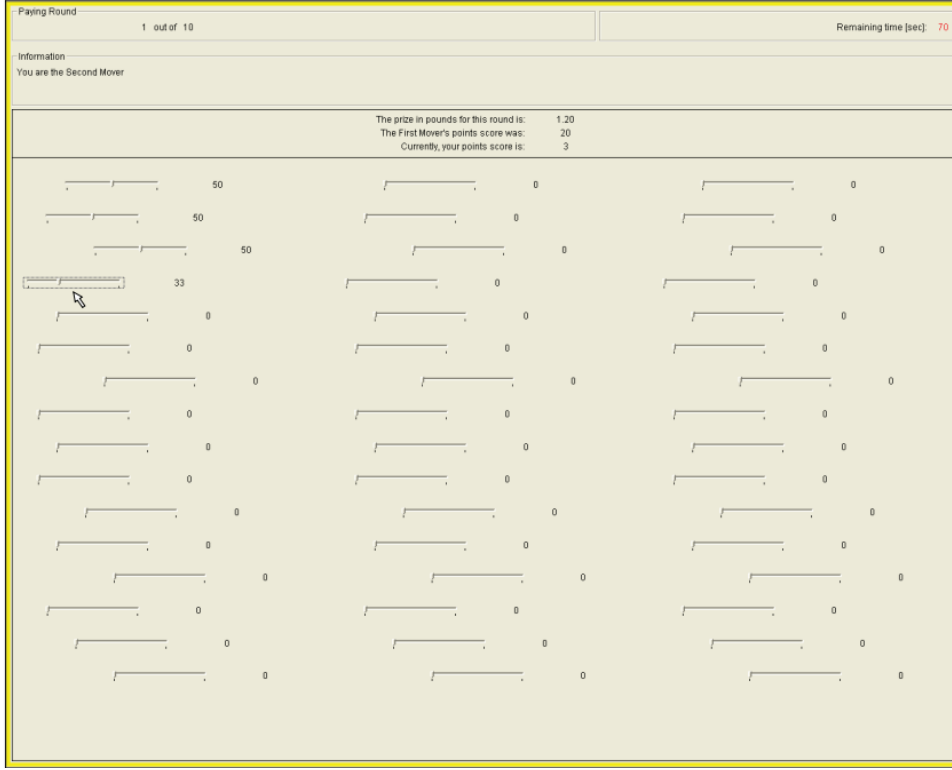
Kaydırma çubuğu görevi Gill ve Prowse (2012) tarafından tasarlanmış ve literatüre kazandırılmıştır (Şekil 7). Görev, deney katılımcısının ekranda gördüğü bir çubuk üzerindeki, sağa sola kaydırabildiği barı çubuğun tam ortasına getirmeyi içermektedir. Aşağıda yer alan Şekil 7’nin sol taraftaki hali çubuk ve barın görevin başındaki yani barın 0’da olduğu durumu sağ taraftaki hali ise görevin doğru şekilde tamamlanmış halini yani barın 50’de olduğu durumu göstermektedir. Ayrıca her iki durumda da görüleceği üzere çubuğun sonunda bir sayısal değer yer almaktadır. Katılımcı barı sağa doğru kaydıkça barın çubuk üstündeki pozisyonuna göre bu değer artmakta ve sola kaydıkça da değer azalmaktadır. Yukarıda da söylendiği üzere görev, bu çubuğu 50 noktasında bırakmaktır.



Şekil 7. Kaydırma Çubuğu Görevi
Kaynak: Gill ve Prowse (2012).

⁸ Bu görev ilk defa “*The Slider Task*” olarak literatürde kullanılmıştır. Türkçe literatürde çevirisi açısından bir örneğe ulaşamadığımız için bu şekilde çevirmenin uygun olacağı düşünülmüştür.

Bir adet kaydırma çubuğu görevi yukarıda açıklanan süreci içerse de hem Gill ve Prowse'un (2012) bu görevi tanıttıkları ilk çalışmada hem de sonrasında bu görevi içeren başka deneysel çalışmalarda ekran Şekil 8'deki şekilde görülmektedir:



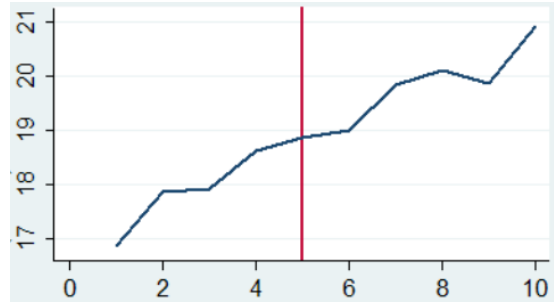
Şekil 8. Kaydırma Çubuğu Görevi Ekran Görüntüsü
Kaynak: Gill ve Prowse (2012).

Ekrandaki görünen her bir çubuk performans değerlendirmesi açısından 1 göreve tekabül etmektedir. Diğer bir deyişle, örneğin, kendisine verilen süre içerisinde ekrandaki 48 kaydırma çubuğu görevinden 25 tanesini doğru şekilde tamamlayan katılımcının performansı 25 olarak kabul edilmektedir. Katılımcı eğer verilen süre içerisinde ekranda bulunan tüm çubuk görevlerini doğru şekilde bitirirse, katılımcıya daha fazla görev verilip verilmeyeceği çalışmadan çalışmaya farklılık gösterebilmektedir. Ancak çubuk kaydırma görevini içeren deneysel tasarımların genel hatlarıyla bu şekilde olduğu söylenebilir.

Kaydırma çubuğu görevinin literatürde birçok deneysel çalışmada kullanıldığı görülebilir.⁹ Görev, katılımcılara anlatılabilmesi ve katılımcıların görevi anlayabilmeleri açısından kolay olarak değerlendirilirken tahmine dayalı bir alanı içermemesi açısından da emek/efor seviyelerini ölçmek için başarılı bulunmaktadır (Benndorf vd., 2019). Ancak bu görev öğrenme etkisi (*learning effect*) sebebiyle eleştirilmiştir. Öğrenme etkisi, birden fazla kez aynı görevi icra eden katılımcıların sonraki turlarda, kazandıkları tecrübe sebebiyle o görevde daha başarılı olmaları ve performanslarının yükselmesi olarak açıklanabilir (Bennford vd, 2019). Deneysel ekonomistler için gerçek-emek görevlerinde öğrenme etkisi deneyden elde edilen sonuçların güvenilirliği açısından bir risk teşkil etmektedir. Örneğin Lezzi vd. (2015)

⁹ 16.07.2023 tarihi itibarıyla bu çalışmanın Google Scholar üzerinde 862 atf aldığı görülmektedir.

çalışmalarında bir tanesi de kaydırma çubuğu olan dört gerçek-emek görevini karşılaştırmışlardır. Deney standart kaydırma çubuğunu içermekte ve 10 tur sürmektedir. Şekil 9’da yer alan grafikte de görüleceği üzere katılımcıların performansı beşinci turdan itibaren önemli miktarda artmaktadır. Bu 10 tur boyunca deneyde herhangi bir uygulamada ya da özellikte değişme olmadığını belirtmek gerekir. Bu sebeple katılımcılar aynı görevi yaptıkça bu görevdeki performansları gittikçe artmaktadır. Bunun sebebi katılımcıların görev üzerinde çalıştıkça yani diğer deyişle daha fazla pratik yaptıkça çubuktaki 50 noktayı daha kolay bulabilmeleri (göz ve el alışkanlığı) ve kısıtlı zaman içerisinde daha fazla sayıda çubuk görevi yerine getirebilmeleri olarak açıklanmaktadır.



Şekil 9. Kaydırma Çubuğunda Öğrenme Etkisi Grafiği

Kaynak: Lezzi vd. (2015). (x-ekseni: Tur sayısı, y-ekseni: tur performansı).

Öğrenme etkisi özellikle deney-içi tasarıma dayanan deneylerden elde edilen sonuçların yorumlanması açısından hatalara sebep olabilmektedir. Örneğin 10 tur içeren bir deneyde araştırmacı beşinci tur itibarıyla yeni bir politika uygulamak ve bu politikanın katılımcıların performanslarını artırıp artırmadığını araştırmak istiyor olsun. Eğer ki beşinci tur sonrasında çalışanların performansında anlamlı bir artış meydana gelmişse bu artış nasıl açıklanmalıdır? Deneyin ortasında dâhil edilen yeni uygulama sebebiyle mi performans artışı olmaktadır yoksa öğrenme etkisiyle yani katılımcıların görev üzerinde daha fazla uzmanlaşması sebebiyle mi performans artışı olmaktadır? Eğer yeni uygulamanın katılımcı performansı üzerinde aslında hiçbir etkisi yoksa ancak yine de performans artışı bulunmuşsa bulunan performans artışı öğrenme etkisinden gelebilmektedir. Bu durumda performans artışını deneydeki yeni uygulama ile bağdaştırmak ve çalışmanın sonuçlarını bu şekilde açıklamak hatalı olacaktır.

Kaydırma çubuğu görevinin öğrenme etkisi sebebiyle sorunlu olması ihtimali karşısında başka çalışmalarda bu görev rastgelelik üzerinden değiştirilerek kullanılmıştır (bkz. Imas vd., 2017). Görevin bu halinde katılımcılar barı çubuk üstünde 50 noktaya getirmek yerine her bir görevde bilgisayar tarafından belirli bir sayı aralığından rastgele olarak seçilen bir değere getirmek durumundadırlar. Böylelikle katılımcıların pratik yaptıkça belirli bir noktaya olan aşinalıklarını azaltmak ve öğrenme etkisi ortadan kaldırılmak istenmiştir.

Tablo 3’te hem Gill ve Prowse’un (2012) orijinal kaydırma çubuğuna dayanan hem de rastgeleliğe dayalı olarak değiştirilmiş haline dayanan bazı çalışmalar özetlenmektedir.

Tablo 3. Kaydırma Çubuğu Görevi Kullanan Çalışmalara Örnekler

Çalışma	Araştırma Konusu	Görevin Versiyonu	Çalışma Sonucu
Choo vd. (2016)	Üniversite öğrencilerinin laboratuvar deneylerinde vergi mükellefi gibi davranıp davranmadıkları	Gill ve Prowse (2012)	Öğrenciler vergi ödeme kurallarına daha az uymaktadırlar.
Georganas vd. (2015)	Akranlar tarafından izlenmenin ve akranları izlemenin performans üzerindeki etkilerini ayırtmak	Gill ve Prowse (2012)	Ödeme sistemi grup performansına bağlı olduğunda akranlar tarafından izleniyor olmak performansı artırırken, ödemenin bireysel olması durumunda akranları izliyor olmak performansı artırmaktadır.
Doerrenberg ve Duncan (2014)	İşgücü arzı ve vergi oranları arasındaki ilişkinin vergi kaçırma fırsatları altında incelenmesi	Gill ve Prowse (2012)	Katılımcılar vergi kaçırma ihtimalleri olduğunda özellikle vergi düşüşlerine daha fazla tepki vermektedirler.
Yip vd. (2018)	Kışkırtıcı konuşmanın (<i>trash-talk</i>) rekabet, performans ve etik dışı davranışlar üzerindeki etkisi	Gill ve Prowse'dan (2012) farklı olarak aralık 0-100 yerine 0-1000 olarak belirlenmiş ve barın getirilmesi gereken yer orta nokta yerine rastgele olarak belirlenmiştir (örn. 751).	Kışkırtıcı konuşmaya maruz kalan katılımcılar rakiplerinden daha iyi performans göstermişlerdir. Ayrıca yine kışkırtıcı konuşmaya maruz kalan katılımcılar daha fazla aldatma (<i>cheat</i>) davranışı sergilemektedirler.
Gill vd. (2013)	Bonusa dayalı ödeme sisteminde işyerlerindeki aldatma davranışı ve performans	Gill ve Prowse (2012)	Çalışanlar rastgele olarak belirlenen bonuslar elde ettiklerinde daha fazla aldatma davranışı göstermektedirler ancak performansları üzerinde bunun bir etkisi bulunamamıştır. Diğer taraftan performansı yüksek olan çalışanlar daha fazla dürüst olmayan davranış sergilemektedirler.
Brown vd. (2019)	İnsanların başkaları için vakitlerini harcama (iyilik yapma) davranışını fırsat maliyeti ekseninde değerlendirmek	Gill ve Prowse'dan (2012) farklı olarak katılımcılar kaydırma çubuğundaki barı çubuğun tam ortasına getirmek yerine rastgele olarak belirlenen hedef sayıya getirmektedirler.	Bireyler iyilik yapmak için harcadıkları zaman diliminde çalışarak daha fazla maddi değer yaratabilecekken yine de yardım için vakit ayırmayı tercih etmektedirler.
Imas vd. (2017)	Çalışanların kontratları ekseninde kayıptan kaçınma davranışının performans üzerindeki etkisi	Gill ve Prowse'dan (2012) farklı olarak katılımcılar kaydırma çubuğundaki barı çubuğun tam ortasına getirmek yerine rastgele olarak belirlenen hedef sayıya getirmektedirler.	Çalışan kontratları daha fazla kazanmak yerine kaybetme olasılığını içerdiğinde çalışanlar daha yüksek performans göstermektedirler.

3.4. Kelime Şifreleme Görevi

Kelime şifreleme görevi Erkal vd. (2009) tarafından geliştirilip literatüre kazandırılmıştır. Görev, kullanıcının ekranda gördüğü kelimedeki harflere karşılık gelen sayıları ilgili bölüme doğru şekilde girmek üzerine tasarlanmıştır. Örneğin Şekil 10’da “SPORT” kelimesi kullanıcıya gösterilmektedir. Kullanıcı S harfini temsil eden kodu bulmak için üstte bulunan tabloya bakar ve S harfinin altında yazan sayıyı ki bu şekil için 13’tür CODE yazan bölümde S harfinin altına girer. Sonra ikinci harf için aynı şeyi yapar ve P harfini tabloda bulup altındaki sayıyı yine CODE yazan kısımdaki P harfinin altına girer ki bu da bu örnek için 16 olmaktadır. Katılımcı kelimedeki tüm harflerin tablodaki kodlarını doğru şekilde girdikten sonra bu görev biter ve kullanıcıya yeni bir kelime verilir. Yine belirli süre içerisinde kullanıcı yapabildiği kadar görev yapabilmektedir.

STAGE 1 Time remaining (in seconds): 11

A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P	Q	R	S	T	U	V	W	X	Y	Z
8	12	14	10	9	6	24	22	7	5	11	3	18	1	21	16	23	2	13	19	25	4	26	17	20	15

The word you are now encoding is number 1

WORD: S P O R T

CODE:

Şekil 10. Kelime Şifreleme Görevi
Kaynak: Erkal vd. (2009).

Görevde kullanıcılara verilen kelimeler bir anlamı olan, önceden belirlenmiş kelimelerden oluşmaktadır. Her bir harfe ise 1 ile 26 arasından rastgele olarak seçilen bir sayı verilmektedir. Ancak bu sayı ve harf eşleşmesi deney boyunca sabit kalmaktadır. Diğer bir deyişle, Şekil 10’da A harfine 8 sayısı rastgele olarak atanmış ancak A sayısını temsil eden sayının 8 olması deney boyunca değişmemiştir. Şüphesiz bu durum kullanıcıların hangi harfle hangi sayının eşleştiğini akıllarında tutma ihtimali göz önünde bulundurulduğunda öğrenme etkisi yaratma ihtimalini oluşturmaktadır. Bu da yine, kaydırma çubuğu görevinde açıklandığı üzere, özellikle denek-içi tasarıma dayanan deneylerde sonuçların yorumlanmasını zorlaştırmakta ve hataya sebebiyet verebilmektedir.

Erkal vd. (2018) yukarıda açıklanan tasarımda bir değişiklik yaparak kelime şifreleme görevini bu yeni versiyonuyla çalışmalarında kullanmışlardır. Görevin bu yeni versiyonunda İngilizcedeki anlamlı kelimeler yerine rastgele olarak belirlenen, 5 harften oluşan ve bir anlamı olmak zorunda olmayan kelimeler seçilmektedir.

Diğer taraftan, Benndorf vd. (2019) ise Erkal ve diğerlerinin (2018) tasarımında bazı değişiklikler yaparak yeni tasarımı literatüre kazandırmışlardır. Bu yeni tasarımdaki ilk yenilik 5 harflik kelimeler yerine 3 harflik kelimeler görev olarak katılımcılara verilmiştir. Yine Erkal ve diğerlerinin (2018) olduğu gibi burada da kelimeler rastgele olarak seçilen harflerden oluşmaktadır. Bir diğer değişiklik de harflere karşılık gelen ve rastgele olarak seçilen sayılar önceki versiyonlarda 1 ve 26 arasından seçilirken bu versiyonda üç basamaklı sayılar arasından seçilmektedir. Son olarak her yeni kelimedeki harflerin sıralaması ve harflere denk gelen sayılar

rastgele olarak tekrar tekrar belirlenmiřtir ki bu, önceki versiyonlara kıyasla karřımıza çıkan en önemli farklılıktır. Zira bu özellik sayesinde hangi harfin tablonun neresinde olduğunu, hangi harfe hangi sayının karřılık geldiğini akılda tutmak ve ilerleyen turlarda öğrenme etkisi sebebiyle performans artışının ortaya çıkması engellenebilmektedir.

Şekil 11’de Benndorf vd. (2019) tarafından tasarlanan versiyonun bir görseli yer almaktadır. Görselden görüleceği üzere katılımcıya VQU şeklinde rastgele olarak belirlenmiş bir kelimenin kodları sorulmuş ve kelimedeki yer alan harflere karřılık gelen kodlar alt taraftaki kod tablosundan bulunarak gerekli alanlara girilmiştir. Katılımcı bu kodları doğru şekilde girdikten ve cevabını gönderdikten sonra eğer hala süresi var ise yine üç harfli bir kelime ile karřılařmaktadır. Ancak ařağıdaki tabloda bulunan harflerin sıralaması ve harflere karřılık gelen sayılar da yeni kelime ile rastgele olarak yeniden belirlenmektedir.

Period: 1 out of 2 Remaining time (sec): 214

Your current score: 1

WORD: H R U
CODE: 59 19 93

R	V	A	N	C	M	B	G	D	J	T	H	S	Z	P	K	E	L	W	Q	F	I	Y	O	U	X
19	79	17	94	31	26	92	43	62	75	40	59	57	56	67	41	93	49	6	87	99	4	52	23	93	95

Next Word

Şekil 11. Alternatif Kelime Şifreleme Görevi
Kaynak: Benndorf vd. (2019).

Tablo 4’te kelime şifreleme gerçek-emek görevinin farklı versiyonlarına dayanan çalışmalarından bazıları özetlenmektedir.

Tablo 4. Kelime Şifreleme Görevi Kullanan Çalışmalara Örnekler

Çalışma	Araştırma Konusu	Görevin Versiyonu	Çalışma Sonucu
Ku ve Salmon (2012)	Eşitsizliğin çalışanlar üzerindeki caydırıcı etkisi ve performans üzerindeki etkisi	Erkal ve diğerlerinden (2009) farklı olarak 5 harfli kelimeler yerine 4 harfli kelimeler tercih edilmiştir.	Eşitsizlikten olumsuz olarak etkilenen çalışanların eforlarında azalma meydana gelmektedir.
McDonald vd. (2013)	Üç kişilik gruplardan oluşan ultimatoma oyununda referans noktası ve sosyal karşılaştırmanın etkisi	Erkal vd. (2009)	Gruplarda referans noktası işlevi gören üçüncü kişinin olması ve yüksek ödeme alması durumunda teklifi reddetme oranları artmaktadır.
Drouvelis ve Paiardini (2022)	Çalışanların performanslarıyla ilgili verilen geri dönütün niteliğinin performans üzerindeki etkisi	Erkal ve diğerlerinden (2009) farklı olarak 5 harfli kelimeler yerine sadece 1 harfin kodunun çözülmesi istenmektedir.	Geri dönütün net bilgiler içermesi halindeki performans, hiç geri dönüt verilmeyen ya da az bilgi içeren durumlara kıyasla daha yüksek çıkmıştır.
Benistant ve Villeval (2019)	Grup kimliği ve sosyal mesafenin rekabet ortamında etik olmayan davranışlara etkisi	Erkal ve diğerlerinden (2009) farklı olarak 5 harfli kelimeler yerine sadece 1 harfin kodunun çözülmesi istenmektedir.	Grup kimliği ve sosyal mesafenin etik olmayan davranışlar üzerinde bir etkisi bulunamamıştır.
Dato ve Nieken (2014)	Turnuvalarda sabotaj davranışını kadınlar ve erkekler üzerinden karşılaştırmak	Erkal vd. (2009)	Rekabet ortamında erkeklerin kadınlara kıyasla daha fazla sabotaj yapma eğiliminde oldukları bulunmuştur.
Hoffmann vd. (2022)	Bireyin yaşam temposunun verimliliği ve çevre dostu davranışlarıyla ilişkisi	Benndorf vd. (2019)	Yaşam temposu yüksek olan bireylerin verimliliklerinin daha yüksek olduğu bulunmuştur. Ayrıca yüksek yaşam temposu erkeklerin daha az kadınların ise daha fazla çevre dostu davranışlarda bulunmasına yol açmaktadır.
Parra vd. (2021)	Şeffaflığın yolsuzluk üzerindeki etkisi	Benndorf vd. (2019)	Şeffaflığın artması bireylerin zimmetlerine para geçirme vb. davranışlarında azalma meydana getirirken, rüşvet verme davranışını etkilememektedir.

4. Sonuç ve Tartışma

Bu çalışmanın amacı gerçek-emek deneylerinde kullanılan görevleri incelemek, deneylerde gerçek-emek görevi tercihinde dikkat edilmesi gereken hususları tartışmaktır. Bu bağlamda, çalışmada, gerçek-emek deneylerinde sıklıkla kullanılan görevler dört başlık altında incelenmiştir: (i) Matematiksel işlemlere dayalı görevler, (ii) bulmaca niteliğindeki görevler, (iii) kaydırma çubuğu görevi, (iv) kelime şifreleme görevi.

Çalışmanın sonuçlarına göre seçilecek olan gerçek-emek görevi deneysel çalışmalar için önem arz etmekte ve sonuçlar üzerinde etkisi olabilmektedir. Katılımcıların görev üzerindeki öğrenme etkileri yani görev üzerinde pratik yaptıkça performanslarının yükselmesi, ölçülen değişkenin etkisini yanlış yorumlamaya sebebiyet verebilmektedir. Ayrıca görevin sıkıcılığı ve

gerektirdiđi yetenekler de alıřmanın sonuları aısından problem yaratabilme potansiyeline sahiptir. ğrenme etkisi ve grevin sıklıcılıđı zellikle denek-ii tasarımlarda problemlere sebebiyet verebilirken, yetenek farklılıklarının ise zellikle denekler-arası tasarımlarda lme hatalarına neden olabileceđi bulgularına ulařılmaktadır. rneđin, tercih edilen grev, deney katılımcıları tarafından sıkıcı bulunursa, deneyin ilerleyen zamanlarında katılımcıların davranıřlarında deđiřiklik meydana gelebilir. Bu durum deneyin ortasında uygulanan bir politika sebebiyle deđil grevin niteliđiyle de ilgili olabileceđinden elde edilen verileri řüpheli hale getirebilir. Diđer taraftan ğrenme etkisi de benzer řekilde zellikle deney-ii desen tasarımında ciddi problemlere yol aabilmektedir. Katılımcıların grev zerine pratik yaptıka uzmanlařmaları, ilerleyen turlarda uygulanan politikadan bađımsız olarak katılımcı performanslarında artıř meydana getirebilir ki bu da alıřmanın sonularını yorumlamada benzer problemlere sebep olabilmektedir. Son olarak, laboratuvar deneylerinin zellikle niversite ğrencileriyle yrtldđi dřnldđnde, ğrencilerin okudukları blmlere gre sahip oldukları kabiliyetlerin grev zerindeki performanslarını etkileme ihtimali de gz nnde bulundurulmalıdır. zellikle matematiksel iřlemlere dayanan deneylere katılan sayısal blm ğrencilerinin szel blmlerde okuyan ğrencilere kıyasla daha iyi performans gstermesi řařırtıcı olmayacaktır. alıřmanın amacına ve tasarımına uygun olarak bu konunun da arařtırmacıların dikkatinde olması alıřmanın sonuları aısından faydalı olacaktır.

Bu bađlamda, arařtırmacıların hangi gerek-emek grevini tercih edeceklerinin ilk belirleyicisi alıřmanın amacı olmaktadır. Arařtırmacılar ğrenme etkisini alıřacaklar ise řüphesiz ki burada tercih edilen gerek-emek grevinin ğrenme etkisi yaratması yukarıda bahsedildiđi gibi bir sorun deđil aksine tercih edilir olabilmektedir. Diđer taraftan, rneđin katılımcılar arasında yetenek farklılıklarının olması alıřmanın amacına uygunsa yine burada da yukarıda bahsedilen sorun nem arz etmemektedir. Ancak alıřmada ntr bir grev olması gerekiyorsa, diđer bir deyiřle katılımcıların performansında deney esnasında uygulanacak politika dıřında gerek-emek grevinin niteliđi sebebiyle bir etki olması istenmiyorsa, tercih edilecek gerek-emek kritik hale gelmektedir. Bu noktada arařtırmacıların gerek-emek grevi tercihlerinde řu uygulamaları yapmaları faydalı olacaktır. ncelikle laboratuvar deneylerinde yazılımsal olarak olası sorunları belirlemek, deneyin ne kadar sreceđini tespit etmek ve katılımcıların deneyin kurallarını rahata anlayıp anlamadıkları kontrol etmek iin pilot oturumlar yrtlmektedir. Bu oturumlarda genelde olası sorunlar tespit edildiđi iin buradan toplanan veriler ođunlukla alıřmanın analizine dhil edilmemektedir. Ancak yine de buradan elde edilen veriler deneyin sonraki ařamaları iin arařtırmacılara nemli bilgiler verebilmektedir. ncelikle arařtırmacılar yrtecekleri pilot oturumlardan topladıkları verileri analiz edip deneyin ilerleyen turlarında ğrenme etkisi olup olmadıđını analiz etmelidirler. Eđer ğrenme etkisi tespit edilirse ya bařka bir grev tercih edilmeli ya da ğrenme etkisini nlemek adına mmkn olduđunca grev zerinde rastgelelik esasına dayalı deđiřiklikler yapmalıdırlar. Diđer taraftan, grevin sıkıcı hale gelmesi gibi olası bir problemi de pilot oturuma katılan katılımcılarla yapacakları grřmeler ve alacakları dntlere gre belirlemeli, grevin niteliđi ve deneyin ne kadar sreceđi ile ilgili kararlarını da bu dntler ekseninde vermelidirler. Bunlara ek olarak bahsedilen her iki problemin zm iin denek-ii tasarım yerine denekler-arası tasarım da tercih edilebilmektedir. Son olarak, kabiliyet farklılıkları ieren gerek-emek grevlerinde de olası sorunları nlemek adına denekler-arası tasarım yerine denek-ii tasarımı tercih etmeleri, olası sorunları nleme aısından faydalı olacaktır.

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 makaleye yalnızca kendisinin katkısı olduğunu beyan eder.

Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Abeler, J., Falk, A., Goette, L. and Huffman, D. (2011). Reference points and effort provision. *The American Economic Review*, 101(2), 470-492. <https://doi.org/10.1257/aer.101.2.470>
- Ariely, D., Gneezy, U., Loewenstein, G. and Mazar, N. (2009). Large stakes and big mistakes. *The Review of Economic Studies*, 76(2), 451-469. [https://doi.org/0034-6527/09/00160451\\$02.00](https://doi.org/0034-6527/09/00160451$02.00)
- Augenblick, N., Niederle, M. and Sprenger, C. (2015). Working over time: Dynamic inconsistency in real effort tasks. *The Quarterly Journal of Economics*, 130(3), 1067-1115. <https://doi.org/10.1093/qje/qjv020>
- Basilgan, M. (2013). İktisat ve deneysel yöntem: Deneylemler, tartışmalar ve geleceği. *İÜ Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 48, 61-89. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/iusiyasal/>
- Becker, W., Büchner, H.J. and Slesking, S. (1987). The impact of public transfer expenditures on tax evasion. *Journal of Public Economics*, 34(2), 243-252. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(87\)90022-3](https://doi.org/10.1016/0047-2727(87)90022-3)
- Benistant, J. and Villeval, M.C. (2019). Unethical behavior and group identity in contests. *Journal of Economic Psychology*, 72, 128-155. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2019.03.001>
- Benndorf, V., Rau, H.A. and Sölch, C. (2019). Minimizing learning in repeated real-effort tasks. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 22, 239-248. <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2019.04.002>
- Bortolotti, S., Giovanna, D. and Ortmann, A. (2009). *Exploring the effects of real effort in a weak-link experiment* (CEEL Working Paper No. 0901). Retrieved from https://www-ceel.economia.unitn.it/papers/papero09_01.pdf
- Brown, A.L., Meer, J. and Williams, J.F. (2019). Why do people volunteer? An experimental analysis of preferences for time donations. *Management Science*, 65(4), 1455-1468. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2017.2951>
- Cardenas, J.C., and Carpenter, J.P. (2005). Three themes on field experiments and economic development. In G.W. Harrison, J. Carpenter and J.A. List (Eds.), *Field experiments in economics* (pp. 71-123). UK: Emerald Group Publishing Limited.
- Carpenter, J. and Huet-Vaughn, E. (2019). Real-effort tasks. In A. Schram and A. Ule (Eds.), *Handbook of research methods and applications in experimental economics* (pp. 368-383). Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Charness, G. and Kuhn, P. (2007). Does pay inequality affect worker effort? Experimental evidence. *Journal of Labor Economics*, 25(4), 693-723. <https://doi.org/10.1086/519540>
- Charness, G. and Kuhn, P. (2011). *Lab labor: What can labor economists learn from the lab?* (NBER Working Paper Series No. 15913). Retrieved from https://www.nber.org/system/files/working_papers/w15913/w15913.pdf
- Charness, G. and Villeval, M.C. (2009). Cooperation and competition in intergenerational experiments in the field and the laboratory. *The American Economic Review*, 99(3), 956-978. <https://doi.org/10.1257/aer.99.3.956>
- Charness, G., Gneezy, U. and Henderson, A. (2018). Experimental methods: Measuring effort in economics experiments. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 149, 74-87. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2018.02.024>
- Cherry, T.L., Frykblom, P. and Shogren, J.F. (2002). Hardnose the dictator. *American Economic Review*, 92(4), 1218-1221. <https://doi.org/10.1257/00028280260344740>
- Choo, C.Y.L., Fonseca, M.A. and Myles, G.D. (2016). Do students behave like real taxpayers in the lab? Evidence from a real effort tax compliance experiment. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 124, 102-114. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2015.09.015>
- Corgnet, B., Héran-Gonzalez, R. and Rassenti, S.J. (2011.). *Real effort, real leisure and real-time supervision: Incentives and peer pressure in virtual organizations* (Chapman University Working

- Paper No. 11-05). Retrieved from https://www.chapman.edu/ESI/wp/Corgnet-Hernan-Rassenti_%20RealEffortRealLeisure.pdf
- Dato, S. and Nieken, P. (2014). Gender differences in competition and sabotage. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 100, 64-80. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2014.01.012>
- Demirtaş, B.K. (2021a). Vergi uyumu davranışı ve laboratuvar deneyleri: Bir yazın taraması. *Maliye Dergisi*, 180, 115-143. Erişim adresi: <https://ms.hmb.gov.tr/>
- Demirtaş, B.K. (2021b). Deneysel çalışma ekonomisi: İşgücü arzı ve hediye-değişim teorisi üzerine bir literatür taraması. M. Yiğit ve A. Yiğit (Ed.), *İktisadi konulara davranışsal yaklaşım içinde* (s. 59-91). Ankara: Gazi Kitabevi.
- Dibo, M., Seçilmiş, E. ve Güran, M.C. (2018). Deneysel iktisatta ödül mekanizmasının rolü: Parasal teşvik ve ders notu karşılaştırması. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 636, 37-46. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/fpeyd/>
- Doerrenberg, P. and Duncan, D. (2014). Experimental evidence on the relationship between tax evasion opportunities and labor supply. *European Economic Review*, 68, 48-70. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2014.02.005>
- Dohmen, T. and Falk, A. (2011). Performance pay and multidimensional sorting: Productivity, preferences, and gender. *The American Economic Review*, 101(2), 556-590. <https://doi.org/10.1257/aer.101.2.556>
- Drouvelis, M. and Paiardini, P. (2022). Feedback quality and performance in organisations. *The Leadership Quarterly*, 33(6), 101534. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2021.101534>
- Engel, C. (2011). Dictator games: A meta study. *Experimental Economics*, 14, 583-610. <https://doi.org/10.1007/s10683-011-9283-7>
- Eriksson, T., Poulsen, A. and Villeval, M.C. (2009). Feedback and incentives: Experimental evidence. *Labour Economics*, 16(6), 679-688. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2009.08.006>
- Erkal, N., Gangadharan, L. and Koh, B.H. (2018). Monetary and non-monetary incentives in real-effort tournaments. *European Economic Review*, 101, 528-545. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2017.10.021>
- Erkal, N., Gangadharan, L. and Nikiforakis, N. (2009). *Relative earnings and giving in a real-effort experiment* (Department of Economics, University of Melbourne Research Paper No. 1067). Retrieved from https://fbe.unimelb.edu.au/__data/assets/pdf_file/0014/801131/1067.pdf
- Falk, A. and Fehr, E. (2003). Why labour market experiments? *Labour Economics*, 10, 399-406. [https://doi.org/10.1016/S0927-5371\(03\)00050-2](https://doi.org/10.1016/S0927-5371(03)00050-2)
- Freeman, R.B. and Gelber, A.M. (2010). Prize structure and information in tournaments: Experimental evidence. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(1), 149-164. <https://doi.org/10.1257/app.2.1.149>
- Georganas, S., Tonin, M. and Vlassopoulos, M. (2015). Peer pressure and productivity: The role of observing and being observed. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 117, 223-232. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2015.06.014>
- Gill, D. and Prowse, V. (2012). A structural analysis of disappointment aversion in a real effort competition. *The American Economic Review*, 102(1), 469-503. <https://doi.org/10.1257/aer.102.1.469>
- Gill, D. and Prowse, V. (2019). Measuring costly effort using the slider task. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 21, 1-9. <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2018.11.003>
- Gill, D., Prowse, V. and Vlassopoulos, M. (2013). Cheating in the workplace: An experimental study of the impact of bonuses and productivity. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 96, 120-134. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2013.09.011>
- Gneezy, U., Niederle, M. and Rustichini, A. (2003). Performance in competitive environments: Gender differences. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 1049-1074. <https://doi.org/10.1162/00335530360698496>

- Guala, F. (2012). Experimentation in economics. *Philosophy of Economics*, 786, 597-640. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-51676-3.50021-X>
- Heyman, J. and Ariely, D. (2004). Effort for payment: A tale of two markets. *Psychological Science*, 15(11), 787-793. <https://doi.org/10.1111/j.0956-7976.2004.00757.x>
- Hoffmann, C., Hoppe, J.A. and Ziemann, N. (2022). Faster, harder, greener? Empirical evidence on the role of the individual pace of life for productivity and pro-environmental behavior. *Ecological Economics*, 191, 107212. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2021.107212>
- Imas, A., Sadoff, S. and Samek, A. (2017). Do people anticipate loss aversion? *Management Science*, 63(5), 1271-1284. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2015.2402>
- Jitsophon, S. (2015). Windfall money, earned money, and all-pay auction: An experimental investigation. *Osaka Economics Paper*, 64(4), 72- 90. <https://doi.org/10.18910/57133>
- Ku, H. and Salmon, T.C. (2012). The incentive effects of inequality: An experimental investigation. *Southern Economic Journal*, 79(1), 46-70. <https://doi.org/10.4284/0038-4038-79.1.46>
- Lezzi, E., Fleming, P. and Zizzo, D.J. (2015). *Does it matter which effort task you use? A comparison of four effort tasks when agents compete for a prize* (SSRN Working Papers No. 2594659). Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=2594659>
- Li, H., Liang, J., Xu, H. and Liu, Y. (2019). Does windfall money encourage charitable giving? An experimental study. *VOLUNTAS: International Journal of Voluntary and Nonprofit Organizations*, 30(4), 841-848. <https://doi.org/10.1007/s11266-018-9985-y>
- McDonald, I.M., Nikiforakis, N., Olekalns, N. and Sibly, H. (2013). Social comparisons and reference group formation: Some experimental evidence. *Games and Economic Behavior*, 79, 75-89. <https://doi.org/10.1016/j.geb.2012.12.003>
- Mohnen, A., Pokorny, K. and Sliwka, D. (2008). Transparency, inequity aversion, and the dynamics of peer pressure in teams: Theory and evidence. *Journal of Labor Economics*, 26(4), 693-720. <https://doi.org/10.1086/591116>
- Muijs, D. (2004). *Doing quantitative research in education with SPSS*. London: SAGE Publications.
- Niederle, M. and Vesterlund, L. (2007). Do women shy away from competition? Do men compete too much? *The Quarterly Journal of Economics*, 122(3), 1067-1101. <https://doi.org/10.1162/qjec.122.3.1067>
- Nosenzo, D. (2013). Pay secrecy and effort provision. *Economic Inquiry*, 51, 1779-1794. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2012.00484.x>
- Oxoby, R.J. and Spraggon, J. (2008). Mine and yours: Property rights in dictator games. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 65, 703-713. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2005.12.006>
- Parra, D., Muñoz-Herrera, M. and Palacio, L.A. (2021). The limits of transparency in reducing corruption. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 95, 101762. <https://doi.org/10.1016/j.socec.2021.101762>
- Rutström, E.E. and Williams, M.B. (2000). Entitlements and fairness: An experimental study of distributive preferences. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 43(1), 75-89. [https://doi.org/10.1016/S0167-2681\(00\)00109-8](https://doi.org/10.1016/S0167-2681(00)00109-8)
- Shadish, W.R., Cook, T.D. and Campbell, D.T. (2002). *Experimental and quasi-experimental designs for generalized causal inference*. Boston: Houghton Mifflin Company.
- Yip, J.A., Schweitzer, M.E. and Nurmohamed, S. (2018). Trash-talking: Competitive incivility motivates rivalry, performance, and unethical behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 144, 125-144. <https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2017.06.002>

REAL-EFFORT TASKS IN LABORATORY EXPERIMENTS

EXTENDED SUMMARY

The Aim of the Study

The design of a laboratory experiment is determined based on a study’s research question(s). Even for the same research question, experimental designs can be differentiated in terms of their technical features. One of the important technical features in this regard is whether the experimental design is based on a real effort task or not. The real effort task can be explained as a simple task in which the participants work on a task and spend time and effort during the experiment. Studies show that participants might behave differently if the experimental design is based on a real effort task or not.

The purpose of this study is to examine the real-effort tasks used in laboratory experiments in the experimental economics literature. The task preferred for a laboratory experiment can be very important because choosing the wrong task might affect the results and lead to misinterpretation of the data. Each task might have advantages and disadvantages based on the research question(s) of a study. We try to discuss possible problems that can be raised because of the task chosen for the study.

Methods

We reviewed the experimental economics literature and categorized the real-effort tasks into four groups. These groups are mathematical operations, puzzles, slider tasks, and word encryption tasks. The chapters on mathematical operations and puzzles review different types of tasks. By comparing similar tasks, we are able to present which features are used in different contexts. The chapters on the slider task and word encryption task focus on articles that use the same design or similar designs with some modifications. By reviewing and comparing real-effort tasks, we reach a list of factors that affect the result of the experiment.

Findings

Several types of real-effort tasks are used in laboratory experiments. Researchers design their own tasks or use tasks designed by other experimental economists in accordance with the aim of their study. Below is a list of factors that affect researchers’ choice of task.

Learning: If the task is used in a repeated setting, experiment participants may get better at it as they practice more. As a result, the effort exerted in the later periods of the experiment will be higher than in earlier periods. Additionally, some of the participants may learn faster than others. Hence, the level of effort might be measured incorrectly. One example of this case is observed in the slider task. If the study does not aim to measure the effect of learning, the task has to be designed accordingly.

Ability: Participants’ ability to complete the task may differ, and this causes errors in the measurement of intended effort levels. For example, because some participants are better at

mathematics they perform better in mathematical operations tasks. However, some studies aim to have participants' ability to vary.

Joy and Boredom: Tasks may be perceived as enjoyable or boring by some of the participants. This is another factor that causes the effort level to be measured incorrectly. Real-effort tasks that are based on puzzles constitute a good example of this situation. In addition, the duration of the task might also cause boredom since longer tasks may be perceived as more boring.

Conclusion

There is a large number of real effort-tasks that have been used in laboratory experiments. Researchers design tasks with respect to the requirements of their experiment. It is common to use a task that is designed by others, and this enables us to compare results with the previous studies that use the same task. Researchers have to make their design with respect to the variable they intend to measure. We listed features of tasks that the researchers use or change to have a task that is capable of measuring the intended variable. Researchers must consider them when designing their experiments, otherwise, there may be errors of measurement. The learning effect, the boredom of the task, and the abilities required by the task are seen as possible sources of measurement error. While the learning effect and boredom may cause problems especially in within-subject designs, it was found that differences in the abilities of participants may cause measurement errors, especially in between-subject designs.

HİSSE SENEDİ PİYASASI OYNAKLIĞI KONJONKTÜR DALGALANMALARINI NASIL ETKİLER? TÜRKİYE'DEN ASİMETRİK KANITLAR

How Does Stock Market Volatility Affect Business Cycles? Asymmetric Evidence from Türkiye

Veysel KARAGÖL*

Öz

Bu çalışmanın amacı, 1998-2022 çeyreklik dönemi için, Türkiye'de hisse senedi piyasası oynaklığının konjonktür dalgalanmalarını nasıl etkilediğini arařtırmaktır. Hisse senedi piyasası oynaklığını ve konjonktür dalgalanmalarını temsilen, sırasıyla, Borsa İstanbul 100 endeksi getiri serisi (RBIST) ve trendden arındırılmış reel Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (BC) deęişkenleri kullanılmıştır. Bu oynaklığın, konjonktür dalgalanmalarının genişleme ve daralma aşamalarındaki etkilerini arařtırabilmek adına asimetrik yöntemlerden yararlanılmıştır. İlk olarak Markov rejim deęişim GARCH (MS-GARCH) yöntemiyle konjonktür dalgalanmaları, genişleme ve daralma rejimleri altında incelenmiştir. MS-GARCH yönteminin bulgularına göre, RBIST, BC'yi her iki aşamada da negatif etkilemektedir. Ancak 2000'li yılların başında yaşanan Bankacılık Krizi, Küresel Finansal Kriz, 2016 ve 2018 Döviz krizleri ile son yaşanan Covid-19 Pandemisi gibi daralma aşamalarında söz konusu etki nispeten daha büyüktür. İkinci olarak ise bulguları daha güçlü kılmak adına, doğrusal olmayan ARDL (NARDL) yöntemi uygulanmıştır. NARDL yönteminin bulguları, kısa dönemde, MS-GARCH yönteminden elde edilen bulguları desteklemektedir. Kısa dönemde RBIST'in pozitif ve negatif bileşenlerinin, BC üzerindeki etkisi negatif, ancak uzun dönemde pozitif ve simetriktir. Genel olarak çalışmanın bulguları, politika yapıcıların, hisse senedi piyasasındaki oynaklık ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki ilişkinin doğrusal olmayan özelliklerini dikkate alması gerektiğini göstermektedir.

Anahtar

Kelimeler:

Hisse Senedi Piyasası Oynaklığı, Konjonktür Dalgalanmaları, MS-GARCH, NARDL, Türkiye.

JEL Kodları:

C32, E32, E44

Abstract

This study aims to investigate how stock market volatility affects business cycles in Turkey for the quarterly period 1998-2022. Borsa İstanbul 100 index return series (RBIST) and detrended real Gross Domestic Product (BC) are employed to proxy stock market volatility and business cycles, respectively. Asymmetric methods are used to decompose the effects of this volatility in the expansion and contraction phases of business cycles. First, business cycles are examined under the expansion and contraction regimes by the Markov regime-switching GARCH (MS-GARCH) method. According to the findings of the MS-GARCH method, RBIST negatively affects BC in both phases. However, this effect is relatively greater during contraction phases such as the Banking Crisis in the early 2000s, the Global Financial Crisis, the 2016 and 2018 Currency Crises, and the recent Covid-19 Pandemic. Second, the non-linear ARDL (NARDL) method is applied to robust the findings. The findings of the NARDL method in the short run corroborate the findings obtained from the MS-GARCH method. The positive and negative components of RBIST have a negative effect on BC in the short run, but it is positive and symmetric in the long run. Overall, the findings of the study suggest that policymakers should consider the non-linear characteristics of the relationship between stock market volatility and business cycles.

Keywords:

Stock Market Volatility, Business Cycles, MS-GARCH, NARDL, Türkiye.

JEL Codes:

C32, E32, E44

* Arş. Gör. Dr., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, Erciş İşletme Fakültesi, İktisat Bölümü, veyselkaragol@gmail.com, ORCID: 0000-0001-9939-0173

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 27.05.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 06.09.2023

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



1. Giriş

Hisse senedi piyasasında getiriler birçok nedenden dolayı dalgalanabilmektedir. Örneğin, hisse senedi fiyatları firmaya özgü yeni bilgilere veya yatırımcıların değişen riskten kaçınmalarına bağlı olarak değişebilmektedir. Ayrıca, bu fiyatlar ekonominin gelecekteki seyri ile ilgili beklentilerdeki değişikliklere tepki verebilmektedir. Hisse senedi piyasasındaki oynaklık, bu tür fiyat dalgalanmalarının büyüklüğünü yansıtmaktadır. Oynaklık ne kadar yüksekse, büyük pozitif veya negatif fiyat değişiklikleri görülme olasılığı da o kadar yüksektir. Aksine, düşük oynaklık, beklenen fiyat değişikliklerinden sapmaların ortalama olarak küçük olduğu anlamına gelmektedir. Bu nedenle oynaklık, finansal piyasalarda bir risk ölçüsü olarak da yaygın bir şekilde kullanılmaktadır. Bunun yanında, spekülasyon atakları sonucunda yatırımcıların beklentilerinde yaşanan keskin değişimler aşırı tepkilere, sürü davranışlarına ve paniğe neden olabilmektedir. Böyle bir panik havası, hisse senedi piyasasında işlem gören birçok hisse senedinin fiyatının aniden dramatik bir biçimde düşmesine ve potansiyel bir çöküşü beraberinde getirmesine yol açabilmektedir. Finansal çöküşlerle ilişkili bu tür bir ekonomik belirsizlik, yine yüksek seviyelerde hisse senedi piyasası oynaklığına yansımaktadır (Raunig ve Scharler, 2010). Belirsizliğin ekonomik aktiviteleri etkilediği en önemli kanallardan biri yatırımlardır. Ekonomik birimler, belirsizlik altında yatırımlarını erteleme eğilimindedirler. Dolayısıyla, geleceğe ilişkin belirsizlik arttıkça yatırımların ertelenme olasılığı da o denli artmaktadır. Böylece, hisse senedi piyasasında artan oynaklık, yatırımlar kanalı aracılığıyla ekonomik aktivitenin daralmasına yol açabilmektedir (Bernanke, 1983; Federer, 1993; Döpke ve Pierdzioch, 1998). Greenwald ve Stiglitz (1993) ise hisse senedi piyasaları ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki ilişkiyi ters seçim ve ahlaki tehlike gibi piyasa başarısızlıklarının neden olduğu finansal bozulmalarla açıklamaktadırlar. Bu tür bilgi asimetrisi, riskin ekonomik birimler arasında uygun şekilde dağıtılmasına engel olmaktadır. Yatırımcıların karşılaştıkları riskleri kısmen çeşitlendirebilmeleri, riskten kaçınan davranışlar sergilemelerine yol açmaktadır. Bu da yatırımcıların yatırım, üretim ve fiyatlandırma gibi tüm kararlarında riskin sonuçlarını dikkate almaları ve risk alma istekliliklerinin de hızla nakde çevrilebilen likit varlık stoklarından etkilenmeleri ile sonuçlanmaktadır. Belirsizlik, tüketim harcamaları aracılığıyla da ekonomik aktiviteyi etkileyebilmektedir. Geleceğe dair kötümser beklentilere sahip olan ekonomik birimler, optimizasyon yaparak, ihtiyat amaçlı tasarruflarını arttırmaktadırlar. Artan tasarruflar, ekonomik birimlerin bugünkü tüketimlerinin azalmasına neden olmaktadır. Dolayısıyla, azalan tüketim harcamaları ekonomik aktivitede daralmaların yaşanmasıyla sonuçlanmaktadır (Mirman 1971; Döpke ve Pierdzioch, 1998). Öte yandan, özellikle uzun dönemde hisse senedi piyasasındaki olumlu gelişmelerin, ekonomik aktivitede iyileşmeler sağlayacağını söyleyen çalışmalar da mevcuttur (Levine ve Zervos, 1996; Beck ve Levine, 2004; Caporale vd., 2004). Finansal piyasalar ile reel ekonomi arasındaki bu uzun dönemli ilişki servet etkisi, yatırım kararları ve sermaye oluşumu gibi faktörlerle açıklanabilmektedir.

Hisse senedi getirileri ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki ilişkiyi araştıran birçok çalışma (Hamilton ve Lin, 1996; Casarin ve Choudhry, 2006; Kim ve Nelson, 2014; Gomez-Cram, 2022), genişleme ve durgunluk dönemlerinde farklı bir davranış sergileyen hisse senedi piyasası oynaklığının çeşitli makroekonomik değişkenler tarafından tahmin edilip edilemeyeceğine odaklanmıştır. Diebold ve Yılmaz (2010), Candelon ve Metiu (2011) ve Altaf (2021) gibi çalışmalar hisse senedi piyasası oynaklığı ile reel ekonomik aktivite arasında güçlü bir bağlantı kurmaktadır. İlişkinin diğer yönünü dikkate alan, yani hisse senedi piyasası oynaklığını, reel ekonomik aktiviteyi tahmin etmek için kullanan çalışmaların (Raunig ve

Scharler, 2010; Fornari ve Mele, 2013; Vu, 2015) sayısı nispeten daha azdır. Ancak hisse senedi piyasası oynaklığının dinamiklerini ve davranışını anlamak ve bunun reel ekonomik aktivite üzerindeki potansiyel etkilerini incelemek iki nedenden dolayı son derece önemlidir. Bunlardan ilki, ekonomik birimlerin yatırım kararlarını iyileřtirmelerine yardımcı olabilmesidir. İkincisi ise çeřitli ekonomi politikalarının etkinliklerini artırmayı sağlayabilmesidir (Choudhry vd., 2016).

Hisse senedi piyasalarındaki oynaklıklardan konjontür dalgalanmalarına doğru ilişkinin ayrıntılı bir biçimde araştırılması hususu, yukarıdaki nedenlerle daha önemli hale gelmektedir. Bu doğrultuda, bu çalışmanın amacı, hisse senedi piyasası oynaklığının konjontür dalgalanmalarını nasıl etkilediğini, Türkiye ekonomisi için analiz etmektir. Konuyla ilgili literatürün dar kapsamlı olması ve doğrudan Türkiye ekonomisine yönelik herhangi bir çalışmanın bulunmaması gibi nedenlerden ötürü bu çalışmanın literatüre katkı sağlaması beklenmektedir. Bu tür bir ilişkinin Türkiye ekonomisi için araştırılmasının Türkiye'deki yatırımcılar ve politika yapıcılar için yol gösterici olacağı düşünülmektedir. Finansal genişleme ve daralma aşamaları ile reel ekonomideki genişleme ve daralma aşamaları arasındaki ilişkileri ortaya koyan bu çalışmanın potansiyel sonuçlarının yatırımcı ve politika yapıcı davranışları için öncü birer gösterge olması beklenmektedir. Çalışmada, deęişkenler arasındaki ilişki araştırılırken asimetrik (doęrusal olmayan) yöntemlerden yararlanılmıştır. Bu yöntemlerden MS-GARCH, oynaklık ve konjontür gibi deęişkenlerin analizinde sıklıkla kullanılması nedeniyle, NARDL ise MS-GARCH yönteminden elde edilen bulguları güçlendirmek için tercih edilmiştir.

Çalışmanın geri kalan kısmında, öncelikle konuyla ilgili ampirik literatür ele alınmıştır. Ardından, analizde kullanılan MS-GARCH ve NARDL yöntemlerinin metodolojileri açıklanmıştır. Devamında, çalışmada kullanılan verilere ilişkin bilgilere ve önsel analizlere yer verilmiştir. Daha sonra, kurulan modellere ilişkin ampirik bulgulara deęinilmiştir. Çalışma, elde edilen bulguların yorumlanması ve konuya ilişkin politika önerileriyle sonlandırılmıştır.

2. Literatür

Finansal ve reel piyasalar arasındaki ilişkiyi farklı yönleriyle arařtıran birçok çalışma olmasına karřın, doğrudan hisse senedi piyasalarındaki oynaklıklarla konjontür dalgalanmaları arasındaki ilişkiyi analiz eden çalışmaların sayısı nispeten daha sınırlıdır. Konuyla ilgili ilk çalışmalardan Schwert (1989), hisse senedi piyasasındaki oynaklıkların, büyük krizler esnasında ve sonrasında arttığını belirtmektedir. Buna göre, hisse senedi piyasası oynaklıkları, konjontür dalgalanmalarının öncüsü deęil ancak önemli bir belirleyicisidir. Ayrıca, yüksek oynaklık dönemlerinin düşük oynaklık dönemlerine göre daha kısa sürmesi, iki deęişken arasındaki asimetrik ilişkinin de önemli bir kanıtıdır. Greenwald ve Stiglitz (1993) ile Chauvet (1998) ise aynı asimetrik ilişkileri yatırımcı davranışlarıyla açıklamışlardır. Greenwald ve Stiglitz (1993), finansal piyasalardaki asimetrik bilgiden kaynaklı bozulmaların, özellikle hisse senedi piyasalarında, yatırımcıların riskten kaçınan bir tavırla hareket etmelerine neden olduğunu belirtmektedirler. Yatırımcıların bu davranış deęişiklikleri ücretlerde, yatırımda ve üretimde döngüsel hareketlere neden olmaktadır. Hisse senedi piyasalarındaki oynaklıkları benzer nedenlerle açıklayan Chauvet (1998) ise bu oynaklıkların konjontür dalgalanmalarının öncü bir nedeni olduğunu vurgulamaktadır.

Al-Rjoub (2009), Vu (2015) ve Adam ve Merkel (2019) gibi çalışmalar ise doğrudan hisse senedi piyasalarındaki oynaklıklar ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki negatif yönlü ilişkiye dikkat çekmektedirler. Al-Rjoub (2009), özellikle kriz dönemlerinde hisse senedi getirilerinin negatif olduğu bulgusuna ulaşırken, ekonomiye dair iyimser ve kötümser beklentilerin yarattığı bu oynaklığın, reel ekonomi üzerindeki negatif yönlü etkisinden bahsetmektedir. Benzer şekilde, Adam ve Merkel (2019), hisse senedi getirilerindeki büyük ve kalıcı patlamaların, reel ekonomide bir daralmaya yol açtığını belirtmektedir. Bu tür finansal hızlandırıcıların varlığı, ekonominin sürekli olarak aşırı ve yetersiz sermaye birikimi dönemleri yaşamasına neden olmaktadır. Vu (2015) ise hisse senedi piyasalarındaki yüksek oynaklık düzeylerinin yalnızca kriz dönemlerinde değil, kriz olmayan dönemlerde de çıktı büyümesine zarar verdiğini ifade etmektedir.

Raunig ve Scharler (2010) ve Fornari ve Mele (2013) reel ekonomik aktivitedeki dalgalanmalara, hisse senedi piyasalarındaki oynaklıklardan ziyade, bu tür oynaklıklara neden olan belirsizliğin neden olduğunu vurgulamaktadırlar. Artan oynaklık, ekonomik koşullar hakkında daha yüksek belirsizlikle sonuçlanmaktadır. Artan belirsizlik ise daha düşük tüketim ve yatırım harcamalarına yol açmakta ve toplam talepteki bu azalma ekonomik durgunluğa neden olmaktadır (Raunig ve Scharler, 2010). Uzun vadeli belirsizlikleri yakalamada başarılı olan hisse senedi piyasası oynaklıkları, özellikle krizler esnasında ekonomik aktivitedeki dalgalanmanın önemli bir kısmını açıklamaktadır (Fornari ve Mele, 2013).

Candelon ve Metiu (2011) hisse senedi piyasalarındaki oynaklık ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki ilişkiyi süre ve senkronizasyon analizleriyle incelemişlerdir. Buna göre, hisse senedi piyasaları konjonktür dalgalanmalarını ortalama altı ay boyunca yönlendirmektedir. Ayrıca, bu iki piyasa arasında eş zamanlı bir senkronizasyon söz konusudur. Choudhry vd. (2016) ve Altaf (2021) ise benzer şekilde, hisse senedi piyasaları ile reel ekonomik aktivite arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığına dair kanıtlara ulaşmışlardır. Özellikle Küresel Finansal Kriz döneminde iki değişken arasında önemli yayılma etkileri tespit edilmiştir (Choudhry vd., 2016; Altaf, 2021).

Değişkenler arasındaki ilişkiyi ters yönlü, yani konjonktür dalgalanmalarından hisse senedi piyasalarındaki oynaklıklara doğru olacak şekilde araştıran çalışmalar da mevcuttur (Hamilton ve Lin, 1996; Casarin ve Choudhry, 2006; Kim ve Nelson, 2014; Gomez-Cram, 2022). Reel konjonktürde meydana gelen bir daralma, hisse senedi piyasasında benzer uzun vadeli bir daralmaya dönüşmektedir (Casarin ve Choudhry, 2006). Buna göre, ekonomik durgunluklar, hisse senedi getirilerindeki oynaklıkları yönlendiren birincil faktördür (Hamilton ve Lin, 1996). Reel ekonomik aktiviteye ilişkin döngüsel riskler, hisse senedi piyasalarında fiyatlandırılmaktadır. Bu da konjonktür dalgalanmaları ile risk-getiri arasındaki temel mekanizmayı doğrulamaktadır (Kim ve Nelson, 2014). Hisse senedi getirileri, uzun vadede toparlansa da ekonomik durgunlukların başlamasından sonraki kısa bir dönemde negatif seyretmektedir (Gomez-Cram, 2022).

Son olarak, finansal piyasalardaki oynaklıklar kredi hacmi (Lopez-Salido vd., 2017) ve faiz oranı (Döpke ve Pierdzioch, 1998) gibi farklı değişkenlerle de açıklanabilmektedir. Lopez-Salido vd. (2017), kredi piyasasındaki zamana bağlı değişimlerin, ekonomik dalgalanmaların önemli bir itici gücü olduğunu öne sürmektedir. Ancak Döpke ve Pierdzioch (1998), finansal piyasalardaki oynaklıklarla konjonktür dalgalanmaları arasında anlamlı bir ilişki tespit

edememiřlerdir. Çünkü, konjonktür dalgalanmaları, faiz oranlarındaki oynaklıktan ziyade, bu tür finansal deęişkenlerin düzeylerinden etkilenmektedir (Döpke ve Pierdzioch, 1998).

3. Metodoloji

Bu çalışmada, hisse senedi piyasasındaki oynaklıklar ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki asimetrik ilişkiler ilk olarak MS-GARCH yöntemiyle araştırılmaktadır. Daha sonra ise bulguları sağlamlařtırmak adına NARDL yönteminden de yararlanılmıřtır.

MS-GARCH, aslında finansal zaman serilerinin modellenmesinde sıklıkla kullanılan GARCH tabanlı bir yöntemdir. Standart GARCH yöntemi, zaman serilerindeki doęrusal olmama durumlarında hatalı parametre tahminlerine neden olabilmektedir. Özellikle finansal zaman serilerinde sıklıkla karşılaşılabilen bu sorunun en basit çözümü, zamanla deęişen parametreler kullanmaktır. Schwert (1989), bunun için rejim deęişim modellerini önermiřtir. Ang ve Timmermann (2011) da finansal getiri serilerinin davranıřlarını yakalamada ve döngüsellik içeren deęişkenlerin analizinde rejim deęişim modellerinin üstünlüklerini vurgulamıřlardır. Markov zincirini kullanan MS-GARCH yöntemi, araştırılan dönem itibarıyla, deęişkenlerdeki potansiyel yapısal deęişimleri yakalamakta ve farklı rejim dönemleri için farklı parametreler tahmin etmektedir. Hamilton (1989), bununla ilgili olarak, dünyanın sonlu bir dizi rejimden oluřtuđunu ve her rejimin kendine has bir özelliđi olduđunu belirtir. Sonlu bir ergodik homojen Markov zinciri ($S = \{1, \dots, n\}$), olasılıklarla tanımlanan P geçiř matrisi ($\{\mu_{ij} = P(S_t = i | S_{t-1} = j)\}$) ve sabit olasılık ölçüsü ($\pi = \{\pi_i\}$) olan bir MS-GARCH (1,1) modeli Denklem 1 ve Denklem 2’de gösterildiđi gibi tanımlanabilir (Bauwens et al., 2009):

$$y_t = \mu_{s_t} + \sigma_t u_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega_{s_t} + \alpha_{s_t} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{s_t} \sigma_{t-1}^2 \quad (2)$$

Modelin varsayımları temel varsayımları $s_t \in \{1, \dots, n\}$ ve $\varepsilon_t = y_t - \mu_{s_t}$ için $\omega_{s_t} > 0, \alpha_{s_t} \geq 0, \beta_{s_t} \geq 0$ şeklindedir. Bu durumda σ_t^2 pozitif olmaktadır. İki rejimli bir MS-GARCH (1,1) modelinde Rejim 0 düşük oynaklıđa sahip dönemi, Rejim 1 yüksek oynaklıđa sahip dönemi ifade etmektedir.

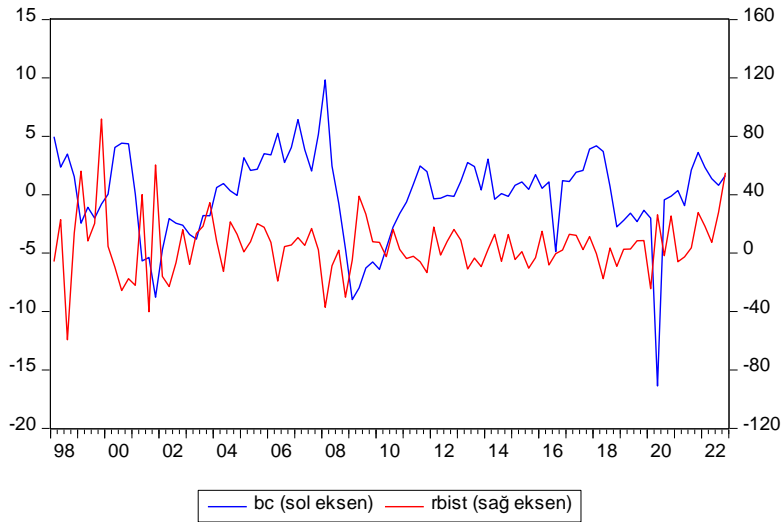
Shin vd. (2014) tarafından geliřtirilen, ARDL tabanlı NARDL yöntemi ise deęişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem katsayıları, deęişkenlerin pozitif ve negatif bileřenleri içerecek biçimde tahmin etmektedir. Deęişkenlerin pozitif ve negatif bileřenlerinin modele ayrı ayrı dahil edilmesi, bağımlı deęişken ile açıklayıcı deęişken arasındaki potansiyel asimetrik ilişkilerin teřhisini sağlamaktadır. NARDL yöntemine ilişkin nihai form řu şekilde gösterilebilir (Erdoğan vd., 2022):

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \delta^+ x_{t-1}^+ + \delta^- x_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\mu_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \mu_i^- \Delta x_{t-i}^-) + \varepsilon_t \quad (3)$$

Denklem 3’te yer alan μ_i^+, μ_i^- ve δ^+, δ^- parametreleri, sırasıyla kısa ve uzun dönemde açıklayıcı deęişkendeki pozitif ve negatif deęişimleri ifade etmektedir. NARDL yönteminde bu parametrelerin anlamlılıkları sınanmakta ve bu anlamlılık düzeylerine göre deęişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiye dair kanıtlar sunulmaktadır.

4. Veri ve Önsel Analiz

Bu çalışma, 1998:1-2022:4 çeyreklik dönemi için, Türkiye’de hisse senedi piyasası oynaklığının konjonktür dalganmalarını nasıl etkilediğini araştırmayı amaçlamaktadır. Konjonktür dalganmaları analizinde kullanılan veri setinin, genişleme ve daralma dönemleri içermesi önemlidir. Dolayısıyla, 1998-2022 döneminin tercih edilmesinin nedeni, bu dönemde yaşanan önemli krizlerin, yani iniş-çıkışların varlığıdır. Analizde, hisse senedi piyasasının oynaklığını ve konjonktür dalganmalarını temsilen, sırasıyla, Borsa İstanbul 100 endeksi getiri serisi (*RBIST*) ve trendden arındırılmış reel Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (*BC*) kullanılmıştır. Değişkenler mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. Borsa İstanbul getiri serisi ($100 * \ln(P_t/P_{t-1})$) formülüyle elde edilirken, reel Gayri Safi Yurtiçi Hasıla’ya ait çevrimsel değişken, Hodrick-Prescott (1997) filtreleme yöntemiyle oluşturulmuştur. Verilerin ham halleri, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi’nden temin edilmiştir.



Şekil 1. Hisse Senedi Piyasası Oynaklığı ve Konjonktür Dalganmaları

Şekil 1’de, hisse senedi piyasasındaki oynaklık ve konjonktür dalganmaları birlikte gösterilmiştir. Zaman serilerine ilişkin ilk izlenimler, değişkenlerin genel olarak ters yönlü hareket ettiğini gösterse de özellikle önemli 2000-2001 Bankacılık Krizi, Küresel Finansal Kriz, 2016 ve 2018 Döviz krizleri ile son yaşanan Covid-19 Pandemisi dönemlerinde eş anlamlı bir hareket gözlemlenmektedir.

Tablo 1. İki Kırılmalı Birim Kök Testi Bulguları

Değişken	Test İstatistiği	Kritik Değer	Kırılma Tarihleri
BC	-4.9070	-5.7790	2000:2 ve 2008:1
Δ BC	-12.855***	-5.7790	2000:2 ve 2001:1
RBIST	-8.7989***	-5.7790	2000:2 ve 2001:3
Δ RBIST	-	-	-

Not: *** %1 istatistiksel anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade eder.

Analize geçmeden önce değişkenlerin durağanlık düzeyleri Lee ve Strazicich (2003) tarafından geliştirilen iki kırılmalı birim kök testiyle sınanmıştır. Bu testin en önemli özelliği,

zaman serilerindeki yapısal kırılmaları dikkate almasıdır. Ancak serilerin trendlerinden arındırılmış olmalarından ötürü bu test yalnızca sabitli model kullanılarak uygulanmıştır. Testin bulguları, *BC* değişkeninin $I(1)$, yani birinci farkta durağan olduğunu, *RBIST* değişkeninin ise $I(0)$ yani düzeyde durağan olduğunu göstermektedir. Testin işaret ettiği kırılma tarihleri ise beklentilerle uyumlu olarak kriz dönemlerine denk gelmektedir. Bu testin bulguları, MS-GARCH ve NARDL yöntemlerinin uygulanabilirliğine yönelik herhangi bir sakınca teşkil etmemekle birlikte, zaman serilerindeki kırılmalar ve bağımlı değişkenin $I(1)$ olması gibi faktörler, bu tür asimetrik yöntemlerin daha sağlıklı sonuçlar üretebileceği anlamına gelebilir.

5. Bulgular

Kurulan modellerden ilki olan MS-GARCH (1,1) modelinin bulgularına Tablo 2’de yer verilmektedir. Burada, düşük oynaklık ile konjonktürün genişleme dönemlerini temsil eden Rejim 0, yüksek oynaklık ile konjonktürün daralma dönemlerini temsil eden Rejim 1 ve modelin uygunluğunu gösteren tanı testlerine ilişkin bulgular gösterilmektedir.

MS-GARCH (1,1) modelinin tanı testleri incelendiğinde modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı görülmektedir. Ayrıca, LR testi, modelin doğrusal olmadığını göstermekte ve bu durum, MS-GARCH yönteminin söz konusu analiz için uygunluğu bir anlamda doğrulamaktadır. Bu yöntemle elde edilen her iki rejimde de hisse senedi piyasasındaki oynaklıkların konjonktür dalgalanmaları üzerindeki etkisi negatiftir. Yani hem düşük hem de yüksek oynaklık dönemlerinde konjonktür dalgalanmaları hisse senedi piyasası getirilerinden negatif yönde etkilenmektedir. Diğer bir deyişle, artan oynaklık hem konjonktürün daralma aşamalarında hem de genişleme aşamalarında ekonomik aktivite üzerinde azaltıcı bir etki yaratmaktadır. Ancak farklı rejimlerdeki katsayı büyüklükleri incelendiğinde bu etkinin, yüksek oynaklıkların yaşandığı daralma dönemlerinde (Rejim 1) nispeten daha büyük olduğuna ulaşılmaktadır.

Tablo 2. MS-GARCH (1,1) Bulguları

Rejim (0)	
Constat	1.42255*** (0.000)
RBIST	-0.03558*** (0.000)
Σ	1.29714 [0.2937]
α_1	0.59786 [0.3173]
β_1	0.00000 [0.0475]
$p\{0 0\}$	0.93960 [0.0296]
Rejim (1)	
Constant	-3.97531*** (0.000)
RBIST	-0.06322** (0.043)
σ	1.89394 [1.7670]
α_1	0.00000 [0.1171]
β_1	0.63944 [0.8408]
$p\{1 1\}$	0.83564 [0.0794]
Tanı Testleri	
LR Test	61.978*** (0.000)
SIC	5.3130
Log-likelihood	-238.022
χ^2_{ARCH}	0.23897 (0.6262)
χ^2_{PORT}	12.917 (0.3751)

Not: ***, ** ve * sırasıyla, %1, %5 ve %10 düzeylerinde istatistiki olarak anlamlılığı ifade eder. [] ve () içerisindeki değerler, sırasıyla, standart hataları ve olasılık değerlerini gösterir.

MS-GARCH (1,1) modelinin rejimler arası geçiş olasılıkları matrisleri Tablo 3’te yer almaktadır. Rejim 0’dayken bu rejimde kalma olasılığı 0.93961’dir. Rejim 1’deyken bu rejimde kalma olasılığı ise 0.83565’tir. Bu yüksek olasılık değerleri her bir rejim için o rejimdeki yüksek kalıcılığa işaret etmektedir.

Tablo 3. Geçiş Olasılıkları Matrisleri

	Rejim 0, t	Rejim 1, t
Rejim 0, t+1	0.93961	0.16435
Rejim 1, t+1	0.06039	0.83565

Tablo 4’te rejim sınıflandırmasına göre elde edilen süre matrisleri yer almaktadır. Toplamda 100 çeyreklik dönemin yaklaşık dörtte üçü (74 çeyrek) genişleme aşamalarında, geri kalan dörtte biri (26 çeyrek) ise daralma aşamalarında geçmektedir. Daralma aşamalarının, daha önce bahsedilen kriz dönemleri tarihleriyle karakterize oldukları gözlenmektedir.

Tablo 4. Süre Matrisleri

Dönem	Ay Sayısı	Ort. Olasılık
Rejim 0		
1998:1-2001:1	13	0.957
2003:3-2008:3	21	0.947
2010:4-2016:2	23	0.960
2016:4-2018:3	8	0.944
2020:4-2022:4	9	0.976
Ortalama süre	74 Çeyrek (%74)	
Rejim 1		
2001:2-2003:2	9	0.927
2008:4-2010:3	8	0.940
2016:3-2016:3	1	0.996
2018:4-2020:3	8	0.919
Ortalama süre	26 Ay (%26)	

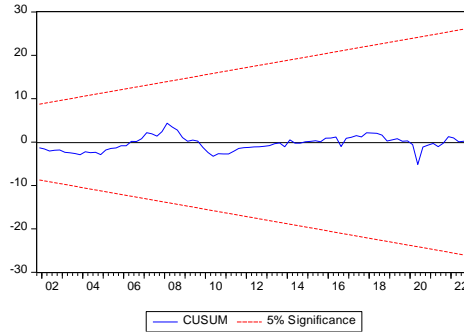
MS-GARCH modelinin bulgularını daha güçlü kılabilmek adına diğer bir asimetrik yöntem olan NARDL yöntemi tahmin edilmiştir. Tablo 5’te, hisse senedi piyasasındaki oynaklıkların negatif ve pozitif bileşenlerinin yer aldığı modelin optimal gecikme uzunluğu, modelde eş-bütünleşme olup olmadığına dair bulgular ve kısa ve uzun dönem asimetrisinin tespiti için uygulanan Wald testi bulguları verilmektedir. Buna göre, söz konusu modelde değişkenler arasında uzun dönemli bir eş-bütünleşme ilişkisi vardır. Ayrıca, Wald testi bulgularına göre, RBIST BC’yi kısa dönemde asimetrik olarak ancak uzun dönemde simetrik olarak etkilemektedir.

Tablo 5. Sınır Testi Bulguları ve Kısa ve Uzun Dönem Asimetri

Model	Optimal Gecikme	F-istatistiği	Bulgu
BC=f (RBIST_POS, RBIST_NEG)	(1, 4, 3)	13.080***	Eş-bütünleşme var
Kısa Dönem Asimetri		Uzun Dönem Asimetri	
13.359*** (0.0004)		0.4228 (0.5171)	

Not: Pesaran, Shin ve Smith’in (2001) sabitsiz ve trendsiz F_{PSS} testi için kritik değerleri tabloşturmıştır. $k=2$ için alt ve üst sınır değerleri, %1 anlamlılık düzeyi için 3.88 ve 5.3’tür. Kısa ve uzun dönem asimetrisinin varlığını test etmek için Wald testi kullanılmıştır. *** %1 düzeyinde anlamlılığı ifade eder.

Tablo 6’da NARDL (1,4,3) modeli için kısa ve uzun dönemli tahminler ve modelin uygunluęunu gösteren tanı testleri sunulmaktadır. Tanı testlerine göre, MS-GARCH modelde olduęu gibi, NARDL modelinde de otokorelasyon ve deęişen varyans sorunları bulunmamaktadır. Ayrıca Şekil 1’de sunulan Cusum test sonucuna göre model istikrarlıdır. Modelden elde edilen kısa dönemli hata düzeltme terimi $ECT(-1)$ ise negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır.



Şekil 1. NARDL Model Stabilite Testi (CUSUM) Sonuçları

Kısa dönem katsayılar incelendiğinde, $RBIST$ ’in negatif ve pozitif tüm gecikmelerinden BC ’ye doğru negatif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı ilişkilerin varlığından söz etmek mümkündür. Ancak $RBIST$ ’in negatif bileşenlerinin nispi etkisi, pozitif bileşenlerinin nispi etkisine göre daha büyüktür. Kısa dönemli bu bulgular, MS-GARCH yönteminden elde edilen bulgularla önemli ölçüde örtüşmektedir. Bu bulgular ayrıca, Schwert (1989), Al-Rjoub (2009), Vu (2015) ve Adam ve Merkel (2019) gibi çalışmalarla büyük ölçüde aynı doğrultudadır. Ancak NARDL yöntemi, MS-GARCH’tan farklı olarak kısa ve uzun dönemli bulguları ayrı ayrı tahmin etmektedir.

Tablo 6. NARDL(1,4,3) Bulguları

Kısa Dönem	
BC(-1)	-0.3932*** [-5.1863] (0.000)
$\Delta RBIST_POS$	-0.0624*** [-3.9534] (0.0002)
$\Delta RBIST_POS(-1)$	-0.0940*** [-3.0748] (0.0028)
$\Delta RBIST_POS(-2)$	-0.0105 [-0.4917] (0.6241)
$\Delta RBIST_POS(-3)$	-0.0683*** [-3.3659] (0.0011)
$\Delta RBIST_NEG$	0.0163 [0.7165] (0.4755)
$\Delta RBIST_NEG(-1)$	-0.0390 [-1.5487] (0.1252)
$\Delta RBIST_NEG(-2)$	-0.1048*** [-4.3709] (0.0000)
ECT(-1)	-0.3932*** [-6.3375] (0.0000)
Uzun Dönem	
RBIST_POS	0.2783*** [3.3269] (0.0013)
RBIST_NEG	0.2787*** [3.3083] (0.0014)
Tanı Testleri	
χ^2_{BG}	1.8630 (0.1616)
χ^2_{BPG}	16.3651 (0.0591)
CUSUM	Stabil

Not: ***, ** ve * sırasıyla, %1, %5 ve %10 düzeylerinde istatistiki olarak anlamlılığı ifade eder. [] ve () içerisindeki değerler, sırasıyla, t-istatistiklerini ve olasılık değerlerini gösterir.

Uzun dönemli NARDL bulguları ise hisse senedi piyasasındaki oynaklıkların konjonktür dalgalanmaları üzerindeki etkisinin pozitif olduğuna dair kanıtlar sunmaktadır. Yani, konjonktür dalgalanmaları, kısa dönemde hisse senedi piyasasındaki oynaklıklardan negatif bir şekilde etkilenirken, uzun dönemde bu iki değişken arasında pozitif yönde bir ilişki bulunmaktadır. Ancak uzun dönemli bu ilişki, kısa dönemli asimetrik ilişkinin aksine, simetrik bir ilişkidir.

6. Sonuç

Bu çalışma, hisse senedi piyasası oynaklığının konjonktür dalgalanmalarını nasıl etkilediğini araştırarak, konuyla ilgili sınırlı literatüre katkıda bulunmayı amaçlamıştır. Bu amaç doğrultusunda, 1998-2022 dönemine ait çeyreklik veriler kullanılarak Türkiye ekonomisinde reel ve finansal piyasalar analiz edilmiştir. Analizde iki farklı asimetrik yöntem kullanılmıştır. MS-GARCH yönteminin bulguları, hisse senedi piyasasındaki oynaklıkların hem düşük hem de yüksek oynaklık dönemlerinde ekonomik aktiviteyi negatif etkilediğine işaret etmektedir. Ancak bu etki, hisse senedi piyasasında yüksek oynaklıkların yaşandığı konjonktürel daralma dönemleriyle senkronize olduğunda daha büyüktür. NARDL yönteminin kısa dönemli bulguları da hisse senedi piyasası oynaklığına ait pozitif ve negatif bileşenlerin konjonktür dalgalanmaları üzerindeki etkisinin negatif olduğunu göstermiştir. Üstelik, konjonktürün daralama dönemlerinde negatif bileşenlerin nispi katkısı yine daha büyüktür. Bu yönleriyle, bu farklı yöntemlere ait ampirik bulgular birbirlerini desteklemekte, kanıtları güçlendirmektedir. Ancak NARDL yöntemine ait uzun dönemli bulgular, iki piyasa arasındaki simetrik ve pozitif yönlü ilişkiye dair kanıtlar sunmaktadır.

Kısa ve uzun dönemli sonuçların ayrışması, önemli teorik bağlantıları da doğrulamaktadır. Buna göre, kısa dönemli bulgular, yüksek hisse senedi getirilerinin aşırı risk alma ve spekülatif davranışlara yol açtığı finansal istikrarsızlıklarla açıklanabilir. Artan spekülatif faaliyetlerin neden olduğu oynaklık, yatırımların azalmasına ve ekonomik aktivitenin daralmasına yol açabilir. Yine hisse senedi piyasasındaki yüksek getiriler kaynakların yanlış tahsisine neden olarak, sermayenin büyük bir kısmını bu piyasalara çekebilir ve böylece üretim ve altyapıya ilişkin reel sektör yatırımları için kaynak bulmakta sorunlar yaşanabilir. Bu şekilde etkin olmayan bir kaynak tahsisi de ekonomik aktivitenin canlanmasını engelleyebilir.

Uzun dönemli bulgular ise servet etkisine bağlı olarak değişen yatırımcı davranışlarıyla açıklanabilir. Artan hisse senedi getirileri, yatırımcıların servetlerinde bir artışa neden olur. Yatırımcılar, uzun dönemde tüketim ve fiziki sermaye yatırımlarını arttırarak ekonomiyi canlandırabilir. Politika yapıcıların, yatırımcıların kısa ve uzun dönem davranışlarını yönlendirerek ekonomik aktiviteyi olumlu yönde etkileyebilmek adına hisse senedi piyasasındaki oynaklık ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki ilişkinin doğrusal olmayan özelliklerini dikkate almaları önemlidir. Özellikle, ekonomik aktivitenin finansal piyasa oynaklıklarına karşı daha savunmasız hale geldiği kriz aşamaları önemlidir. Çünkü bu dönemde hem oynaklıklar artmakta hem de artan oynaklıklar ekonomik aktivitede daralmalara sebep olmaktadır. Dolayısıyla, bu tür finansal istikrarsızlıkların reel sektöre olan etkisinin sınırlandırılması adına hem hükümete hem de Merkez bankasına önemli görevler düşmektedir. İlk olarak, yatırımcılar açısından düşünüldüğünde, yatırımcıların finansal okuryazarlıkları artırılmalı, böylece yatırımcılar bilinçli ve uzun vadeli yatırımlar için teşvik edilmelidir. İkinci olarak, ülke genelinde ekonomik istikrarı sağlamak adına uygun maliye ve para politikaları uygulanmalıdır. İyi tasarlanmış politikalarla ekonomik büyümeyi desteklerken, finansal

istikrarsızlıđı da kontrol altına almak mmkn kılınabilir. Bu dođrultuda, uzun vadeli istikrarı teřvik eden politikalar tercih edilmelidir. nc olarak, finansal piyasaların sađlıklı iřleyebilmesi adına bu piyasalardaki risk ynetimi sisteminin etkin bir biimde iřlemesi sađlanmalıdır. Bu tr bir risk ynetimi, potansiyel finansal krizlerin etkilerini ve onların reel sektre sırama riskini azaltabilir. nc olarak, iliřkisi arařtırılan temel finansal ve reel sektr gstergelerinin dikkatlice izlenmesi ve olası kriz senaryoları iin nceden adım atılması nemlidir.

Finansal ve reel ekonomik yapının karmařıklıđından tr, bu alıřmanın dolaylı veya dođrudan bazı kısıtları mevcuttur. ncelikle yatırımcı davranıřlarını temsil eden hisse senedi piyasası oynaklıđı, mikro anlamda dřnldđnde, insan faktrnden bađımsız ele alınmıřtır. Dolayısıyla, bu konunun yatırımcı davranıřlarını da nispeten ierecek biimde mikro dzeyde arařtırılması nemli bir farklılık yaratabilir. Ayrıca farklı modellerin ve analiz yntemlerinin farklı sonular verebileceđi de ařıkardır. Yine piyasa dinamiklerinin zaman iinde deđiřebileceđi de unutulmamalıdır. Gelecek alıřmalar, Trkiye ekonomisi iin henz geniř bir literatre sahip olmayan bu alanı, mikro ve makro dzeylerdeki farklı model ve analiz bulgularıyla zenginleřtirebilir.

Arařtırma ve Yayın Etiđi Beyanı

Etik kurul izni ve/veya yasal/zel 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

- Adam, K. and Merkel, S. (2019). *Stock price cycles and business cycles* (SSRN Working Paper No. 3455237). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3455237>
- Al-Rjoub, S.A. (2009). *Business cycles, financial crises, and stock volatility in Jordan stock exchange* (SSRN Working Paper No. 1461819). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1461819>
- Altaf, N. (2021). Stock market volatility and business cycle: Exploring cross-country spillovers. *DLSU Business and Economics Review*, 30(2), 43-50. Retrieved from <https://www.dlsu.edu.ph/>
- Ang, A. and Timmermann, A. (2011). *Regime changes and financial markets* (Netspar Discussion Paper No. 068). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1919497
- Bauwens, L., Preminger, A. and Rombouts, J.V. (2010). Theory and inference for a Markov switching GARCH model. *The Econometrics Journal*, 13(2), 218-244. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2009.00307.x>
- Beck, T. and Levine, R. (2004). Stock markets, banks, and growth: Panel evidence. *Journal of Banking and Finance*, 28(3), 423-442. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(02\)00408-9](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(02)00408-9)
- Bernanke, B. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85-106. <https://doi.org/10.2307/1885568>
- Candelon, B. and Metiu, N. (2011), Linkages between stock market fluctuations and business cycles in Asia. In Y.-W. Cheung, V. Kakkar and G. Ma (Eds.), *The evolving role of Asia in global finance* (pp. 23-51). Bingley: Emerald Group Publishing Limited.
- Caporale, G.M., Howells, P.G. and Soliman, A.M. (2004). Stock market development and economic growth: The causal linkage. *Journal of Economic Development*, 29(1), 33-50. Retrieved from <https://www.dbpia.co.kr/>
- Casarin, R. and Trecroci, C. (2006). *Business cycle and stock market volatility: A particle filter approach* (Centre de Recherches en Mathématiques de la Decision Working Paper No 34219). Retrieved from <https://iris.unive.it/bitstream/10278/34219/1/BusCycle07.pdf>
- Chauvet, M. (1999). Stock market fluctuations and the business cycle. *Journal of Economic and Social Measurement*, 25(3-4), 235-257. <https://doi.org/10.3233/JEM-1999-0166>
- Choudhry, T., Papadimitriou, F.I. and Shabi, S. (2016). Stock market volatility and business cycle: Evidence from linear and nonlinear causality tests. *Journal of Banking and Finance*, 66, 89-101. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2016.02.005>
- Diebold, F.X. and Yilmaz, K. (2010). Macroeconomic volatility and stock market volatility, world-wide. In T. Bollerslev, J. Russell and M. Watson (Eds.), *Volatility and time series econometrics: Essays in honor of Robert Engle* (pp. 97-116). England: Oxford University Press.
- Döpke, J. and Pierdzioch, C. (2001). Brokers and business cycles: Does financial market volatility cause real fluctuations? *Credit and Capital Markets-Kredit und Kapital*, 34(3), 327-355. Retrieved from <https://elibrary.duncker-humblot.com/>
- Erdoğan, L., Ceylan, R. and Abdul-Rahman, M. (2022). The impact of domestic and global risk factors on Turkish stock market: Evidence from the NARDL approach. *Emerging Markets Finance and Trade*, 58(7), 1961-1974. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2021.1949282>
- Federer, J. (1993). The impact of uncertainty on aggregate investment spending. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(1), 30-48. <https://doi.org/10.2307/2077818>
- Fornari, F. and Mele, A. (2013). Financial volatility and economic activity. *Journal of Financial Management, Markets and Institutions*, 1(2), 155-198. doi:10.12831/75569
- Gómez-Cram, R. (2022). Late to recessions: Stocks and the business cycle. *The Journal of Finance*, 77(2), 923-966. <https://doi.org/10.1111/jofi.13100>
- Greenwald, B.C. and Stiglitz, J.E. (1993). Financial market imperfections and business cycles. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(1), 77-114. <https://doi.org/10.2307/2118496>

- Hamilton, J.D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 57(2) 357-384. <https://doi.org/10.2307/1912559>
- Hamilton, J.D. and Lin, G. (1996). Stock market volatility and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 11(5), 573-593. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199609\)11:5<573::AID-JAE413>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199609)11:5<573::AID-JAE413>3.0.CO;2-T)
- Hodrick, R.J. and Prescott, E.C. (1997). Postwar US business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1-16. <https://doi.org/10.2307/2953682>
- Kim, Y. and Nelson, C.R. (2013). Pricing stock market volatility: Does it matter whether the volatility is related to the business cycle? *Journal of Financial Econometrics*, 12(2), 307-328. <https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbt014>
- Lee, J. and Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>
- Levine, R. and Zervos, S.J. (1993). What we have learned about policy and growth from cross-country regressions? *American Economic Review*, 83(2), 426-430. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- López-Salido, D., Stein, J.C. and Zakrajšek, E. (2017). Credit-market sentiment and the business cycle. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(3), 1373-1426. <https://doi.org/10.1093/qje/qjx014>
- Mirman, L.J. (1971). Uncertainty and optimal consumption decisions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 39(1), 179-185. <https://doi.org/10.2307/1909149>
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Raunig, B. and Scharler, J. (2010). Stock market volatility and the business cycle. *Monetary Policy and the Economy*, 2(10), 54-63. Retrieved from <https://www.oenb.at/>
- Schwert, G.W. (1989). Business cycles, financial crises, and stock volatility. In B.T. McCallum (Ed.), *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (83-125). North-Holland: Elsevier.
- Shin, Y., Yu, B. and Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In R.C. Sickles, and W.C. Horrace, (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314). New York: Springer.
- Vu, N.T. (2015). Stock market volatility and international business cycle dynamics: Evidence from OECD economies. *Journal of International Money and Finance*, 50, 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2014.08.003>

HOW DOES STOCK MARKET VOLATILITY AFFECT BUSINESS CYCLES? ASYMMETRIC EVIDENCE FROM TÜRKİYE

EXTENDED SUMMARY

The Aim of the Study

Understanding the dynamics and behavior of stock market volatility and examining its potential effects on real economic activity is extremely important for two reasons. The first is that it can help economic agents improve their investment decisions. The second is that it can increase the effectiveness of various economic policies (Choudhry et al., 2016). Therefore, this study aims to investigate how stock market volatility affects business cycles in the Turkish economy for the 1998-2022 quarterly period. For this purpose, the Borsa Istanbul 100 index return series (RBIST) and detrended real Gross Domestic Product (BC) are employed to proxy stock market volatility and business cycles, respectively. It is expected that this study will contribute to the literature due to reasons such as the narrow scope of the literature on this subject and the absence of any study directly on the Turkish economy.

Literature Review

Many studies investigating the relationship between stock market volatility and business cycle fluctuations (Hamilton and Lin, 1996; Casarin and Choudhry, 2006; Kim and Nelson, 2014; Gomez-Cram, 2022) suggest that stock market volatility, which behaves differently in expansion and contraction phases, has variously focused on whether it can be predicted by macroeconomic variables. Studies such as Diebold and Yilmaz (2010), Candelon and Metiu (2011), and Altaf (2021) establish a strong link between stock market volatility and real economic activity. There are relatively few studies (Raunig and Scharler, 2010; Fornari and Mele, 2013; Vu, 2015) that take into account the other aspect of the relationship, that is, use of stock market volatility to predict real economic activity.

Methodology

Ang and Timmermann (2011) have emphasized the advantages of regime-switching models in capturing the behavior of financial return series and in the analysis of cyclical variables. Therefore, this study investigates the asymmetric relationships between stock market volatility and business cycles using first the Markov switching GARCH method. Then, the NARDL method is also used to robust the findings. ARDL-based NARDL method estimates the short- and long-run coefficients between variables, including positive and negative components of the variables.

Findings

According to the findings of the MS-GARCH method, RBIST negatively affects BC in both the expansion and contraction phases. However, this effect is relatively greater during

contraction phases such as the Banking Crisis in the early 2000s, the Global Financial Crisis, the 2016 and 2018 Currency Crises, and the recent Covid-19 Pandemic. Second, the non-linear ARDL (NARDL) method is applied to robust the findings. The findings of the NARDL method in the short run corroborate the findings obtained from the MS-GARCH method. These findings are also largely in line with studies such as Schwert (1989), Al-Rjoub (2009), Vu (2015), and Adam and Merkel (2019). The positive and negative components of RBIST have a negative effect on BC in the short run, but this effect is positive and symmetric in the long run. In other words, while the business cycles are negatively affected by the stock market volatility in the short run, there is a positive relationship between these two variables in the long run.

Conclusion

The differences of short- and long-run results also confirm important theoretical connections. Accordingly, short-run findings can be explained by financial instability, where high stock returns lead to excessive risk-taking and speculative behaviors. The volatility caused by increased speculative activity can lead to decreased investment and contraction of economic activity. Moreover, high returns in the stock market may cause misallocation of resources and thus there may be problems in finding resources for real sector investments related to production and infrastructure. Such a misallocation of resources may also restrain the expansion of economic activity. Long-run findings, on the other hand, can be explained by changing investor behavior depending on the wealth effect. Increasing stock returns cause an increase in investors' wealth. Investors can stimulate the economy by increasing consumption and physical capital investments in the long run. Policymakers need to consider the nonlinear characteristics of the relationship between stock market volatility and business cycles to influence economic activity positively by directing the short- and long-run behavior of investors. In particular, crisis phases are important when economic activity becomes more vulnerable to financial market volatility. Because in this period, both volatilities increase, and increasing volatility causes contractions in economic activity.

KURUMSAL YÖNETİM VE KÂR PAYI DAĞITIM POLİTİKASI: BORSA İSTANBUL'DA BİR UYGULAMA

Corporate Governance and Dividend Payout Policy: Evidence from Borsa Istanbul

Gökhan ÖZER*, İlhan ÇAM** & Sedat ÇEREZ***

Öz

Kurumsal yönetim kalitesi, ticari faaliyetlerin etkinliğini ve üretkenliğini, raporlamanın güvenilirliğini ve menfaat sahiplerinin hak ve menfaatlerinin korunmasını amaçlamaktadır. Bu çalışmada kurumsal yönetim kalitesinin işletmelerin temettü politikaları üzerinde herhangi bir etkisi olup olmadığı araştırılmaktadır. Bu amaçla, Borsa İstanbul'da faaliyet gösteren ve kurumsal yönetim derecelendirme notuna ulařılan 70 işletme örneklem olarak seçilmiştir. İşletmelerin kurumsal yönetim derecelendirme notu ile temettü politikaları arasındaki ilişkiyi tespit etmek için panel veri analiz yöntemi uygulanmıştır. Ampirik sonuçlarda, kurumsal yönetim derecelendirme notunun işletmelerin temettü politikaları üzerinde istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip olduđu sonucuna ulařılmıştır. Buna göre daha iyi yönetim kalitesine sahip işletmelerin daha güçlü bir temettü ödeme eğiliminde olduđu anlaşılmaktadır. Kurumsal yönetimin alt bileşenleri üzerinden yapılan analiz sonucunda sadece yönetim kurulu skorunun temettü politikası üzerinde pozitif bir etkiye neden olduđu tespit edilmiştir. Elde edilen diđer ampirik bulgulara göre, büyüklük ve kârlılık deđişkenlerinin işletmelerin temettü politikası üzerinde istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip oldukları gözlemlenirken, varlık büyümesi ve kaldıraç deđişkenlerinin işletmelerin temettü politikası üzerinde istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif bir etkiye neden olduđu tespit edilmiştir. Aynı zamanda COVID-19 döneminde işletmelerin temettü dağıtımlarını azaltma eğiliminde olduđu elde edilen diđer ampirik bulgular arasındadır.

Abstract

Corporate governance quality aims to ensure the efficiency and productivity of business operations, the reliability of reporting, and the protection of stakeholders' rights and interests. This study investigates whether the quality of corporate governance has any effect on the dividend policies of enterprises. For this purpose, the sample of the research consists of 70 companies that have a corporate governance rating and operate in Borsa Istanbul. The panel data analysis method is applied to determine the relationship between corporate governance rating and dividend policies of the enterprises. The empirical results show that corporate governance rating has a statistically significant and positive effect on the dividend policies of enterprises. Accordingly, it is understood that enterprises with better governance quality tend to pay stronger dividends. The analysis of the sub-components of corporate governance reveals that only the board of directors score has a positive effect on dividend policy. According to other empirical findings, size and profitability variables have a statistically significant and positive effect on dividend policy, while asset growth and leverage variables have a statistically significant and negative effect on dividend policy. At the same time, it is among the other empirical findings that enterprises tend to reduce dividend distributions during the COVID-19 period.

Anahtar Kelimeler:
Kurumsal Yönetim,
Kâr Payı,
Temettü Politikası,
Kâr Payı Ödeme Oranı,
Borsa İstanbul

JEL Kodları:
C23, G34,
G35, O16

Keywords:
Corporate Governance,
Dividend,
Dividend Policy,
Dividend Payout Ratio,
Borsa İstanbul

JEL Codes:
C23, G34,
G35, O16

* Prof. Dr., Gebze Teknik Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İşletme Bölümü, Kırgızistan-Türkiye Manas Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü, Türkiye, ozergtu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-3255-998X

**Dr. Öğr. Üyesi, Gebze Teknik Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İşletme Bölümü, Türkiye, icam@gtu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-3076-0639

***Arş. Gör., Gebze Teknik Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İşletme Bölümü, Türkiye, sedatceresz@gtu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-6443-6319

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 12.06.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 10.09.2023

Bu eser Creative Commons Atf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



1. Giriş

21. yüzyılın başlangıcından itibaren yaşanan Enron, Worldcom ve Xerox gibi skandallar işletmelerin güvenilirliğinin sorgulanmasına yol açmış ve yatırımcı güvenini sarsmıştır. Çeşitli araştırmalar, bu tür iş skandalları ve finansal krizlerin birçok faktörden kaynaklanabileceğini iddia etse de kötü kurumsal yönetim uygulamalarının en yaygın neden olarak kabul edileceği bir gerçektir (Aydın ve Çavdar, 2015: 66). Bu gibi olumsuz olayların bir sonucu olarak da kurumsal yönetim anlayışı önemli tartışmalar içerisinde yer alan bir konu haline gelmiştir.

Kurumsal yönetimin kesin ve tek bir tanımı olmamakla birlikte Shleifer ve Vishny (1997), kurumsal yönetimin temel amacını, kuruma finansman sağlayan paydaşlara, yatırımlar sonucu elde edilen getirinin şeffaf ve adil bir şekilde dağıtılması olarak ifade etmektedir. İşletmelerin artan küreselleşmeyle birlikte hem ulusal hem de uluslararası piyasalarda rekabet edebilmeleri için şeffaflık, adillik, hesap verilebilirlik ve sorumluluk olmak üzere dört kurumsal yönetim ilkesi çerçevesinde alt yapılarının güçlü olması gerekmektedir (Erdaş ve Siomes, 2020: 258).

Kurumsal yönetimin taraflar arasında eşitlik ve kuruma olan güven ortamını sağlama gibi temel amacı olsa da kurumsal yönetime ilişkin düzenlemelerin nitelikleri ülkelere göre farklılıklar gösterebilmektedir. Ülkelerin yapmış olduğu düzenlemelerin kimisi bağlayıcı kimisi ise tavsiye niteliğindedir. Bağlayıcı düzenlemeler hukuki yaptırımlara tabi olurken, tavsiye niteliğindeki düzenlemelerde herhangi bir yaptırım söz konusu değildir (Turan ve Bayyurt, 2013: 30). ABD’deki işletmeler nezdinde bağlayıcı niteliği bulunan Sarbanes Oxley Kanunu (DeFond ve Francis, 2005), 1992 yılında Cadbury Komitesi’nin yayınlamış olduğu ve kurumsal yönetim ilkelerini genel hatları ile belirten Cadbury Raporu (Sürmen ve Abdioğlu, 2020: 38), üye ülkelerde tek tip kurumsal yönetim anlayışının belirlenmesini temel alan 1999 yılında yayınlanan OECD Kurumsal Yönetim İlkeleri, uluslararası alandaki düzenlemelerden bazılarıdır. Türkiye kapsamında ise 2003 yılında SPK’nın halka açık işletmeler için tavsiye niteliğinde Kurumsal Yönetim İlkeleri’nin yayınlaması, 2004 yılında halka açık şirketlerin Kurumsal Yönetim İlkeleri’ne ne ölçüde uyum sağladıklarını faaliyet raporlarında açıklama zorunluluğu getiren SPK’nın Uyum Beyanı düzenlemesi ve kurumsal yönetime teşvik amacıyla 2007 yılında hesaplanmaya başlanan İMKB kurumsal yönetim endeksi örnek olarak verilebilir (Pamukçu, 2011: 137).

İyi şekilde tasarlanmış kurumsal yönetimde, işletmeler, yatırımcılar ve genel olarak toplum için çeşitli faydalar bulunmaktadır. İşletme performansındaki artış, sermaye maliyetinin düşürülmesi, hukuki düzenlemelere uyum sağlayarak paydaşların haklarının korunması, kurumsal imajın güçlendirilmesi, hissedar değerinin artırılması ve çeşitli risk seviyelerinin azaltılması gibi çeşitli faydalar örnek olarak verilebilir (Coşkun ve Sayılır, 2012: 59-60). Aynı zamanda yolsuzlukla mücadele, uygun yatırım fırsatlarının sağlanması, sürdürülebilir büyümenin teşvik edilmesi ve sermaye piyasalarının geliştirilmesi gibi çeşitli toplumsal faydaları da yer almaktadır.

Hisse senedi sahipleri, işletmelere yapmış oldukları yatırımlarının getirisini ya sermaye kazancı ya da temettü olarak elde edebilirler. Dönem içerisinde başarılı bir performans göstermiş işletmeler elde ettikleri kârları ya kuruluş içinde tutacak ya da hisse sahiplerine temettü olarak dağıtacaktır. Dolayısı ile temettü dağıtımları, kurumsal yönetim uygulamalarına ek olarak, potansiyel yatırımcıların bir işletmeye yatırım yapma kararını etkileyen önemli bir faktör olarak değerlendirilmektedir (Gürbüz ve Ergincan, 2004: 1; Erdaş ve Siomes, 2020: 258).

Aynı zamanda Shleifer ve Vishny (1997), mevcut alıřmalar zerinde kapsamlı bir incelemesine dayanarak, kurumsal ynetimin nihai amacının azınlık hissedarların haklarını korumak olduđunu ifade etmiřtir. Temett demeleri, hkim hissedarlar ve yneticiler gibi iřletme iindekiler ile azınlık konumdaki iřletme dıřındakiler arasındaki mevcut atıřmayı azaltmak ve vekalet atıřmaları sonucunda oluřacak maliyetleri dřrmek iin kullanılabilirlerdir (Jensen, 1986). Dolayısı ile sađlam temeller zerine kurulmuř kurumsal ynetim, taraflar arasındaki ayırımdan kaynaklanan veklet sorunlarını hafifletmek iin gereklidir.

Geliřmekte olan piyasalarda iřletmelerin temett politikası ile kurumsal ynetim arasındaki iliřki, kurumsal finans literatrnde nemli arařtırma konularından biri olarak grlmektedir. Bu alıřmada iřletmelerin kurumsal ynetim uygulamaları ile temett politikaları arasında herhangi bir iliřki olup olmadıđı incelenmektedir. Bu amala kurumsal ynetimin iřletmelerin temett politikaları zerindeki etkisini lmek iin Borsa İstanbul'da faaliyet gsteren 70 iřletmenin 2008 – 2021 dnemleri arasındaki verileri panel veri analiz yntemi ile test edilmiřtir. Bu alıřmayla, kurumsal ynetim ile temett politikaları arasında iliřki olup olmadıđı ampirik kanıtlarla ortaya konularak, iřletme yneticilerine uzun vadeli stratejilerini belirleme ve uygulama konusunda yardımcı olmak, potansiyel yatırımcılara, kurumsal ynetim ile temett getirileri arasındaki iliřkiye gre uygun yatırım kararları almalarında rehberlik etmek ve kurumsal ynetim ile temett politikalarıyla ilgili devam eden literatre nemli bir katkı sunmak amalamaktadır.

alıřmanın birinci giriř blmnn ardından ikinci blmnde konuya iliřkin olarak daha nceki yapılıř alıřmalar yer almaktadır. nc blmde rneklem, model, arařtırmanın hipotezi ve deđiřkenlere ait tanımlayıcı istatistiklerin yer aldıđı metodoloji aıklanmıřtır. Drdnc blmde analiz sonucunda elde edilen ampirik bulgulara, beřinci ve son blmde ise genel bir deđerlendirmenin yer aldıđı sonu kısmı ile alıřma tamamlanmıřtır.

2. Literatr Arařtırması

Kurumsal ynetim ile iřletmelerin temett politikaları arasındaki iliřki, zellikle geliřmekte olan piyasalarda nemli arařtırma konusu olarak dikkat ekmektedir. Son 20 yıl ierisinde, farklı ekonometrik lmler kullanılarak ve bazı kontrol deđiřkenlerinin dhil edilmesi ile eřitli lkeleri kapsayan birok alıřmanın yapıldıđı gzlemlenmektedir. Birok ampirik alıřmada, farklı metodolojiler ve zaman dilimleri kullanılarak analizler gerekleřtirilmiř ve analiz sonularından bazılarında farklı tespitlere rastlanmıřtır.

Yapılan alıřmalardan bazıları řunlardır: Mitton (2004), 19 lkeden 365 iřletmenin yer aldıđı bir rneklem kullanarak kurumsal ynetim ile kr payı dađıtımı arasında pozitif bir iliřki olduđunu tespit etmiřtir. Aynı zamanda bu pozitif iliřkinin gl yatırımcı korunmasına sahip lkelerle sınırlı olduđu sonucuna ulařmıřtır. Adjaud ve Ben-Amar (2010), vekalet teorisini tahminlerine dayanarak Toronto Borsası'nda 2002-2005 yıllarında faaliyet gsteren iřletmelere ait verileri kullanarak gl kurumsal ynetime sahip iřletmelerin yksek temett demeleri ile iliřkili olduđunu tespit etmiřlerdir. Jiraporn vd. (2011) ise Adjaud ve Ben-Amar (2010) ile uyumlu olarak vekalet teorisini temel alan alıřmalarında, 2001-2004 yılları arasında Institutional Shareholder Services (ISS) tarafından raporlanan tm iřletmeleri ieren bir rneklemde gl kurumsal ynetim kalitesine sahip iřletmelerin daha fazla temett deme eđiliminde olduđunu gzlemlenmiřlerdir. Setiawan ve Phua (2013), Endonezya'da faaliyet

gösteren işletmeler üzerinde yapmış oldukları analizde kurumsal yönetimin temettü ödemeleri üzerinde negatif bir etkisi olduğunu gözlemlemişlerdir. Aydın ve Çavdar (2015), 2007-2014 yılları arasında Borsa İstanbul Kurumsal Yönetim Endeksi’nde yer alan 19 işletme üzerinde kurumsal yönetim ile temettü politikası arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. En küçük kareler panel regresyon analiz yönteminin tercih edildiği çalışma sonucunda kurumsal yönetim ile temettü politikaları arasında anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir. Tran (2020), 47 ülkeden 205.316 gözlemden oluşan bir örnekleme yolsuzluk ile temettü ödeme kararları arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında vekalet teorisi çerçevesinde yolsuzluğun özsermaye maliyetlerini artırdığı ve bunun sonucu olarak da yolsuzluğun temettü ödeme oranı ile pozitif ilişki içerisinde olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Shamsabadi vd. (2016), kurumsal yönetimin temettü ödemeleri üzerindeki etkilerini 2001-2013 yılları arasında Avustralya’da faaliyet gösteren işletme verilerini kullanarak inceledikleri çalışmada firma büyüklüğünün temettü dağıtımlarını pozitif, finansal sıkıntı ve küresel finansal krizin negatif etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Cheung vd. (2016), 1991’den 2010’a kadar ABD’de borsaya kote 1.945 işletmeden oluşan panel veri seti ile kurumsal sosyal sorumluluğun işletmelerin temettü politikaları üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Çalışma sonunda kurumsal sosyal sorumluluk ile temettü ödeme eğilimi arasında anlamlı bir ilişki tespit edilmezken yüksek puana sahip işletmelerin yüksek temettü ödeme oranına sahip olduğunu gözlemlemişlerdir. Bnlemlih (2019), 1991-2012 dönemi boyunca 22.839 ABD firma-yılı gözlemden oluşan bir örneklem ile kurumsal sosyal sorumluluk ile işletmelerin temettü ödemeleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışma sonunda yüksek kurumsal sosyal sorumluluğa sahip firmaların diğerlerine kıyasla daha fazla temettü ödediği bulgusuna ulaşmıştır. Erdaş ve Siomes (2020), Borsa İstanbul’da faaliyet gösteren işletmelerin 2002-2014 yılları arasındaki verilerini kullanarak işletmelerin kurumsal yönetim mekanizmaları ile kâr payı dağıtım politikaları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Sistem GMM tahmin yönteminin kullanıldığı çalışmada denetim komitesinin bağımsızlık düzeyinin kâr payı dağıtımını pozitif yönde etkilediği tespit edilirken yönetim kurulu büyüklüğünün ise kâr payı dağıtımları ile aralarında doğrusal olmayan anlamlı bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Nyugen vd. (2021), 2008-2018 yılları arasında Vietnam Borsası’nda faaliyet gösteren işletmelere ait 2.937 gözlem değeri ile kurumsal yönetimin işletmelerin temettü politikaları üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. En küçük kareler regresyon yönteminin tercih edildiği çalışmada kurumsal yönetim ile temettü politikası arasında diğer çalışmaların aksine negatif bir ilişki tespit etmişlerdir. Yani zayıf kurumsal yönetime sahip işletmelerin diğerlerine kıyasla daha fazla temettü ödediği sonucuna ulaşmışlardır.

Saeed ve Zamir (2021), Hindistan, Çin, Endonezya, Pakistan, Malezya, Kore, Türkiye ve Rusya’da 2010-2018 yılları arasında borsada işlem gören firmaların kurumsal sosyal sorumluluk açıklamaları ile temettü ödemeleri arasında Bnlemlih’in (2019) aksine negatif bir ilişki olduğunu ve sonuçların ülkelerin medeni hukuk veya örfi hukuk gibi yasal köken farklılıklarından etkilenmediğini tespit etmişlerdir. Krieger vd. (2021), COVID-19 salgını sırasında ABD’de halka açık 1400 işletmenin temettü dağıtımlarını inceledikleri çalışmada COVID-19 döneminde işletmelerin temettü dağıtımlarını azaltma eğiliminde olduğunu tespit etmişlerdir. Yılmaz vd. (2022), 2014-2020 yılları arasında Borsa İstanbul 100 Endeksi’ndeki 79 finansal olmayan işletme verilerini kullanarak kurumsal yönetim ve sahiplik yapısının temettü politikası ve sürdürülebilirlik performansı üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Panel logit, probit ve tobit regresyon modellerinin kullanıldığı çalışmada kurumsal sürdürülebilirlik ile kâr

payı dađıtımları arasındaki iliřkide kurumsal yönetim ve aile sahipliđinin anlamlı pozitif bir düzenleyici etkiye neden olduđunu tespit etmişlerdir. Ali vd. (2022), COVID-19 pandemisi sırasında iřletmelerin kurumsal yönetim politikalarını inceledikleri çalıřmada Krieger vd. (2021) ile uyumlu olarak pandemi döneminde diđer yıllara kıyasla temettü ödemelerinin azaldığını tespit etmişlerdir. Erdoğan vd. (2023), 21 Avrupa ülkesinde faaliyet gösteren 1.094 iřletmenin 2002-2019 yılları arasındaki verilerini kullanarak iřletmelerin çevresel, sosyal ve kurumsal yönetim (ESG) performansı ile temettü ödemeleri arasındaki iliřkiyi incelemişlerdir. En küçük kareler tahmin yönteminin kullanıldıđı çalıřmada iřletmelerin ESG performansı ile temettü ödemeleri arasında pozitif bir iliřki gözlemlenmiştir.

3. Metodoloji

3.1. Örneklem

Çalıřmanın örneklemini Borsa İstanbul'da faaliyet gösteren ve Refinitiv Eikon veri tabanında kurumsal yönetim skoruna ulařılabilen halka açık iřletmeler oluřturmaktadır. Gayrimenkul yatırım ortaklıkları, bankalar, sigorta řirketleri ve holdingler gibi finansal iřletmeler farklı düzenleme ve uygulamalara bađlı olmalarından dolayı çalıřmaya dahil edilmemiřtir. Sonuç olarak 2008-2021 dönemleri arasında kurumsal yönetim derecelendirme notuna ulařılabilen 70 iřletmeye ait 344 gözlem deđeri elde edilmiştir. Çalıřmada kullanılan finansal tablo verileri, Kamuyu Aydınlatma Platformu (KAP) ve Refinitiv Eikon veri tabanı kullanılarak elde edilmiştir. İlgili veri setindeki deđişkenlere ait uç deđerlerin bulgular üzerindeki etkisini azaltmak için önce her bir deđişken büyükten küçüđe dođru sıralanmıştır, daha sonra her deđişkenin %5 ile %95 aralıđının dıřında kalan gözlem deđerleri, alt sıradaki deđerler %5 ile ve üst sıradaki deđerler ise %95 ile eşitlenerek uç deđerler giderilmiştir (winsorization).

3.2. Arařtırma Modeli ve Deđişkenler

Kurumsal yönetim düzeyinin iřletmelerin temettü dađıtım politikaları üzerindeki etkilerini inceleyebilmek amacıyla ařađıdaki arařtırma modeli geliřtirilmiştir;

$$TEMETTU = \alpha + \beta_1 KUR_YON + \beta_2 KONTROL + \beta_3 COVID + \mu \quad (1)$$

Modeldeki *TEMETTU* deđişkeni önceki çalıřmalar (Jiraporn vd.; 2011; Hasan vd., 2022; Erdoğan vd., 2023) takip edilerek firmaların kâr dađıtım kararlarını ölçebilmek amacıyla kullanılan firmanın nakit temettü dađıtım oranı bađımlı deđişkenini ifade etmektedir. *KUR_YON*, kurumsal yönetim derecelendirme puanı deđişkenidir ve Refinitiv veri tabanı içerisinde yer alan üç temel alt kategori (yönetim skoru, hissedar skoru ve kurumsal sosyal sorumluluk skoru) ile ölçülmektedir. Yönetim kategori puanı, bir iřletmenin kurumsal yönetim ilkelerini takip etme etkinliđini deđerlendirmektedir. Hissedar kategori puanı, iřletmenin hissedarlarına eşit muamele ve devralma önleyici araçların kullanımı konusundaki etkinliđini ölçmek için kullanılmaktadır. Kurumsal sosyal sorumluluk (KSS) strateji puanı ise iřletmenin ekonomik, sosyal ve çevresel boyutları günlük karar alma süreçlerine entegre etme durumunu ölçmektedir. *KONTROL*, önceki çalıřmalarda (Mitton, 2004; Aydın ve Cavdar, 2015; Tran, 2020) temettü dađıtım kararları üzerindeki etkileri kanıtlanmış olan firma düzeyindeki deđişkenler setini tanımlamaktadır. Bu deđişkenler analiz modeline dâhil edilerek kurumsal

yönetim dışındaki firma düzeyindeki diğer özellikler kontrol edilebilecektir. Modelde dikkate alınan kontrol değişkenleri şunlardır; büyüklük, varlık büyüme oranı, kaldıraç, varlık yapısı ve kârlılık. Ayrıca COVID-19 pandemisinin firma dinamikleri üzerinde meydana getirdiği etkileri modele dâhil edebilmek amacıyla COVID değişkeni de modele eklenmiştir. Değişkenlere ilişkin ayrıntılı açıklamalar Tablo 1’de yer almaktadır.

Tablo 1. Değişkenlerin Tanımları ve Açıklamaları

Değişkenler	Değişkenlerin Açıklamaları
TEMETTU	Nakit temettü oranı. Dağıtılan Temettü Tutarı / Toplam Varlıklar
KUR_YON	Kurumsal Yönetim Derecelendirme Notu = $YONETIM * (0.67) + PAYDASLAR * (0.20) + KSS * (0.13)$
YONETIM	Refinitiv veri tabanı içerisindeki yönetim kurulu skoru
PAYDASLAR	Refinitiv veri tabanı içerisindeki hissedar skoru
KSS	Refinitiv veri tabanı içerisindeki kurumsal sosyal sorumluluk strateji skoru
BUYUKLUK	Firma büyüklüğü. Toplam varlıkların doğal logaritması
VARLIK_BUY	Büyüme oranı. Toplam Varlıklardaki Büyüme/Bir Önceki Dönemin Toplam Varlıkları
KALDIRAC	Firma kaldıraç. Toplam Borçlar / Toplam Varlıklar
VAR_YAP	Maddi duran varlık oranı. Net Maddi Duran Varlıklar / Toplam Varlıklar
KARLILIK	Özsermaye kârlılığı. Net Kâr / Toplam Özkaynaklar
COVID	COVID-19 Pandemisi kukla değişkeni; 2020 yılı için 1, diğer yıllar için ise 0

3.3. Araştırma Hipotezi

Jensen’in (1986) Serbest Nakit Akışı teorisine göre, düşük düzeyde kurumsal yönetime sahip şirketlerin yöneticileri, kişisel itibarlarını artırebilecekleri ancak hissedarlarına yeterli getiri sağlamayan projelere yatırım yapma ihtimaline daha fazla yönelebilecekleri için bu şirketlerde nakit tutma olasılığı daha yüksektir. Tersine, güçlü bir kurumsal yönetim düzeyine sahip firmalarda, yöneticilerin serbest nakit akışlarını kötüye kullanma olasılığı daha düşüktür ve bu nedenle hissedarlara nakit ödeme yapmanın çekiciliği daha yüksektir (Jiraporn vd. 2021). Renneboog ve Szilagyi (2006) çalışmalarında, güçlü hissedarlara sahip firmaların daha yüksek temettü ödemeleri yapmaya zorlandığını bulmuşlardır. Michaely ve Roberts (2006) ise çalışmalarında, güçlü kurumsal yönetimin daha yüksek ve tutarlı temettü ödemelerini teşvik ettiğini gözlemlemişlerdir. Bu argümanlar doğrultusunda güçlü yönetime sahip firmaların daha büyük temettü ödemesi gerçekleştirdiği yönündeki hipotez aşağıda verilmiştir.

H₁: İşletmelerin kurumsal yönetim derecelendirme notunun artması temettü ödemelerini pozitif yönde etkilemektedir.

3.4. Tanımlayıcı İstatistikler

Tablo 2, modelde yer alan değişkenler için sırayla gözlem sayısı, ortalama, standart sapma, medyan, en küçük ve en büyük değer gibi tanımlayıcı istatistikleri göstermektedir. Örnekleme yer alan işletmelerin temettü dağıtım oranları ortalama olarak %2.30’dur. İşletmelerin kurumsal yönetim derecelendirme notunu temsil eden KUR_YON değişkeni ise 51.56 ortalama değerine sahiptir. Kurumsal yönetim değişkeninin alt bileşeni olarak değerlendirilen yönetim kurulu skoru 53.01, paydaşlar skoru 52.29 ve kurumsal sosyal sorumluluk strateji skoru ise ortalama olarak 42.96 değerine sahiptir. Bir yıllık büyüme oranı ortalama %30 iken ilgili örnekleme net maddi duran varlıkların oranı %30.81 değerindedir.

Kaldıraç deęerinin ise %60.86 deęerine sahip olması řletmelerin faaliyetlerini dıř kaynak aęırlıklı devam ettirdiđine iřaret etmektedir.

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

Deęiřkenler	Gözlem Sayısı	Ortalama	St. Sapma	Medyan	Minimum	Maksimum
TEMETTU	344	0.023	0.026	0.014	0.000	0.089
KUR_YON	344	51.56	22.42	53.80	1.815	91.12
YONETIM	344	53.01	28.83	56.74	0.793	99.53
PAYDAřLAR	344	52.29	29.08	53.24	0.463	99.53
KSS	344	42.96	30.33	41.07	0.000	98.38
BUYUKLUK	344	23.04	1.004	23.11	21.16	24.74
VARLIK_BUY	344	0.300	0.245	0.242	0.000	0.928
KALDIRAC	344	0.608	0.177	0.644	0.210	0.885
VAR_YAP	344	0.308	0.171	0.286	0.061	0.669
KARLILIK	344	0.198	0.150	0.177	-0.077	0.536

Tablo 3, analizlerde dikkate alınan deęiřkenlerin korelasyon katsayılarını raporlamaktadır. Tablodan da görüleceđi üzere bağımsız ve kontrol deęiřkenleri arasında yüksek bir korelasyon deęerine sahip olunmadıđı görülmektedir. Bu durum analiz sonucunda çoklu baęlantı problemi ile karřılařılmayacađı ve tüm deęiřkenlerin tek bir model içerisinde kullanılmasının herhangi bir probleme neden olmayacađını göstermektedir. Aynı zamanda řletmelerin temettü ödeme oranı ile kurumsal yönetim, büyüklük ve karlılık deęiřkenleri arasında pozitif, varlıklardaki büyüme oranı, kaldıraç, varlık yapısı ve COVID deęiřkenleri arasında ise negatif bir iliřki olduđu korelasyon matrisinden görülmektedir.

Tablo 3. Korelasyon Matrisi

Deęiřkenler	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
TEMETTU (1)	1.0000							
KUR_YON (2)	0.1219	1.0000						
BUYUKLUK (3)	0.0033	0.2575	1.0000					
VAR_BUY (4)	-0.1949	0.0418	0.0382	1.0000				
KALDIRAC (5)	-0.0983	0.1303	0.0572	0.0232	1.0000			
VAR_YAP (6)	-0.0330	-0.0087	0.1413	0.1080	0.0512	1.0000		
KARLILIK (7)	0.2751	-0.0473	-0.2240	0.1519	0.0549	-0.1445	1.0000	
COVID (8)	-0.2178	0.0406	-0.0410	-0.0626	0.0468	-0.0541	-0.0517	1.0000

Panel veri analizlerindeki önemli hususlardan birisi deęiřkenlerin durađanlıđıdır. Panel veri analizinin uygulanabilmesi için deęiřkenlerin durađan olması gerekmektedir. Bu amaçla verinin durađanlıđını test etmek için birim kök testleri uygulanmaktadır. Bu çalışmada deęiřkenlerin durađanlıđını test etmek için Fisher tipi testlerden Philips – Perron testi uygulanmış ve deęiřkenlerin tamamının durađan olduđu anlařılmıştır. İlgili test sonuçları Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4. Birim Kök Test Sonuçları

Phillips - Perron Testi	Birim Kök Testi	
	X ²	P > Z
TEMETTU	118.40	0.008
KUR_YON	304.08	0.000
YONETIM	331.08	0.000
PAYDAŞLAR	333.54	0.000
KSS	279.90	0.000
BUYUKLUK	108.63	0.036
VARLIK_BÜY	336.47	0.000
KALDIRAC	191.37	0.000
VAR_YAP	204.79	0.000
KARLILIK	269.79	0.000
COVID	180.94	0.000

4. Ampirik Sonuçlar

Kurumsal yönetimin işletmelerin temettü dağıtım politikası üzerindeki etkisini inceleyebilmek için hangi tahmin yönteminin daha uygun olduğunun belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla F testi, Breusch - Pagan testi ve Hausman testi yapılmıştır. F testinin sabit etkiler, Breusch - Pagan testinin tesadüfi etkiler sonucunu vermesi ile Hausman testi uygulanmıştır. Hausman testi sonucunda elde edilen p-değeri %10’dan büyük olduğu için sıfır hipotezi reddedilememiştir. Bu sonuç veri setine en uygun tahmin yönteminin tesadüfi etkiler yöntemi olduğunu göstermektedir. Tablo 5’te ilgili testlerin istatistik değerleri, P değerleri ve değerlendirme sonucunda alınan kararlar gösterilmiştir.

Tablo 5. Model Belirleme Test Sonuçları

Test Adı	F testi	Ki-kare testi	P-değeri	Karar
F (Chow) Testi	4.27***	-	0.000	Sabit etkiler
Breusch-Pagan LM Testi	-	233.8***	0.000	Tesadüfi etkiler
Hausman Testi	-	5.02	0.657	Tesadüfi etkiler

Not: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tesadüfi etkiler panel veri analiz sonuçlarının yansız ve doğru olup olmadığını anlamak için varsayım testleri uygulanmıştır. Varsayımsal problemler olarak ifade edilen değişen varyans, otokorelasyon ve yatay-kesitsel bağımlılık sırasıyla Levene, Brown ve Forsythe değişen varyans, Durbin-Watson ve LBI otokorelasyon ve Pesaran yatay-kesitsel bağımlılık testleri ile ölçülmüştür. İlgili testlerin test istatistik değerleri ve değerlendirme sonucunda alınan kararlar Tablo 6’de sunulmuştur.

Tablo 6. Varsayımlardan Sapmalar Test Sonuçları

Testler	Test İstatistikleri	Karar
Değişen Varyans (Levene, Brown ve Forsythe)	W0 = 5.134 df(69, 274) Pr > F = 0.000	Değişen varyans var
	W50 = 3.575 df(69, 274) Pr > F = 0.000	
	W10 = 5.079 df(69, 274) Pr > F = 0.00	
Oto Korelasyon	Bhargava vd.. Durbin-Watson = 1.415392 Baltagi-Wu. LBI = 1.6900927	Otokorelasyon var
Yatay Kesitsel Bağımlılık	CD* = 3.03 (P: 0.002)	Yatay kesitsel bağımlılık var

Tablo 6'nın ilk satırında Levene, Brown ve Forsythe test sonuçları verilmiştir. Buna göre Levene, Brown ve Forsythe test istatistikleri (W0, W50, W10) (69,274) serbestlik dereceli Snedecor F tablosu ile karşılaştırıldığında birimler arasında deęişen varyansın olduęu anlaşılmıştır (Tatoęlu, 2021: 266-267). İkinci satır ise model içerisinde oto korelasyonu test etmek amacıyla Bahargava ve dięerlerinin Durbin-Watson ve Balgati-Wu'nun LBI test sonuçları verilmiştir. Tablo içerisinde yer alan her iki test deęerinin kritik deęer 2'den düşük olması nedeniyle model içerisinde otokorelasyon problemi olduęu anlaşılmaktadır (Tatoęlu, 2021: 268). Tablo 6'nın son satırında model içerisindeki yatay kesitsel baęımlılıęı test etmek amacıyla yapılan Pesaran test sonuçlarını sunulmuştur. İlgili test sonucunda model içerisinde yatay kesitsel baęımlılık problemi ile karşılaşılmıştır.

Tablo 6'da verilen test sonuçlarından anlaşılacağı üzere model içerisinde deęişen varyans, otokorelasyon ve yatay kesitsel baęımlılık problemleri ile karşılaşılmıştır. Bu problemleri ortadan kaldırmak için yatay kesit boyutu (N), zaman boyutundan (T) büyük olduęu durumlarda uygun test yöntemi olan Driscoll-Kraay dirençli standart hatalar tahmincisi ile analiz gerçekleştirilmiştir (Tatoęlu, 2021: 364). Kurumsal yönetimin işletmelerin temettü dağıtım politikası üzerindeki etkisini inceleyebilmek amacıyla geliştirilen modelin, varsayımsal problemler sonucunda tercih edilen Driscoll-Kraay dirençli standart hatalar yöntemi ile yapılmış analiz sonuçları Tablo 7'de yer almaktadır.

Tablo 7. Kurumsal Yönetim ve Temettü Dağıtım Politikası Analiz Sonuçları

Deęişkenler	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
KUR_YON	0.0002*** (3.33)				
YONETIM		0.0001** (2.77)			0.0001** (2.62)
PAYDAŞLAR			0.0000 (0.83)		0.0000 (0.53)
KSS				0.0000 (1.30)	0.0000 (0.85)
BUYUKLUK	0.0002 (0.30)	0.0003 (0.65)	0.0013* (1.94)	0.0010* (2.10)	0.0001 (0.27)
VARLIK_BUY	-0.0180*** (-5.12)	-0.0180*** (-5.15)	-0.0174*** (-5.11)	-0.0176*** (-5.23)	-0.0180*** (-5.17)
KALDIRAC	-0.0396** (-3.00)	-0.0386** (-2.96)	-0.0392*** (-3.06)	-0.0406** (-2.97)	-0.0400*** (-3.04)
VAR_YAP	-0.0097 (-1.16)	-0.0100 (-1.21)	-0.0097 (-1.20)	-0.0100 (-1.20)	-0.0099 (-1.17)
KARLILIK	0.0370** (2.74)	0.0375** (2.78)	0.0377** (2.89)	0.0373** (2.75)	0.0368** (2.71)
COVID	-0.0132*** (-14.15)	-0.0130*** (-13.02)	-0.0128*** (-13.03)	-0.0131*** (-13.68)	-0.0132*** (-13.42)
SABİT	0.0361** (2.90)	0.0328** (2.52)	0.0160 (1.55)	0.0223** (2.37)	0.0372*** (3.30)
Wald chi2	355.87***	423.32***	469.99***	273.66***	3810.56***
Gözlem Sayısı	344	344	344	344	344
Firma Sayısı	70	70	70	70	70

Not: Parantez içerisindekiler t-istatistik deęerleridir. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 7’de yer alan tüm modellerin Wald değerleri istatistiksel açıdan yüzde bir seviyesinde anlamlıdır. Bu durum, tüm modellerin işletmelerin temettü politikası üzerinde anlamlı bir tahmin gücü olduğunu ifade etmektedir. 1. Model kurumsal yönetimin işletmelerin temettü politikası üzerindeki etkisini test ederken (2) ile (5) arasındaki modellerde kurumsal yönetimin alt bileşenleri olarak değerlendirilen yönetim kurulu, paydaş ve kurumsal sosyal sorumluluk skorlarının işletmelerin temettü politikaları üzerindeki etkileri incelenmektedir. (6) numaralı modelde ise kurumsal yönetimin alt unsurlarını tek model içerisine alarak bağımlı değişken üzerindeki etkileri test edilmiştir.

Kurumsal yönetim kalitesi olarak kullanılan KUR_YON değişkeninin katsayısının işletmelerin temettü politikası üzerinde istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Bu bulgu önceki çalışmalar (Mitton, 2004; Adjaoud ve Ben-Amar, 2010; Jiraporn vd., 2011; Erdoğan vd., 2023) ile tutarlıdır ve “*işletmelerin kurumsal yönetim derecelendirme notunun artması temettü ödemelerini pozitif yönde etkilemektedir*” H₁ hipotezini destekler niteliktedir.

Çalışmada kurumsal yönetime ek olarak kurumsal yönetimin alt unsurlarının işletmelerin temettü ödemeleri üzerindeki etkisini incelemek için yürütülen analizlerde sadece yönetim skorunun katsayısının işletmelerin temettü politikası üzerinde istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bir etkisinin olduğu gözlemlenmiştir. Buna göre yönetim kurulu skoru yüksek olan işletmelerin diğerlerine kıyasla daha fazla temettü dağıtımını gerçekleştirdiği anlaşılmaktadır.

Tablo 7’de yer alan tüm modellerde kârlılık değişkeninin katsayısı diğer çalışmalarla (Mitton, 2004; Li ve Zhao, 2008; Jiang vd., 2017; Yılmaz vd., 2022; Khan, 2022; Erdoğan vd., 2023) uyumlu olarak pozitif ve istatistiksel açıdan anlamlıdır. Buna göre kârlı işletmelerin diğerlerine kıyasla daha fazla temettü dağıtımını gerçekleştirdiği sonucuna varılmaktadır. Aynı zamanda (3) ve (4). modellerde büyüklük değişkeninin katsayısının diğer çalışmalarla (Mitton, 2004; Li ve Zhao, 2008; Adjaoud ve Ben -Amar, 2010; Jiraporn vd., 2011; Aydın ve Çavdar, 2015; Jiang vd., 2017; Khan, 2022; Yılmaz vd., 2022; Hasan vd., 2022) uyumlu olarak istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Bu durum büyük işletmelerin daha fazla temettü ödemesi gerçekleştirdiğini ifade etmektedir.

Varlıklardaki büyüme değişkeninin katsayısı tüm modellerde istatistiksel açıdan anlamlı ve negatiftir. Bu bulgu Mitton (2004) ve Li ve Zhao’nun (2008) çalışmaları ile tutarlı bir şekilde yüksek büyümeye sahip firmaların yatırım için daha fazla nakit tuttuğunu göstermektedir. Kaldıraç değişkeninin katsayısı (1) ile (5) arasındaki tüm modellerde istatistiksel açıdan anlamlı ve negatiftir. Bu bulgu önceki çalışmalarla (Jiraporn vd., 2011; Vo ve Nyugen, 2014; Jiang vd., 2017; Hasan vd., 2022; Khan, 2022) tutarlı olarak yüksek borçluluk seviyesine sahip işletmelerin diğerlerine kıyasla daha düşük temettü ödemesi gerçekleştirdiği anlamına gelmektedir. Borç alan bir işletme sabit finansal giderleri, faizleri ve anapara geri ödemeleri nedeniyle nakit akışlarını sürdürmek için daha düşük temettü dağıtım eğiliminde olacaktır (Vo ve Nyugen, 2014).

Modele kontrol değişkeni olarak eklenen COVID değişkeninin istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif bir katsayı değerine sahip olması işletmelerin COVID döneminde temettü dağıtımlarını azaltma eğiliminde olduğunu göstermektedir. Bu bulgu önceki çalışmalar (Krieger vd.,2021; Ali vd.,2022; Hasan vd., 2022) ile tutarlıdır. COVID-19 gibi kriz dönemlerinde temettülerin azaltılması işletmelere ek nakit ve esneklik sağlayarak belirsizliğe yanıt vermede faydalı olabilir (Krieger vd., 2021). Dolayısı ile işletmeler COVID-19 döneminde temettü

dağıtımlarını azaltarak ek nakit bulundurma davranışında bulunmuşlardır. Maddi duran varlık oranını ifade eden varlık yapısı (VAR_YAP) deęişkeninin ise işletmelerin temettü politikaları üzerinde istatistiksel açıdan herhangi bir anlamlı etkisine rastlanmamıştır.

5. Sonuç

Yöneticilerin elinde bulunan fırsatlar, yönetimin gücünü kötüye kullanma olasılığını azaltmak için bir kontrol ve denge sürecine ihtiyaç duyulmasına neden olur (Yanti ve Dwiandra, 2019). Bu sorunun üstesinden gelmek için uygulanabilecek en iyi mekanizma kurumsal yönetim uygulamalarıdır. İşletme içerisinde sağlam bir şekilde tasarlanmış kurumsal yönetim, işletme sahipleri olarak hissedarların ve dış paydaşların çıkarlarına karşı bir koruma görevi sağlamaktadır. İyi bir kurumsal yönetim sistemi, işletme yönetimini adil ve şeffaf bir şekilde şirketin çıkarlarını ve paydaşların haklarını korumak için teşvik edecektir.

Bu çalışma kapsamında 2008-2021 dönemi için Borsa İstanbul'da faaliyet gösteren işletmelerin kurumsal yönetim politikaları ile temettü dağıtımları arasındaki ilişkinin ekonometrik bir model ile incelenmesi amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda işletmelerin kurumsal yönetim derecelendirme notu ile temettü dağıtımları arasındaki ilişkiyi ifade eden bir hipotez oluşturulmuştur. Hipotezin desteklenip desteklenmediğini belirlemek için model belirleme ve varsayımlardan sapma testleri sonucunda Driscoll-Kraay dirençli standart hatalar tahmincisi kullanılmıştır.

Elde edilen ampirik bulgulara göre, önceki çalışmalarla (Mitton, 2004; Adjaoud ve Ben-Amar, 2010; Jiraporn vd., 2011; Erdoğan vd., 2023) uyumlu olarak kurumsal yönetim derecelendirme notunun işletmelerin temettü politikaları üzerinde istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Buna göre daha iyi yönetim kalitesine sahip işletmelerin daha güçlü bir temettü ödeme eğiliminde olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca elde edilen bu bulgu, daha güçlü yönetilen işletmelerdeki hissedarların, yöneticileri daha fazla nakit dağıtmaya zorlayabildiği ve böylece fırsatçı davranışları azaltabildiği görüşünü desteklemektedir (Jiraporn vd., 2011).

Elde edilen diğer bulgulara göre ise firma büyüklüğü ve kârlılık gibi faktörlerin temettü ödemeleri üzerinde pozitif bir etkisi olduğu görülmüştür. Ancak pandemi gibi olağandışı durumlarda işletmelerin nakit rezervlerini koruma eğiliminde olmaları nedeniyle temettü dağıtım kararları üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğu bulgularına ulaşılmıştır.

Bu araştırma, kurumsal yönetim ile temettü politikası arasındaki potansiyel ilişkiyi ampirik kanıtlarla aydınlatarak farklı paydaşlara önemli katkılarda bulunmayı amaçlamaktadır. Özellikle potansiyel yatırımcılar için, kurumsal yönetim ile temettü getirileri arasındaki bu ilişki, daha bilinçli yatırım kararları almalarına yardımcı olabilir. Güçlü bir kurumsal yönetim çerçevesi, şirketlerin şeffaflık, hesap verebilirlik ve paydaşların haklarını koruma konularında taahhütte bulunmalarını sağlar. Bu, yatırımcıların işletmenin yönetimine güven duymalarını teşvik eder ve ampirik verilere dayalı olarak istikrarlı bir getiri sinyali göndererek işletmeye daha fazla yatırımcı çekme potansiyeli taşır. Şeffaf uygulamalar, finansal raporların güvenilirliğini artırır, böylece yatırımcıların güvenini kazanır ve bilinçli yatırım kararlarına olanak tanır. Aynı şekilde, güçlü hesap verebilirlik mekanizmaları, yatırımcıların kötü yönetim veya hileli faaliyetlere karşı haklarını koruma yeteneğini artırır ve ampirik bulgulara dayalı olarak yüksek kurumsal yönetime sahip şirketlere yatırım yaparak daha yüksek getiri elde etme

şansı sunar. Etkin kurumsal yönetim mekanizmaları, yönetimin hesap verebilirliğini ve performansını artırmanın yanı sıra, yöneticilerin kararlarını uzun vadeli hissedar çıkarlarıyla uyumlu hale getirerek işletme içinde mali disiplini de korur. Kurumsal ilkelerle uyumlu bir şirket, finansal bilgileri daha şeffaf, doğru ve güvenilir bir şekilde sunmalı ve kullanıcılarına iletmelidir. Bu, düzenleyicilerin yatırımcı haklarını korumak için uygun standartları getirerek hem yasal hem de etik sorumluluklarını yerine getirmelerine olanak tanır. Aynı şekilde, uygun bir kurumsal yönetim çerçevesi, piyasa verimliliğini, yatırımcı güvenini ve genel ekonomik istikrarı teşvik eder. Sonuç olarak, kurumsal yönetim ile temettü politikası arasındaki bu etkileşim, güvenli yatırım arayan yatırımcılar, etkili karar alım süreçleri için çalışan yöneticiler ve sağlıklı piyasa koşullarını teşvik etmeyi amaçlayan düzenleyiciler için kapsamlı etkilere sahiptir.

Sonuçlar, bir işletmenin kurumsal yönetim kalitesinin, temettü politikası gibi kurumsal kararlar üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu göstermesi açısından önemlidir. Kurumsal yönetim ile ilgili politikalar, işletmelerin eşitlik, şeffaflık, sorumluluk ve hesap verilebilirlik ilkelerine uyumlu bir yönetim anlayışı benimsemelerini ve hissedarlarla ilgili düzenlemelere bağlı kalmalarına yardımcı olabilir. Son olarak, gelecekteki çalışmalarda, sektörel bazdaki etkileri derinlemesine inceleyebilmek amacıyla sektörlere göre analizler yürütülebilir. Ayrıca sahiplik yapısındaki farklılıkların kurumsal yönetimin temettü kararları üzerindeki etkisini nasıl değiştirdiği de incelenebilir.

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 eder.

Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Adjaoud, F. and Ben-Amar, W. (2010). Corporate governance and dividend policy: Shareholders' protection or expropriation? *Journal of Business Finance & Accounting*, 37(5-6), 648-667. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2010.02192.x>
- Ali, N., Rehman, M.Z., Ashraf, B.N. and Shear, F. (2022). Corporate dividend policies during the COVID-19 pandemic. *Economies*, 10(11), 263. <https://doi.org/10.3390/economies10110263>
- Aydin, A.D. and Çavdar, Ş.Ç. (2015). Corporate governance and dividend policy: An empirical analysis from Borsa Istanbul Corporate Governance Index (XKURY). *Accounting and Finance Research*, 4(3), 66-76. <https://doi.org/10.5430/afr.v4n3P66>
- Benlemlih, M. (2019). Corporate social responsibility and dividend policy. *Research in International Business and Finance*, 47, 114-138. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2018.07.005>
- Cheung, A., Hu, M. and Schwiebert, J. (2016). Corporate social responsibility and dividend policy. *Accounting and Finance*, 58(3), 787-816. <https://doi.org/10.1111/acfi.12238>
- Coşkun, M. and Sayılır, Ö. (2012). Relationship between corporate governance and financial performance of Turkish companies. *International Journal of Business and Social Science*, 3(14), 59-64. Retrieved from <https://www.ijbssnet.com/>
- DeFond, M.L. and Francis, J.R. (2005). Audit research after Sarbanes-Oxley. *A Journal of Practice and Theory*, 24(1), 5-30. <https://doi.org/10.2308/aud.2005.24.s-1.5>
- Erdaş, M.L. ve Siomes, E.B. (2020). Kurumsal yönetim çerçevesinde denetim mekanizmaları ve kar payı dağıtım politikası ilişkisi: Türkiye örneği. *Journal of Economy Culture and Society*, 62, 255-284. <https://doi.org/10.26650/JECS2019-0120>
- Erdoğan, S.B., Danişman, G.Ö. and Demir, E. (2023). ESG performance and dividend payout: A channel analysis. *Finance Research Letters*, 55(A), 103827. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.103827>
- Gürbüz, A. ve Erginçan, O.Y. (2004). *Kurumsal yönetim: Türkiye'deki durumu ve geliştirilmesine yönelik öneriler*. İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Hasan, F., Shafique, S., Das, B.C. and Shome, R. (2022). R&D intensity and firms dividend policy: Evidence from BRICS countries. *Journal of Applied Accounting Research*, 23(4), 846-862. <https://doi.org/10.1108/JAAR-02-2022-0027>
- Jensen, M.C. (1986). Agency cost of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review*, 76(2), 323-329. doi:10.2139/ssrn.99580
- Jiang, F., Ma, Y. and Shi, B. (2017). Stock liquidity and dividend payouts. *Journal of Corporate Finance*, 42, 295-314. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2016.12.005>
- Jiraporn, P., Kim, J.C. and Kim, Y.S. (2011). Dividend payouts and corporate governance quality: An empirical investigation. *The Financial Review*, 46(2), 251-279. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.2011.00299.x>
- Khan, A. (2022). Ownership structure, board characteristics and dividend policy: Evidence from Turkey. *Corporate Governance*, 22(2), 340-363. <https://doi.org/10.1108/CG-04-2021-0129>
- Krieger, K., Mauck, N. and Pruitt, S.W. (2021). The impact of the COVID-19 pandemic on dividends. *Finance Research Letters*, 42, 101910. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101910>
- Li, K. and Zhao, X. (2008). Asymmetric information and dividend policy. *Financial Management*, 37(4), 673-694. <https://doi.org/10.1111/j.1755-053X.2008.00030.x>
- Michaely, R. and Roberts M. (2006). *Dividend smoothing, agency costs, and information asymmetry: Lessons from the dividend policies of private firms* (Duke's Fuqua School of Business Working Paper No. 2006). Retrieved from https://faculty.fuqua.duke.edu/corpfinance/papers/Roberts_PrivatePayout-2006%20Aug%2031.pdf
- Mitton, T. (2004). Corporate governance and dividend policy in emerging markets. *Emerging Markets Review*, 5(4), 409-426. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2004.05.003>

- Nyugen, H.V., Dang, H.N. and Dau, H.H. (2021). Influence of corporate governance on dividend policy in Vietnam. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8(2), 893-902. doi:10.13106/jafeb.2021.vol8.no2.0893
- Pamukçu, F. (2011). Finansal raporlama ile kamuyu aydınlatma ve şeffaflıkta kurumsal yönetimin önemi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 50, 133-148. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/mufad/>
- Renneboog, L. and Szilagyi P. (2006). *How relevant is dividend policy under low shareholder protection?* (ECGI Working Paper No. 128). Retrieved from https://www.zbw.eu/econis-archiv/bitstream/11159/578218/1/EBP071507078_0.pdf
- Saeed, A. and Zamir, F. (2021). How does CSR disclosure affect dividend payments in emerging markets? *Emerging Markets Review*, 46, 100747. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2020.100747>
- Setiawan, D. and Phua, L.K. (2013). Corporate governance and dividend policy in Indonesia. *Business Strategy Series*, 14(5-6), 135-143. <https://doi.org/10.1108/BSS-01-2013-0003>
- Shamsabadi, H.A., Min, B.S. and Chung, R. (2016). Corporate governance and dividend strategy: Lessons from Australia. *International Journal of Managerial Finance*, 12(5), 583-610. <https://doi.org/10.1108/IJMF-08-2015-0156>
- Shleifer, A. and Vishny, R.W. (1997). A survey of corporate governance. *The Journal of Finance*, 52(2), 737-783. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb04820.x>
- Sürmen, Y. and Abdioğlu, H. (2020). Kurumsal yönetim anlayışı kapsamında Türkiye denetim standartlarının incelenmesi. *Muhasebe ve Finans Tarihi Araştırmaları Dergisi*, 18, 34-68. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/muftad/>
- Tatoğlu, F.Y. (2021). *Panel veri ekonometrisi: Stata uygulamalı*. İstanbul: Beta Basım Yayım Dağıtım A.Ş.
- Tran, Q.T. (2020). Corruption, agency costs and dividend policy: International evidence. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 76, 325-334. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2019.09.010>
- Turan, Ü. and Bayyurt, N. (2013). Kurumsal yönetim, mülkiyet yapısı ve performans. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 50(585), 27-40. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/fpeyd/>
- Vo, D.H. and Nyugen, V.T.-Y. (2014). Managerial ownership, leverage and dividend policies: Empirical evidence from Vietnam’s listed firms. *International Journal of Economics and Finance*, 6(5), 274-284. doi: 10.5539/ijef.v6n5p274
- Yanti, N.W. and Dwiandra, A.N. (2019). The Effect of profitability in income smoothing practice with good corporate governance and dividend of payout ratio as a moderation variable. *International Research Journal of Management, IT & Social Sciences*, 6(2), 12-21. <https://doi.org/10.21744/irjmis.v6n2.601>
- Yilmaz, M.K., Aksoy, M. and Khan, A. (2022). Moderating role of corporate governance and ownership structure on the relationship of corporate sustainability performance and dividend policy. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 1-30. <https://doi.org/10.1080/20430795.2022.2100311>

CORPORATE GOVERNANCE AND DIVIDEND PAYOUT POLICY: EVIDENCE FROM BORSA ISTANBUL

EXTENDED SUMMARY

The Purpose of the Study

The opportunities that managers have require a process of checks and balances to reduce the possibility of abuse of power by management (Yanti and Dwiandra, 2019). The best mechanism to overcome this problem is corporate governance practices. Good corporate governance in business obliges business owners to protect the interests of shareholders and external stakeholders. A good corporate governance system will promote fair and transparent governance to protect the interests of the company and the rights of stakeholders.

The relationship between corporate governance and the dividend policy of firms in emerging markets is recognized as one of the important research topics in the corporate finance literature. This study examines whether there is any link between corporate governance practices and the dividend policy of enterprises operating in Borsa Istanbul. This study aims to contribute to different parties. By providing empirical evidence on the relationship between corporate governance and dividend policies, this study is expected to assist business managers in determining and implementing the long-term strategies of the organization, support potential investors in making appropriate investment decisions based on the relationship between corporate governance and dividend yields, and also contribute to the ongoing literature on corporate governance and dividend policies.

Literature Review

In the last 20 years, many studies have been conducted covering different countries, using different econometric measures and including some control variables (Mitton, 2004; Adjaoud and Ben-Amar, 2010; Jiraporn et al, 2011; Setiawan and Phua, 2013; Aydin and avdar, 2015; Shamsabadi et al, 2016; Nyugen et al, 2021; Erdođan et al, 2023). Many empirical studies have been analyzed using different methodologies and time periods, and some analyses have reached different results. However, in most of the studies, it is found that enterprises with high corporate governance quality tend to pay more dividends.

Methodology

A sample of 70 companies operating in Borsa Istanbul and whose corporate governance ratings were obtained were selected as the sample. In order to determine the relationship between corporate governance rating and dividend policies of the enterprises, panel data analysis was applied.

Philips-Perron unit root test was used to test stationarity in the study and it was found that the variables were stationary as a result of the relevant test. Then, model identification tests

were conducted to determine which method to estimate the model created to test the relationship between corporate governance and dividend policy. As a result of F (Chow), Breusch-Pagan and Hausman tests, random effects method was preferred.

Levene, Brown and Forsythe, Durbin-Watson, LBI and Pesaran tests, which are valid in the random effects model, were applied to test autocorrelation, heteroskedasticity, and cross-sectional dependence, which are expressed as hypothetical problems in the study. As a result of these tests, autocorrelation, heteroscedasticity, and cross-sectional dependence problems were encountered in the model. In order to eliminate these problems, the analysis is performed with the Driscoll-Kraay robust standard errors estimator, which is appropriate when the cross-sectional dimension (N) is larger than the time dimension (T).

Findings

According to the empirical findings, in line with previous studies (Mitton, 2004; Adjaoud ve Ben-Amar, 2010; Jiraporn vd., 2011; Erdoğan vd., 2023), corporate governance quality has a statistically significant and positive effect on the dividend policies of enterprises. Accordingly, it is understood that enterprises with better governance quality tend to pay stronger dividends. Therefore, H₁ hypothesis “the increase in corporate governance rating positively affects dividend payments” is supported. According to other findings, factors such as firm size and profitability have a positive effect on dividend payments. However, it has been determined that enterprises tend to protect their cash reserves in times of crisis such as COVID-19, thus negatively affecting dividend payout decisions.

Conclusion

The findings suggest that firms with high corporate governance quality exhibit a stronger dividend payout policy compared to others. There is also support for the view that strong corporate governance can force managers to distribute more cash and thus reduce opportunistic behavior. By investigating the relationship between corporate governance quality and dividend policy, this study is expected to provide important contributions to the literature, business managers, practitioners, and potential investors with a variety of empirical evidence. The results are important in showing that the quality of a firm's corporate governance has a significant impact on important corporate decisions such as dividend policy.

FELDSTEIN-HORIOKA HİPOTEZİNİN TÜRKİYE EKONOMİSİ İÇİN SINANMASI: RALS YAKLAŞIMINDAN KANITLAR

Testing of the Feldstein-Horioka Hypothesis for the Turkish Economy: Evidence from the RALS Approach

Onur ŞEYRANLIOĞLU*

Öz

Dünyada tam sermaye hareketliliği söz konusu olduğunda ülkelerde yurt içi tasarruflar ile yurt içi yatırımlar arasında ilişkinin olmayacağı, yurt içi yatırımların dünya çapındaki sermaye ile finanse edileceği, yurt içi tasarrufların ise daha cazip yatırım imkanları için dünyaya açılacağı ileri sürülmektedir. Feldstein ve Horioka (1980) arařtırmasında bu duruma tezat ampirik bulgulara eriřtiği için bu durum literatürde Feldstein-Horioka (FH) bulmacası olarak anılmaktadır. Bu arařtırmada, Türkiye’de 1989 yılında sermaye hareketlerinin serbestleşmesi sonrası FH hipotezi çerçevesinde tasarruf-yatırım ilişkisinin arařtırılması amaçlanmıştır. Arařtırmada, 1990-2021 dönemi yıllık verileri ile ADF ve RALS-ADF birim kök ile EG (1987) ve RALS-EG eşbütünleşme testleri uygulanmıştır. Türkiye örnekleme ile FH hipotezi ilk defa RALS prosedürüne dayalı ekonometrik yöntemlerle arařtırılmıştır. Bulgularda, Türkiye’de uzun dönemli tasarruf-yatırım ilişkisinin var olduğu ve yurt içi tasarrufların yatırımların yaklaşık %69’unu karşıladığı tespit edilmiştir. Sonuçta, FH hipotezi geçerlidir. Ülkede kalıcı ekonomik büyüme ve finansal istikrarın sağlanabilmesi için yatırımların finansmanında yerli ve yabancı tasarruf dengesinin gözetilmesi, tasarrufların uzun vadeli üretken yatırımlara kanalize edilmesi ve finansal piyasalarda kırılganlık yaratacak ani kararların alınmaması politika önerileri olarak sunulabilir.

Anahtar

Kelimeler:

Feldstein-Horioka
Hipotezi, RALS
Prosedürü,
Tasarruf, Yatırım.

JEL Kodları:

C32, F30,
F65, G00

Abstract

In the case of full capital mobility in the world, it is argued that there will be no relationship between domestic savings and domestic investment in countries, domestic investment will be financed by capital from around the world, and domestic savings will open up to the world for more attractive investment opportunities. Since Feldstein and Horioka (1980) found contrary empirical findings in their research, this situation is referred to as the Feldstein-Horioka (FH) puzzle in the literature. In this study, it is aimed to investigate the savings-investment relationship in Türkiye within the framework of the FH hypothesis after the liberalization of capital movements in 1989. ADF and RALS-ADF unit root and EG (1987) and RALS-EG cointegration tests are applied with annual data for the period 1990-2021. For the first time, the FH hypothesis is investigated with econometric methods based on the RALS procedure with the Türkiye sample. The findings indicate that there is a long-run savings-investment relationship in Türkiye and that domestic savings cover approximately 69 per cent of investments. As a result, the FH hypothesis is valid. In order to ensure permanent economic growth and financial stability in the country, it can be suggested that the balance of domestic and foreign savings should be considered in financing investments, savings should be channeled into long-term productive investments and sudden decisions that would create fragility in financial markets should be avoided.

Keywords:

Feldstein-Horioka
Hypothesis, RALS
Procedure, Saving,
Investment.

JEL Codes:

C32, F30,
F65, G00

* Dr. Öğr. Üyesi, Giresun Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, Türkiye, onurseyranlıoglu@gmail.com, ORCID: 0000-0002-1105-4034

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 09.06.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 13.09.2023

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



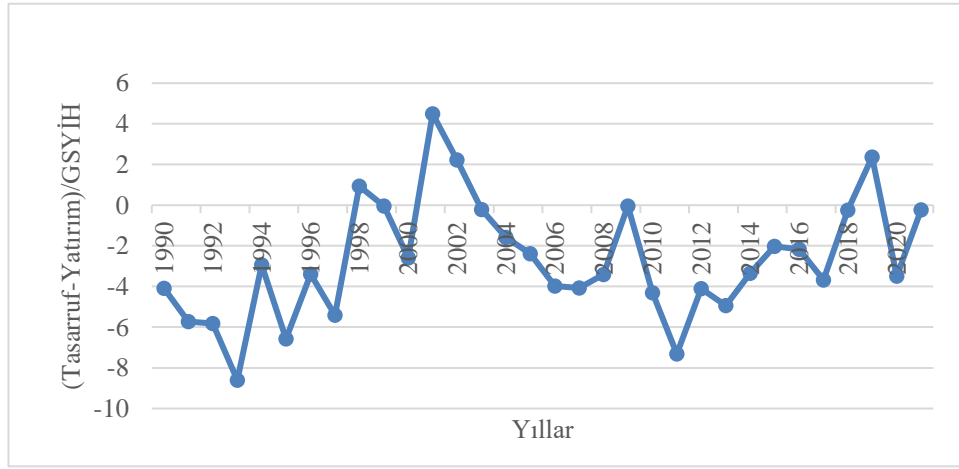
1. Giriş

Fon fazlası olan ekonomik birimlerden, fon ihtiyacı olan ekonomik birimlere fon transferi sağlayan finansal sistem, sermayeyi en etkin şekilde kullanabilecek taraflar arasında paylaştırmaktadır (Stiglitz, 2006: 136; İncekara, 2011: 17). Dünyada sermaye hareketleri özellikle 1970’li yıllar itibari ile gelişmiş ülkeler öncülüğünde hızla ilerlemiş, finansal serbestleşme sayesinde uluslararası sermaye, verimliliğin düşük olduğu bölgelerden yüksek olduğu bölgelere kolaylıkla geçebilmiştir. Verimlilik artışı ile kaynak dağılımında etkinlik ve ülke ekonomilerinde büyüme sağlanmış, sonuçta finansal serbestliği savunan görüşlerce dünyada refah artışı yaratılmıştır (Binay ve Kunter, 1998: 1; Seyidođlu, 2003: 143). 1970’li yılların başlarında, finansal serbestleşme politikalarının öncülerinden McKinnon ve Shaw ortaya koydukları teoriler ile finansal serbestliğin yatırım ve tasarruf davranışlarına yönelik uyarıcı etkisi olduğunu savunmuşlardır. Bu etki, faiz oranları kanalı ile yurt içi tasarruf düzeyinin ve dolayısıyla ödünç verilebilir fonlar piyasasının gelişimi ile yatırımların arttırılmasını desteklemektedir. Teori temelde, finansal serbestleşmenin tasarrufları, yatırımları ve sermaye verimliliğini arttırarak ekonomik büyümeyi desteklediğini ortaya koymaktadır (Arestis ve Demetriades, 1999: 44; Oktayer ve Susam, 2007: 28). Birçok ülkenin büyük cari açıklar vermesiyle birlikte özellikle yurt içi tasarruflar ve yatırımlar arasındaki ilişki uluslararası makroekonomi tartışmalarının odak noktası olmuştur. Sermaye hareketlerinin ülkelerin kalkınmasında olumlu bir etki yarattığı kabul edildiğinde, bu hareketliliğin ölçülmesi daha da önem kazanmıştır (Andrade, 2008: 22). Tasarruflar ve yatırımlar arasındaki ilişkinin belirlenmesi özellikle gelişmekte olan ülkeler için daha büyük önem taşımaktadır. Bu değişkenler arasında bir ilişki varsa, sürdürülebilir bir yatırım için yurt içi tasarrufları arttırmaya yönelik politikalar uygulanmalıdır. Sermaye hareketlerinin önünde engellerin olmadığı durumlarda, yurt içi tasarruflar ve yatırımlar arasında korelasyon beklemek için bir neden yoktur. Feldstein-Horioka (FH) hipotezi bu değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemekte ve teorik beklentilerin aksine tasarruf ve yatırımların güçlü bir şekilde ilişkili olduğunu ortaya koymaktadır ki bu da onu makroekonomi literatüründeki altı bulmacadan biri haline getirmektedir (Obstfeld ve Rogoff, 2000: 349).

Dünyada tam sermaye hareketliliği söz konusu ise yurt içi tasarruflar ile yurt içi yatırımlar arasında bir ilişki olmayacaktır. Bu durumun nedenini de tam sermaye hareketliliğine sahip ülkelerde yurt içi yatırımlar, dünya çapındaki sermaye ile finanse edileceği, yurt içi tasarrufların ise daha cazip yatırım imkanları için dünyaya açılacağı ileri sürülmektedir. Sermaye hareketliliğinin derecesini tasarruf-yatırım ilişkisi bağlamında “Domestic Saving and International Capital Flows” adlı araştırma ile ortaya koymaya çalışan Feldstein ve Horioka (1980), 1960-1974 dönemi verileri ile 16 OECD (Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü) ülkesine ait ampirik bulgularında, tam sermaye hareketliliği hipotezinin aksine sonuçlar üretmiş ve yurt içi tasarrufların çoğunluğunun ülke içinde kaldığı görülmüştür. Bu araştırmanın bulguları, çok sayıda araştırmacının bu konuyla ilgilenmesine ve tasarruf-yatırım ilişkisine dair zengin bir literatürün oluşumuna sebebiyet vermiştir.

Dünya ekonomilerinde 1980 sonrası finansal serbestleşme sürecinin hızlanması ile Türkiye ekonomisinde de büyük yapısal değişimler yaşanmıştır. Özellikle 24 Ocak 1980 tarihinde alınan kararlar bu yapısal değişimin başatlarından. 1989 yılında Türk Parasının Kıymetini Koruma Hakkında 32 sayılı kararın yürürlükten kaldırılması ile uluslararası sermaye hareketleri tamamen serbest bırakılarak ekonomideki serbestleşme süreci ivme kazanmıştır. Bu süreçte, toplam tasarrufları arttırmak suretiyle yatırım artışını sağlayarak büyümeyi hızlandırmak

ve Trkiye'nin dıř pazarlarda rekabet gcn artırmak, serbestleřme politikalarının odak noktası olmuřtur (Oktayer ve Susam, 2007: 28-36). lkelerin istikrarlı bymesini saęlayabilecek yatırımların finansmanında yurt ii tasarrufların rol byktr. Yurt ii tasarruf oranlarının yatırımların gerisinde kalması, yatırımların finansmanında dıř tasarruflara bařvurulmasına ve cari aık problemine sebebiyet vermektedir (zsan vd., 2017: 4). Ařaęıda yer alan Grafik 1'de Trkiye'nin 1990-2021 dneminde tasarruf-yatırım aıęının seyrine yer verilmiřtir. Trkiye'de sermaye hareketlilięinin serbest olduęu 1990 yılı sonrasında byk oranda tasarruf-yatırım farkının negatif seyrettięi grlmektedir. Bu durum, Trkiye'de yurt ii tasarruflardan karřılanamayan kısmın dıř kaynaklardan saęlandıęını ve dıř kaynak edinilmesinin gereklilięini ortaya koymaktadır.



Grafik 1. Trkiye'de Tasarruf-Yatırım Aıęının 1990-2021 Dnemindeki Seyri
Kaynak: World Bank (2023). (Yazar tarafından hazırlanmıřtır.)

Bu bilgilerden hareket ile bu arařtırmada FH hipotezi baęlamında Trkiye'de yurt ii tasarruflar ile yurt ii yatırımlar arasındaki iliřkilerin 1990-2021 dnemine ait yıllık veriler ile incelenmesi amalanmıřtır. Bu dnemin seiminde 1989 yılında Trk Parasının Kıymetini Koruma Hakkında 32 sayılı kararın yrrlkten kaldırılarak, sermaye hareketlerine iliřkin faaliyetlerin nemli lde serbestleřtirilmesi n ayak olmuřtur. Trkiye'de sermaye hareketlilięinin nemli lde serbest olduęu bir dnemde tasarruf-yatırım iliřkisi FH hipotezi erevesinde arařtırılmıřtır.

Literatrde FH hipotezinin ok farklı ekonometrik yntemle test edildięi grlmektedir. Bu arařtırmada, Trkiye rneklemini ile FH hipotezinin sınanmasında ilk defa Kalıntılarla Geniřletilmiř En Kk Kareler (RALS) prosedrne dayalı birim kk ve eřbtnleřme testleri uygulanmıřtır. Serilerin duraęanlık zellikleri Augmented Dickey ve Fuller (ADF) ve Im vd. (2014) RALS ADF birim kk testleri ile belirlenmiřtir. Kurulan modelde uzun dnemli iliřkilerin tespitinde ise Engle ve Granger (1987) ile Lee vd. (2015) RALS Engle ve Granger eřbtnleřme testleri uygulanmıřtır. Modelin katsayı tahminleri ise Dinamik En Kk Kareler (Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)) ve Tam Dzeltilmiř En Kk Kareler (Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)) yntemleri ile yapılmıřtır.

Arařtırmanın giriř blmn takip eden ařamada FH hipotezinin teorik erevesi ile literatrde yer alan ampirik arařtırmalar zetlenmiřtir. Sırası ile arařtırmada kullanılan ekonometrik yntemler detaylandırılmıř, veri seti ve uygulama sreci ortaya konulmuřtur.

Uygulama kısmında elde edilen ampirik bulgular ve politika önerileri sunularak sonuç bölümü tamamlanmıştır.

2. Feldstein-Horioka Hipotezinin Teorik Çerevesi ve Ampirik Literatür İncelemesi

Feldstein ve Horioka (1980) arařtırmalarında uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesini ölçmek için yurt içi tasarruflar ile yurt içi yatırımlar arasındaki ilişkiyi yatay kesit veri analizi ile Denklem (1)'de yer alan eşitliđi tahmin etmişlerdir:

$$(I/Y)_i = \alpha + \beta (S/Y)_i + \mu_i \quad (1)$$

Denklem (1)'de yer alan $(I/Y)_i$ gayrisafi yurt içi yatırımların GSYİH içerisindeki yüzdesel payını ve $(S/Y)_i$ ise gayrisafi yurt içi tasarrufların GSYİH içerisindeki yüzdesel payını ifade etmektedir. Modelde, α sabit terimi, β uluslararası sermaye hareketliliđi ölçüsü (diđer bir ifade ile tasarruf tutma katsayısı) ve μ_i hata terimini göstermektedir. FH hipotezine göre β katsayısının 0'a yakın bir deđer alması uluslararası sermaye hareketliliğinin yüksekliđini, 1'e yakın bir deđer alması ise düşükliđünü yansıtmaktadır. Tasarruf tutma katsayısının düşük bir deđer alması, tasarruflar ve yatırımlar arasındaki düşük korelasyon ile açıklanmakta ve yüksek uluslararası sermaye hareketliliđi seviyesi ile dođrulanmaktadır. Gelişmiş ülkelerde sermaye hareketliliđi derecesinin nispeten yüksek olması beklenmektedir, ancak Feldstein ve Horioka (1980) arařtırmalarında gelişmiş ülkeler için tasarruf tutma katsayısını gayrisafi tasarruf ve yatırımlar dikkate alındığında 0.89, net tasarruf ve yatırımlar dikkate alındığında 0.94 olarak yani 1'e yakın bir seviyede tahmin ederek sermaye hareketliliğinin düşük olduđunu tespit etmişlerdir. Arařtırmanın sonuçları, tam sermaye hareketliliđi hipotezinin aksini ortaya koymakta ve mevcut tasarrufların önemli bir kısmının ülkede kalma eğilimde olduđu görülmektedir.

FH hipotezi, son yıllarda çeşitli ülke ve ülke grupları bazında çoka test edildiđi görülmektedir. Bu bölümde, farklı zaman aralıklarında ülke, ülke grupları ve bölgeler bazında FH hipotezinin geçerliliđini çeşitli ekonometrik yöntemlerle inceleyen arařtırma özetleri sunulmuş, daha sonra ise Türkiye özelinde yapılan arařtırmalar tablo halinde ortaya konulmuştur.

Murphy (1984), 1960-1980 döneminde 17 OECD ülkesinde yatay kesit veri analizi ile FH hipotezini test etmiştir. Bulgularda, tasarruf tutma katsayısı sırası ile küçük ve büyük ekonomiler için 0.59 ve 0.98 şeklinde tespit edilmiş ve FH hipotezinin geçerliliđi dođrulanmıştır. Feldstein ve Bacchetta (1989), 23 OECD ülkesinde 1960-1986 döneminde panel regresyon analizi ile ülkelerin tasarruf tutma katsayısının 0.79 ile 0.91 aralığında; Sinn (1992), 23 OECD ülkesinde 1960-1988 döneminde yatay kesit veri analizi ile tasarruf tutma katsayısının 0.40 ile 0.91 arasında seyrettiđini tespit etmişlerdir. Tesar (1991), yatay kesit veri analizi ile 24 OECD ülkesinde 1960-1986 döneminde tasarruf tutma katsayısını 0.84 olarak tespit etmiş ve FH hipotezinin geçerliliđi dođrulanmıştır. 23 OECD ülkesinde 1960-1989 dönemi verileri ile panel veri analizi yöntemini kullanan Fujiki ve Kitamura (1995), FH hipotezinin desteklenmediđini tespit etmişlerdir. Kim (2001), 19 OECD ülkesinde 1960-1992 döneminde genişletilmiş en küçük kareler yöntemi ile FH hipotezinin geçerliliđini dođrulanmıştır. Blanchard ve Giavazzi (2002) tarafından 22 OECD ülkesinde 1975-2001 dönemi verileri ile panel eşbütünleşme yönteminin kullanıldıđı arařtırmanın ilk dönemlerinde yatırım-tasarruf ilişkisinin güçlü olduđu, daha sonra bu ilişkinin zayıfladıđı tespit edilmiştir. Coakley

vd. (2004), 12 OECD ülkesinde 1980-2000 döneminde panel ortalama grup tahmincisi ile tasarruf tutma katsayısını 0.32 olarak tespit etmişlerdir. Fouquau vd. (2008), 24 OECD ülkesinde 1960-2000 döneminde panel yumuşak geçişli regresyon yöntemi ile FH hipotezini test ettikleri arařtırmalarında tasarruf tutma katsayısının ülkelere göre farklılařtıklarını tespit etmişlerdir. Ayrıca, cari işlemler hesabı, ülke büyüklüğü ve dışa açıklığın sermaye hareketliliği üzerinde en etkin deęişkenler olduęu görülmüştür. Giannone ve Lenza (2008), 23 OECD ülkesinde 1970-2004 döneminde panel regresyon yöntemi ile FH hipotezini ele almışlardır. Bulgularda, tasarruf tutma katsayısının 1970'li yıllardan 1980'lere doęru gidildikçe artan sermaye hareketliliği ile azaldığı görülmüştür. Bebczuk ve Hebbel (2010), 16 OECD ülkesinde 1978-2003 döneminde panel veri analizi ile tasarruf tutma katsayısını 0.48 ile 0.60 aralığında seyrettiğini tespit etmişlerdir. Kumar ve Rao (2011), 13 OECD ülkesinde 1960-2007 yılları arasında Westerland eşbütünleşme analizi ile FH hipotezinin zayıf şekilde desteklendiğini tespit etmişlerdir. Di Iorio ve Fachin (2014), 18 OECD ülkesinde 1970-2007 döneminde FH hipotezini inceledikleri arařtırmada, 15 ülkede tasarruf ile yatırım arasında uzun vadeli ilişki söz konusu iken; Belçika, İspanya ve Avustralya'da bir ilişki tespit edilememiştir. But ve Morley (2017), 34 OECD ülkesinde 2007 küresel krizinin FH hipotezi üzerindeki etkisini inceledikleri arařtırmalarında, kriz öncesi düşük olan tasarruf tutma katsayısının kriz sonrası yükseldiğini görülmüştür. Çifçi vd. (2018), 28 OECD ülkesinde 1980-2015 döneminde FH hipotezinin geçerliliğini panel eşbütünleşme analizi ile sınamışlardır. Bulgularda, FH hipotezinin geçerli olmadığı ve bu ülkelerde yurtiçi yatırımların uluslararası sermaye piyasaları tarafından finanse edildiğini tespit edilmiştir.

Sinha ve Sinha (1998), 10 Latin Amerika ülkesi örnekleme ile eşbütünleşme testleri kullanılarak FH hipotezini test etmişlerdir. Bulgularda, sadece dört ülkede tasarruflar ile yatırımlar arasında uzun dönemli ilişki söz konusudur. İlişki tespit edilen ülkelerde tasarruf tutma katsayısının bire çok yakın olduęu, FH hipotezinin desteklendiğini görülmüştür. De Vita ve Abbott (2002), ABD'de 1946-2001 dönemine ilişkin tasarruf-yatırım ilişkisinin incelendiği arařtırmalarında, sabit kur rejiminin uygulandığı 1946-1971 döneminde tasarruf tutma katsayısını 0.93, serbest kur rejiminin uygulandığı 1971-2001 döneminde ise 0.57 olarak tespit edilmiştir. Bu durum, esnek kur rejiminin sermaye hareketliliğini arttırdığı şeklinde yorumlanabilmektedir. Murthy (2009), 1996-2002 döneminde 5 Karayip ve 14 Latin Amerika ülkesi örnekleme ile panel eşbütünleşme testini kullanarak FH hipotezini test etmiştir. Bulgular, bu ülkelerde tasarruf tutma katsayısının zayıf ve istatistiksel açıdan anlamsız olduęu, yani FH hipotezinin geçerli olmadığı yönündedir.

Narayan (2005), 1952-1994 ve 1952-1998 dönemleri için ARDL sınır testi ve DOLS tahmincisi ile tasarruf tutma katsayısını sırası ile 1.16 ve 0.98 olduęu görülmüş ve Çin'de ilgili dönemlerde FH hipotezinin geçerliliği doğrulanmıştır. Kuzey ve Güney Asya olmak üzere toplamda 7 ülke ve Hindistan'ın örneklem alındığı arařtırmada Brahmasrene ve Jiranyakul (2009), ARDL sınır testi yaklaşımı ile yatırım ve tasarruf arasında bir ilişkinin olmadığını tespit etmişlerdir. Eslamloueyan ve Jafari (2014), 8 Doęu Asya ülkesinin örneklem alındığı arařtırmada 1980-2011 döneminde 1997 Asya ve 2008 küresel finans krizlerinin yatırım ve tasarruf ilişkisine etkilerini arařtırmışlardır. Panel eşbütünleşme analizi ve CCEMG uzun dönem tahmincisinin kullanıldığı arařtırma bulgularında, tasarruf tutma katsayısı 0.60 ve 0.61 olarak tespit edilerek FH hipotezinin geçerliliği doğrulanmıştır.

Bangake ve Eggoh (2011), 1970-2006 döneminde 37 Afrika ülkesinde panel eşbütünleşme testleri, FMOLS, DOLS ve PMG tahmincileri ile tasarruf tutma katsayısını 0.38,

0.58 ve 0.36 şeklinde tespit etmişlerdir. Adeniye ve Egwaikhide (2013), 20 Sahra altı Afrika ülkesinde 1975-2005 döneminde yatırımlar ile tasarruf ilişkisinin zayıf olduğunu tespit etmişlerdir.

Ketenci (2010), G7, AB15 ve NAFTA ülke grubu örnekleme ile 1970-2008 döneminde panel eşbütünlüşme testi ile tasarruf tutma katsayısı 0.48 olarak tespit edilmiştir. G7 ülkeleri hariç ise katsayının 0.75 olduğu görülmüştür. Bu durum, istikrarsız ülkelerin tasarruf tutuma katsayılarının yüksek olduğu şeklinde yorumlanabilir. Bağımsız Devletler Topluluđu, Orta ve Dođu Avrupa, Güney-Dođu Avrupa olmak üzere 3 ülke grubunu örnekleme alan Petreska ve Mojsoska-Blazevski (2013), 1991-2010 döneminde panel veri analizi ile FH hipotezini test etmişlerdir. Sıralanan ülke gruplarında tasarruf tutma katsayısı 0.46, 0.85 ve 0.58 olarak belirlenmiştir. Kumar (2015), MERCOSUR, NAFTA, EFTA, AFTA ve AB olmak üzere 5 bölgesel ülkeler grubunun ele alındığı araştırmada 1960-2012 dönemi baz alınarak FH hipotezini test etmiştir. Bulgularda, MERCOSUR ve AFTA ülke gruplarında tasarruf tutma katsayısının diğerlerine göre daha yüksek olduğu görülmüştür. Hüseyini ve Yalçinkaya (2017), Kırılğan Beşli, MINT ve BRICS ülke grupları ile 1992-2014 döneminde panel eşbütünlüşme yöntemini kullanarak FH hipotezini test etmişlerdir. Sırası ile ülke gruplarının tasarruf tutma katsayısı 0.65, 0.57 ve 0.51 olduğu görülmüştür. Bulgular, FH hipotezinin geçerliliğini kısmen de olsa doğrulamaktadır. Pata (2018), geliştirmekte olan 7 ülkede (E7) 1989-2015 döneminde FH hipotezini panel eşbütünlüşme testleri, CCMEG ve AMG tahmincileri ile test etmiştir. Tahminciler sırası ile 0.79 ve 0.75 tasarruf tutma katsayısı üretmiştir. Bulgular, FH hipotezinin geçerliliği yönündedir. Utlu Koçdemir ve Gölpek (2021), 1990-2018 döneminde MERCOSUR ülkelerinde tasarruf tutma katsayısını CCEP yöntemi ile 0.33 olarak belirlemişlerdir. Bulgular, MERCOSUR ülkelerinde yatırımların kaynağının büyük ölçüde dış finansman ile sağlandığı yönündedir. Ata ve Dallı (2022), 1987-2020 döneminde MINT ülkeleri üzerinde panel eşbütünlüşme testi, DOLS ve FMOLS tahmincileri ile FH hipotezini test etmişlerdir. Bulgularda, ilgili dönemde FH hipotezinin geçerli olmadığı görülmüştür. Berkman (2022), G8 ülke grubu örnekleme ile 1996-2020 döneminde panel eşbütünlüşme testleri ile FH hipotezini test etmiştir. Sonuçlar, G8 ülkeleri için FH hipotezinin geçerli olmadığı yönündedir.

21 az gelişmiş, 18 geliştirmekte olan ve 23 gelişmiş ülkede FH hipotezinin geçerliliğini panel veri analizi ile araştıran Georgopoulos ve Hejazi (2009), 1975-2004 döneminde hipotezin desteklenmediğini tespit etmişlerdir. Kızıltan vd. (2019), gelişmişlik düzeyleri farklı 134 ülkede 1980-2014 döneminde panel eşbütünlüşme yöntemi ile FH hipotezini test etmişlerdir. Bulgular, gelişmiş ülkelerin daha düşük tasarruf tutma katsayısına sahip olduğu yönündedir. Yıldırım ve Yıldırım (2020), 1980-2018 döneminde Türkiye'nin de aralarında bulunduğu geliştirmekte olan ülkelerde ARDL sınır yaklaşımı ile FH hipotezi çerçevesinde ülkelerin tasarruf tutma katsayısı belirlenmiştir. Türkiye, Çin ve Güney Afrika'da FH hipotezi geçerli iken; Endonezya, Brezilya ve Hindistan'da geçerli olmadığı görülmüştür. Yardımcı (2021), Almanya, İngiltere, Fransa, İtalya ve İspanya örnekleme ile 1975-2020 döneminde panel veri analizi ile tasarruf tutma katsayısını 0.36 olarak tespit etmiştir. Bulgulara göre tasarruf tutma katsayısının düşük olduğu ve bunun da ülkeler arasındaki sermaye hareketliliğinin yüksekliğinden kaynaklandığı belirtilmiştir. Sonuç olarak, FH hipotezi geçerli ancak zayıf formdadır. Konya (2022), 1990-2020 döneminde 41 geliştirmekte olan ülkenin baz alındığı araştırmada Westerlund eşbütünlüşme testi ve AMG tahmincisi ile FH hipotezinin geçerli olduğu tespit edilmiştir.

Kuzey Kıbrıs'ta FH hipotezini 1983-2012 dönemi verileri ile ARDL sınır testi yaklaşımı ile inceleyen Türsoy ve Faisal'ın (2018) bulgularına göre hipotez geçerlidir. Özek (2020),

Türkiye, Azerbaycan, Tacikistan, Kırgızistan ve Kazakistan'da 2002-2018 döneminde panel veri analizi ile FH hipotezinin geçerliliğini incelemiřtir. Bulgular, FH hipotezinin Tacikistan ve Kırgızistan'da geçerli olduđu yönündedir.

Tablo 1. Türkiye Özelinde FH Hipotezini İnceleyen Arařtırmalar

Yazarlar	Dönem	Arařtırma Yöntemi	Bulgular
Bolatođlu (2005)	1970-2003	Pesaran, Shin ve Smith eşbütünleşme testi	$\beta=0.52$, FH hipotezi geçerlidir.
Oktayer ve Susam (2007)	1962-2006	Engle-Granger eşbütünleşme testi ve EKK tahmincisi	$\beta=0.537$, Türkiye'de sermaye hareketliliđi özellikle son yıllarda artış göstermektedir.
Kaya (2010)	1984-2007	ARDL sınır testi	$\beta=0.69$, FH hipotezi geçerlidir.
Yavuz (2011)	1962-2003	Johansen eşbütünleşme testi ve hata düzeltme modeli	$\beta=0.76$, Türkiye'de sermaye hareketliliđinin düşük olduđu tespit edilmiřtir.
Esen vd. (2012)	1975-2009	ARDL sınır testi	$\beta=0.38$, FH hipotezi geçerlidir.
Mangır ve Ertuđrul (2012)	1998-2010	ARDL sınır testi ve Kalman filtreleme yaklařımı	$\beta=0.74$, FH hipotezine göre düşük sermaye hareketliliđi söz konusudur.
Güriř (2013)	1968-2012	ADL eşik deđerli eşbütünleşme testi	Türkiye'de FH hipotezi geçerlidir.
Arısoy (2013)	1962-2010	ARDL sınır testi ve Jansen hata düzeltme Modeli	$\beta=0.99$, FH hipotezine göre sermaye hareketli deđildir.
Dursun ve Abasız (2014)	1968-2008	Gregory-Hansen ve Hatemi-J eşbütünleşme testleri	$\beta=0.85$ ve 0.42 , FH hipotezi geçerlidir.
Altunöz (2014)	1980-2013	ARDL sınır testi	$\beta=0.44$, FH hipotezi geçerlidir.
Akadiri vd. (2016)	1960-2014	Johansen eşbütünleşme testi ve DOLS tahmincisi	$\beta=0.76$, FH hipotezi geçerlidir.
Karabulut vd. (2017)	1975-2014	Engle-Granger ve Gregory-Hansen eşbütünleşme testleri, DOLS ve FMOLS tahmincileri	Özel sektör yatırımları ile tasarruflar arasında uzun dönemde iliřki yoktur. Kamu tasarruflarının yatırımlara dönüşme oranı ise düşüktür.
Demir ve Cergibozan (2017)	1962-1989 1990-2015	ARDL sınır testi	$\beta=0.89$ ve 0.53 , 1990 yılın öncesinde yatırım - tasarruf iliřkisinin daha güçlü olduđu tespit edilmiřtir
Çađlar ve Yavuz (2018)	1960-2016	Gregory-Hansen eşbütünleşme, ARDL sınır testleri ve DOLS tahmincisi	$\beta=0.67$ ve 0.83 , FH hipotezi geçerlidir.
Akkoyunlu (2020)	1950-2017 1950-1989 1990-2017	ARDL sınır testi	Yatırımlar ve tasarruflar kısıtlı sermaye hareketliliđi döneminde (1950-1989) pozitif, mükemmel sermaye hareketliliđi döneminde (1990-2017) ise negatif iliřkilidir.
Keskin (2020)	1990-2015	ARDL sınır testi	$\beta=0.31$, tasarrufların yatırımlar üzerindeki etkisi zayıftır.
Bozkurt ve Altınar (2021)	1983-2019	Fourier Shin eşbütünleşme testi ve DOLS tahmincisi	$\beta=0.53$, FH hipotezi geçerlidir.
Akkuř (2021)	1980-2020	Fourier Shin eşbütünleşme testi ve DOLS tahmincisi	$\beta=0.33$, FH hipotezi geçerli deđildir.
Yurtkuran (2021)	1985-2017	Maki eşbütünleşme testi ve DOLS tahmincisi	$\beta=0.65$, FH hipotezi geçerlidir.
Pehlivan (2022)	1990-2019	Fourier Shin eşbütünleşme testi, FMOLS ve DOLS tahmincileri	$\beta=0.173$ ve 0.178 , tasarrufların yatırımlar üzerindeki etkisi zayıftır.

Türkiye örneklemini ile FH hipotezinin test eden ampirik araştırmaların özetlendiği Tablo 1’de ağırlıklı olarak hipotezin geçerliliğine yönelik bulguların üretildiği görülmektedir. Bu araştırmalarda ARDL sınır testi, Engle-Granger ve Johansen geleneksel eşbütünlük testlerinin; Gregory-Hansen, Hatemi-J ve Maki yapısal kırılmalı eşbütünlük testlerinin ve Fourier fonksiyonlarına dayalı Fourier Shin eşbütünlük testleri ile tasarruf-yatırım arasındaki uzun dönemli ilişkiler incelenmiştir. Ayrıca, araştırmalarda kurulan modellerin katsayı tahminlerinin klasik EKK, hata düzeltme modeli, DOLS ve FMOLS yaklaşımları ile belirlendiği görülmektedir. İlgili literatürde Türkiye örneklemini ile RALS prosedürüne dayalı birim kök ve eşbütünlük testleri ile FH hipotezinin test edilmediği görülmüş ve buna binaen FH hipotezinin test edilmesinde RALS prosedürü yaklaşımları kullanılmıştır.

3. Ekonometrik Yöntem

Zaman serileri analizlerinde durağanlık sınamaları, uygulanacak ekonometrik yöntemin seçiminde büyük önem arz etmektedir. Durağanlık, zaman serisi grafiği ve korelogram analizleri gibi biçimsel olmayan yöntemlerle test edilebildiği gibi daha kararlı sonuçlar elde etmek adına biçimsel olan birim kök testleri ile de sınanabilir. Zaman serisi literatürüne birim kök test sürecini entegre eden Dickey ve Fuller (DF-1979) araştırması ile kurduğu test metodolojisinde serilerde otokorelasyon sorununun olmadığını varsaymaktadır. Bu sorunu aşmak adına Dickey ve Fuller (1981) araştırması ile ADF test süreci oluşturulmuş ve modele bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri bağımsız değişken olarak dahil edilerek otokorelasyon sorunu ortadan kaldırılmıştır. ADF test sürecine ait temel model Denklem (2)’de gösterilmektedir.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + bt + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^q \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Denklem (2)’de Y_t , bağımlı değişkeni; Y_{t-1} , bağımlı değişkenin bir dönem gecikmeli değeri; t , trend değişkeni; α_0 , ise sabit terimi; ε_t , hata terimi göstermekte ve $\varepsilon_t \sim i. d. (0, \sigma^2)$ şeklindedir. Bu noktada, q gecikme boyutunu ve β ise gecikme katsayısını göstermek üzere $\alpha = 1 - \rho$ şeklinde ifade edilir. ADF testinde yokluk hipotezi ile serinin durağan olmadığı ($H_0: \alpha = 0$), alternatif hipotezde ise durağan olduğu ($H_A: \alpha < 0$) sınanmaktadır. ADF test istatistiği ise $\hat{\tau} = \frac{\hat{\alpha}}{sh(\hat{\alpha})}$ şeklinde tanımlanmaktadır. τ istatistiği asimtotik t dağılımına uyum sağlamadığından, ADF test sürecinde DF (1979) testinin kritik değerleri kullanılmaktadır. ADF test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerden küçükse serinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Bilindiği üzere birim kök testleri literatüründe normal olmayan hata terimlerine ilişkin bilgi göz ardı edilebilmektedir. Diğer bir ifade ile birim kök test regresyonlarının hata terimlerinin normal dağılıma uygunluk gösterdiği varsayılmaktadır. Normal olmayan hatalara ilişkin bilgilerin birim kök testleri için kullanımı son zamanlarda literatürde ilgi çeken konulardandır. Im vd. (2014), normal olmayan hatalardan elde edilen bilgileri kullanan yeni bir birim kök testi önermiştir. Bu test, Im ve Schmidt (2008) tarafından önerilen RALS metodolojisine dayanan basit bir prosedür kullanılmaktadır. Bu prosedür, normal olmayan hatalara ilişkin bilgileri kullanmayan geleneksel testlere kıyasla çok daha güçlüdür (Im vd., 2014: 315-317). Im ve Schmidt’in (2008) RALS prosedürüne Im vd. (2014), ADF birim kök testine entegre ederek RALS-ADF birim kök testini geliştirmiştir. RALS-ADF testinin temel

mantığı, normal dağılım sergilemeyen ADF test regresyon kalıntılarının yüksek dereceli momentlerindeki normal dağılmama bilgisinin kullanılmasıdır. Denklem (2)'de yer alan ADF test modeline RALS prosedürü entegre edildiğinde Denklem (3)'te yer alan RALS-ADF testine ilişkin model ortaya konulmaktadır.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + bt + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + \hat{w}_t \varphi + \varepsilon_t \quad (3)$$

Denklem (3)'te yer alan \hat{w}_t , hataların normal dağılım sergilemediği durumda kullanılan RALS terimini göstermekte ve řu şekilde tanımlanmaktadır:

$$\hat{w}_t = h(\hat{\varepsilon}_t) - \bar{K} - \hat{\varepsilon}_t \hat{D}_2 \quad (4)$$

$$\bar{K} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h(\hat{\varepsilon}_t) \quad (5)$$

$$\hat{D}_2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h'(\hat{\varepsilon}_t) \quad (6)$$

$$h(\hat{\varepsilon}_t) = [\hat{\varepsilon}_t^2, \hat{\varepsilon}_t^3] \quad (7)$$

Yukarıdaki denklemlerde yer alan $\hat{\varepsilon}_t$, ADF testine ait EKK kalıntılarıdır. RALS-ADF testinde yokluk hipotezi hataların normal dağılmaması bilgisi ile serilerin birim köklü olduđu; alternatif hipotez ise hataların normal dağılmaması bilgisi ile serilerin durađan olduđu şekilde kurulmaktadır. RALS-ADF test istatistiđinin elde edilmesinde ise Denklem (8) kullanılmaktadır.

$$\tau_{RALS-ADF} = \rho \tau_{ADF} + \sqrt{1 - \rho^2} \cdot Z \quad (8)$$

Denklem (8)'de yer alan ρ , ADF ile RALS-ADF testlerinden elde edilen hata terimleri arasındaki uzun dönemli korelasyonu; Z ise standart normal dağılım rassal bir deđişkeni ifade etmektedir. Uygulamada, ρ^2 'nin alabileceđi farklı deđerlere göre test istatistikleri ve kritik deđerler deđişebilmekte ve $\rho^2 = 1$ olması her iki testin bulgularının benzeřmesi anlamına gelmektedir.

Lee vd. (2015), mevcut eřbütünleřme testlerinin normal olmayan hata terimleri hakkındaki bilgileri göz ardı ettiđi için güçlerinin zayıf olduđunu ifade etmektedir. Önerdikleri eřbütünleřme yaklařımında hata teriminin normal olmayan dağılımına ilişkin bilgileri, belirli bir yoğunluk fonksiyonu ya da fonksiyonel form ön belirtmeksizin kullanmaktadır. Bu yaklařım ile normal olmayan hatalarla birim kök testleri geliřtiren Im ve Schmidt (2008) ile Im vd.'nin (2014) arařtırmaları ilerletilmektedir. Normal olmayan hatalar tarafından yönlendirilen dođrusal olmayan moment kořullarını kullanabilen RALS yöntemini takip eden iki ařamalı bir prosedür benimsenmektedir. Hatalar normal deđilse, hata teriminin yüksek momentleri normal olmayan hataların dođası hakkında bilgi içerecektir. Hata teriminin yüksek momentlerindeki bu bilgi kullanıldıđında potansiyel olarak daha güçlü eřbütünleřme testlerinin elde edildiđi iddia edilmektedir.

Bu arařtırmada kurulan modelde uzun dönemli iliřkilerin tespit edilmesinde Engle ve Granger (EG-1987) ile Lee vd. (2015) RALS Engle ve Granger (RALS-EG) eřbütünleřme testleri uygulanmıřtır. EG eřbütünleřme testinde uzun dönemli iliřkilerin ortaya konulduđu regresyon modeline Denklem (9)'da yer verilmiřtir.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$$
$$EG = \Delta \hat{u}_t = d_{1t} + \delta_1 \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta \hat{u}_{t-1} + e_t \quad (9)$$

Denklem (9)'a RALS prosedürü uygulandıđında RALS-EG eşbütünleşme testi elde edilmektedir. Hata terimlerinin normal dağılmadıđı bilgisi ile \hat{w}_t terimi eşbütünleşme modeline entegre edilmektedir.

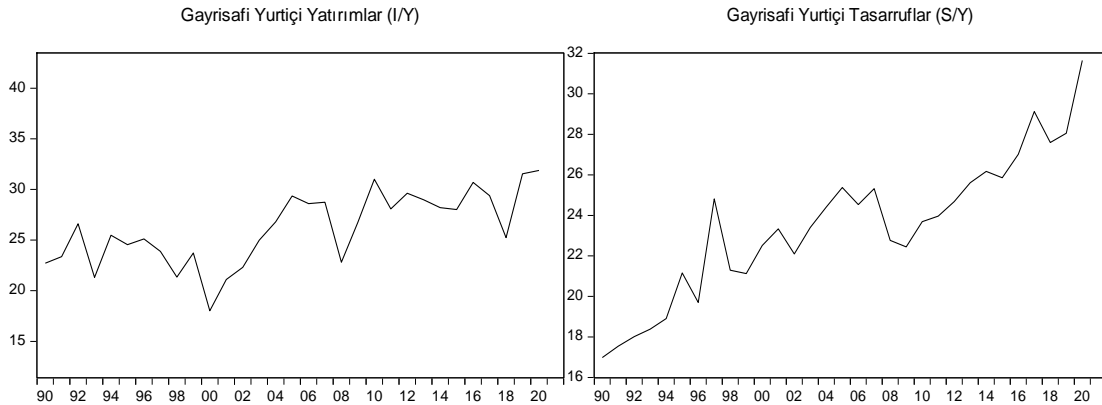
$$\text{RALS} - \text{EG}: \Delta \hat{u}_t = d_{1t} + \delta_1 \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta \hat{u}_{t-1} + \hat{w}_t \gamma + v_t \quad (10)$$

RALS-EG eşbütünleşme modelinde eşbütünleşme ilişkisi δ_1 parametresi üzerinden kurulmaktadır. İlgili testte, hataların normal dağılmadıđı bilgisi ile eşbütünleşme yoktur şeklindeki yokluk hipotezine ($H_0: \delta_1 = 0$) karşı, hataların normal dağılmadıđı bilgisi ile eşbütünleşme vardır şeklinde alternatif hipotez ($H_A: \delta_1 < 0$) kurulmaktadır. RALS-EG eşbütünleşme test istatistiđi ise Denklem (11) kullanılarak elde edilmektedir. ρ , EG ile RALS-EG eşbütünleşme testlerinden elde edilen hata terimleri arasındaki uzun dönemli korelasyonu; Z ise standart normal dağılan rassal bir deđişkeni ifade etmektedir. Uygulamada, ρ^2 'nin alabileceđi farklı deđerlere göre test istatistikleri ve kritik deđerler deđişebilmekte ve $\rho^2 = 1$ olması her iki testin bulgularının benzeşmesi anlamına gelmektedir.

$$\tau_{REG} = \rho \tau_{EG} + \sqrt{1 - \rho^2} . Z \quad (11)$$

4. Veri ve Uygulama

Bu arařtırmada, Türkiye'de 1990-2021 yılları arasında yurt ii tasarruflar ile yurt ii yatırımlar arasındaki ilişkinin incelenmesi amacı ile FH hipotezinin geçerliliđi sınanmaktadır. Feldstein ve Horioka (1980) arařtırmasından hareket ile Denklem (1)'de yer alan model tahmin edilmektedir. Türkiye'de 1989 yılında Türk Parasının Kıymetini Koruma Hakkında 32 sayılı Bakanlar Kurulu Kararı ile sermaye hareketlerinde serbestleşme sürecine girildiđi yılın sonrası arařtırmanın zaman aralıđını oluřturmuřtur. Gayrisafi yurt ii tasarruf ile gayrisafi yurt ii yatırım verileri Dünya Bankası (World Bank) veri tabanından temin edilmiřtir. Veriler yıllık frekanslıdır ve her bir seriye ait 32 adet gözlem sayısı söz konusudur. Serilerin arařtırma süreci boyunca izlediđi seyir Grafik 2'de gösterilmektedir.



Grafik 2. Serilerin Zaman Yolu Grafikleri (1990-2021)

Arařtırmada uygulama s¼recine Tablo 2’de ADF test bulguları raporlanarak başlanılmıřtır. ADF birim k¼k test bulguları %5 anlamlılık d¼zeyinde S/Y ve I/Y serilerinin seviyede birim k¼kl¼ olduėunu ve serilerin birinci dereceden farkı alındıėında duraėanlařtıėını g¼stermektedir. Sonuta, ADF testine g¼re her iki seri I(1) olarak ifade edilebilir.

Tablo 2. ADF Birim K¼k Test Bulguları

Seriler	Sabit Terimli Model	Sabit Terimli ve Trendli Model
S/Y	-0.2742 (0.9176)	-3.2075 (0.1099)
I/Y	-2.3617 (0.1603)	-3.4495 (0.0673)
Δ S/Y	-5.5870 (0.0001)	-8.0021 (0.0000)
Δ I/Y	-8.1718 (0.0000)	-8.0652 (0.0000)

Not: “ Δ ” notasyonu serilerin birinci dereceden farkını ifade etmektedir. ADF birim k¼k testinde sabit terimli model iin %5 anlamlılık d¼zeyinde kritik deėer -2.963972 iken; sabit terimli ve trendli model iin kritik deėer -3.562882 řeklinde-dir. ADF testinde Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) kullanılmıřtır.

Bilindiėi ¼zere, geleneksel ADF testinde hata terimlerinin normal daėılım sergilediėi varsayılmaktadır. Hata terimleri normal daėılım sergilemediėinde RALS prosed¼r¼ daha etkin sonular ¼retebilmektedir. Bu baėlamda, ADF testi kalıntılarına Jarqua-Bera normallik testi ile sına-ma gerekleřtirilmiř ve bulgular Tablo 3’te raporlanmıřtır. Arařtırma serilerinin kalıntılarının d¼zeyde ve birinci dereceden farkında normal daėılım sergilemediėi g¼r¼lmektedir. Bu durumda RALS prosed¼r¼n¼n ADF test s¼recine eklenmesi ile oluřan RALS-ADF testinin kullanılması ile daha etkin sonular ¼retebilmektedir.

Tablo 3. ADF Birim K¼k Test Kalıntılarına Jarqua-Bera Test Bulguları

Seriler	D¼zey	Olasılık Deėeri	Birinci Fark	Olasılık Deėeri
S/Y	13.6798	0.0010**	18.8205	0.0000**
I/Y	5.5314	0.0629*	5.0027	0.0110**

Not: * ve ** sırasıyla %10 ve %5 anlamlılık d¼zeyinde kalıntıların normal daėılmadıėı g¼stermektedir.

Tablo 4’te RALS-ADF birim k¼k test bulguları raporlanmıřtır. S/Y serisi iin %5 anlamlılık d¼zeyinde birim k¼k¼n varlıėını ifade eden yokluk hipotezi reddedilemez. S/Y serisi d¼zeyde birim k¼kl¼d¼r. S/Y serinin birinci dereceden farkı alındıėında birim k¼k¼n varlıėını ifade eden yokluk hipotezi reddedilir ve serinin duraėanlık ¼zelliėi I(1) olarak belirlenir. Benzer bir s¼re I/Y serisi iin iřletildiėinde serinin %5 anlamlılık d¼zeyinde birim k¼kl¼ olduėu g¼r¼lmektedir. Birinci derecen farkı alınan serinin duraėanlařtıėı g¼r¼lm¼ř ve duraėanlık ¼zelliėi I(1) olarak kararlařtırılmıřtır. Sonu olarak, serilerin birinci dereceden farklarında duraėanlařmaları uzun d¼nemli iliřkilerin tespit edilmesi iin eřb¼t¼nleřme testlerinin uygulanmasına zemin hazırlamaktadır.

Tablo 4. RALS-ADF Birim K¼k Test Bulguları

Seriler	T-İstatistiėi	ρ^2	k
S/Y	-0.7356	0.9085	1
I/Y	-2.6058	0.7292	0
Δ S/Y	-5.6578	0.7889	1
Δ I/Y	-6.0124	0.9125	1

Not: “ Δ ” notasyonu serilerin birinci dereceden farkını ifade etmektedir. k deėeri, genelden ¼zele t-anlamlılık y¼ntemiyle elde edilen optimal gecikme uzunluėudur. Hansen (1995) arařtırmasından elde edilen %5 anlamlılık d¼zeyinde kritik deėerler $p^2=0.90$ iin -2.81; $p^2=0.80$ iin -2.75 ve $p^2=0.70$ iin -2.72 řeklinde-dir.

Tablo 5 ve 6’da sırası ile EG ve RALS-EG eşbütünleşme testleri ile EG test kalıntılarına ait Jarqua-Bera normallik test bulguları raporlanmıştır. EG eşbütünleşme test bulguları, kritik değerlerin mutlak değerce test istatistiklerinden büyük olması, eşbütünleşmenin olmadığına dair yokluk hipotezinin reddedilememesine sebebiyet vermiştir. EG eşbütünleşme testine göre kurulan modelde uzun dönemli bir ilişki söz konusu değildir. EG eşbütünleşme testinin kalıntılarının normal dağılım sergilememesi RALS prosedürlü eşbütünleşme testinin kullanımına zemin hazırlamıştır. RALS-EG eşbütünleşme test bulguları, kritik değerlerin mutlak değerce test istatistiklerinden %5 anlamlılık düzeyinde küçük olması eşbütünleşmenin olmadığına dair yokluk hipotezinin reddedilmesine sebebiyet vermiştir. RALS-EG eşbütünleşme testine göre kurulan modelde %5 anlamlılık düzeyinde uzun dönemli bir ilişki söz konusudur.

Tablo 5. EG ve RALS-EG Eşbütünleşme Testleri

Yöntem	T-İstatistiği	ρ^2	k
EG	-2.4930	-	0
RALS-EG	-3.5107	0.6685	0

Not: k değeri, genelden özele t-anlamlılık yöntemiyle elde edilen uygun gecikme uzunluğunu ve ρ , EG ve RALS-EG regresyonlarının hataları arasındaki uzun dönem korelasyonu göstermektedir. Yılancı ve Aydın (2018) araştırmasından edinilen RALS-EG testinin %5 anlamlılık düzeyinde kritik değeri ise -3.1422 şeklindedir. Engle ve Yoo (1987) araştırmasından edinilen EG testinin %5 anlamlılık düzeyinde kritik değeri ise 3.67 şeklindedir.

Tablo 6. EG Eşbütünleşme Testi Kalıntılarına Jarqua-Bera Test Bulguları

JB Test İstatistiği	Olasılık Değeri
12.33566	0.0020*

Not: * %5 anlamlılık düzeyinde kalıntıların normal dağılmadığını ifade etmektedir.

Eşbütünleşme testinde uzun dönemli ilişkilerin tespit edilmesi ile modelin katsayı tahmini DOLS ve FMOLS tahmincileri ile yapılmış ve bulgular Tablo 7’de raporlanmıştır. Modelin uzun dönemli tahmin sonuçlarını üreten DOLS ve FMOLS bulgularına göre, gayrisafi yurt içi tasarruflardaki (S/Y) 1 birimlik bir artış, gayrisafi yurt içi yatırımlarda (I/Y) sırası ile 0.6931 ve 0.6823 birim artış meydana getirmektedir. Bu katsayılar, %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlıdır. FH hipotezine ait Denklem (1)’de yer alan tasarruf tutma katsayısı Türkiye için 1990-2021 yılları arasında yaklaşık 0.69 olarak tespit edilmiş ve FH hipotezinin ilgili dönemde geçerli olduğu yorumu yapılabilmektedir. Diğer bir ifade ile yurt içi tasarruflar, yurt içi yatırımların %69’unu karşılamaktadır.

Tablo 7. DOLS ve FMOLS Tahminci Bulguları

Bağımlı Değişken: I/Y	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Olasılık Değeri
Bağımsız Değişken				
DOLS				
Sabit Terim (C)	9.4325	6.2299	1.5140	0.1431
S/Y	0.6931	0.2661	2.6043	0.0155
FMOLS				
Sabit Terim (C)	10.1199	4.7419	2.1341	0.0414
S/Y	0.6823	0.1999	3.4131	0.0019

5. Sonu

Küreselleşme ile sermaye hareketlerinin ülkeler arasında daha serbest hareket etmeye başladığı bir süreç yaşanmaktadır. Dünya ekonomisi adeta tek bir piyasa gibi birbirine eklenmiş, ülke ekonomileri ulusal ölçekten sıyrılıp uluslararası bir ölçeye kavuşmuştur. Tam sermaye serbestisinin olmadığı ekonomilerde, yurt içi tasarruflar ile yurt içi yatırımlar arasında güçlü bağımlılık ilişkisi söz konusu iken, daha açık ekonomilere doğru geçildikçe ilişkinin zayıfladığı ampirik arařtırmalarla da ortaya konulmaktadır. Açık ekonomilerin belirgin avantajı ise yurt içi tasarrufların yetersizliği durumunda tasarruf eksikliğinin uluslararası finans piyasalarından karşılanma gücüdür. Özellikle yurt içi tasarruf ile yurt içi yatırım ilişkisinin uluslararası sermaye akımlarının yönü ve büyüklüğü hakkında önemli bilgiler barındırması ülkelerin makroekonomik politikalarının oluşturulmasına destek sağlamaktadır. Dünyada artan sermaye hareketlerine karşılık yurt içi yatırımların büyük bir kısmının neden yurt içi tasarruflarla finanse edildiğini sorgulayan Feldstein ve Horioka (1980) ampirik arařtırması ile bu ilişkinin güçlü olduğuna dair bulgular üretmiş ve bu konuda zengin bir literatürün doğmasına neden olmuştur. Bu arařtırmada ise Türkiye’de uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesi FH hipotezi çerçevesinde değerlendirilmiştir. Türkiye ekonomisinde sermaye hareket serbestisinin sağlandığı 1989 sonrası arařtırma süreci olarak alınmıştır. Dünya Bankası veri tabanından elde edilen 1990-2021 dönemi yıllık verilerle yurt içi tasarruf ile yurt içi yatırım ilişkisi FH hipotez denklemi bağlamında modellenmiştir. Arařtırmada, test regresyonlarına ait hata terimlerinin normal dağılım sergilemediği durumda geleneksel birim kök ve eşbütünlüşme testlerine göre daha güçlü sonuçlar üreten RALS prosedürüne dayalı ekonometrik testler kullanılmıştır.

Arařtırmada serilerin durağanlık özellikleri ADF ve RALS-ADF birim kök testleri ile sınanmış ve serilerin birinci dereceden farkında durağanlaştıkları görülmüştür. Serilerin birinci dereceden farkında durağanlaşmaları EG (1987) ve RALS-EG eşbütünlüşme testlerinin uygulanmasına zemin hazırlamıştır. Geleneksel EG (1987) eşbütünlüşme test sonucunda serilerin uzun dönemde eşbütünlüşük olmadıkları görülmüştür. Hata terimlerinin normal dağılmama bilgisini kullanan RALS-EG eşbütünlüşme test bulgularına göre seriler uzun dönemde eşbütünlüşüktür. Eşbütünlüşük seriler arasındaki katsayı tahmini ise DOLS ve FMOLS tahmincileri ile yapılmıştır. FH hipotezinin teorik denkleminde uluslararası sermaye hareketliliğinin ölçüsü (ya da tasarruf tutma katsayısı) olan β katsayısı yaklaşık 0.69 olarak tespit edilmiştir. Yurt içi tasarruflardaki 1 birimlik artışın yurt içi yatırımları 0.69 birim arttırdığı görülmüştür. Diğer bir ifade ile yurt içi tasarrufların, yurt içi yatırımların %69’unu karşıladığı şeklinde yorumlanabilmektedir. Türkiye’de 1990-2021 döneminde tasarruflar ve yatırımlar arasındaki yüksek karşılıklı bağımlılık, düşük uluslararası sermaye hareketliliğine ve FH hipotezinin geçerliliğine işaret etmektedir.

Bu arařtırmanın FH hipotezi kabulüne yönelik ampirik bulguları Türkiye özelinde Bolatoğlu (2005), Oktayer ve Susam (2007), Kaya (2010), Yavuz (2011), Mangır ve Ertuğrul (2012), Arısoy (2013), Dursun ve Abasız (2014), Akadiri vd. (2016), Demir ve Cergibozan (2017), Çağlar ve Yavuz (2018), Bozkurt ve Altınır (2021) ve Yurtkuran (2021) arařtırmaları ile ilişkinin gücü bağlamında benzerlik göstermektedir. Türkiye’nin 1989 yılı sonrası örnekleme ile ele alınan Demir ve Cergibozan (2017) arařtırması ile benzer; Akkoyunlu (2020), Keskin (2020) ve Pehlivan (2022) arařtırmaları ile zıt yönde bulgular elde edilmiştir.

Feldstein ve Horioka (1980) ampirik araştırmasındaki teorik model kullanılarak elde edilen bulgularda Türkiye'nin uluslararası sermaye hareketliliđi derecesi düşük/tasarruf tutma katsayısı yüksek tespit edilmiştir. Bu durum, yurt içi yatırımların ağırlıklı yurt içi tasarruflarla finanse edildiđi, yabancı tasarruf finansmanının zayıf kaldıđı ve mükemmel sermaye hareketliliđinin olmadıđını göstermektedir. Türkiye'nin uluslararası sermaye hareketliliđi sürecine tam entegre olamadıđı, yabancı tasarrufları ülkeye çekme konusunda sıkıntı yaşıadıđı görülmektedir.

Gelişmekte olan ülkeler grubunda yer alan Türkiye'nin yurt içi tasarruflarının yurt içi yatırımların yaklaşık %69'unu karşılaması, yurt içi tasarruf eksikliđini de beraberinde getirmektedir. Bu durum dış kaynak finansmanı ile aşılmakta ve aynı zamanda dış kaynađa olan bağımlılıđı da yaratabilmektedir. İstikrarlı büyüme hedefleri olan Türkiye'nin yatırımlarının finansmanı konusunda yurt içi tasarrufların ve bu tasarrufların yönlendirildikleri alanlar büyük önem arz etmektedir. Tasarruflar, kısa vadeli hareketlerden beslenen spekülative yatırımlardan ziyade uzun vadeli üretken yatırımlara kanalize edilmelidir. Son yıllarda yaşanan siyasi ve ekonomik çalkantıların yabancı tasarrufların eğiliminde deđişiklikler yaptıđı, uygulanan istikrarsız para ve maliye politikalarının yabancı sermayenin kısa vadeli dinamikler çerçevesinde hareket etmesine neden olduđu düşünölmektedir. Bu bağlamda, ölkede kalıcı ekonomik büyüme ve finansal istikrarın sağlanabilmesi için yurt içi tasarruflar ile doğrudan yatırımların kalıcı hale getirilmesi, finansal piyasalarda kırılmalık yaratabilecek ani kararların alınmaması, yatırımların finansmanında yerli ve yabancı tasarruf dengesinin de gözetilmesi politika yapıcılara öneri olarak sunulabilir.

Araştırma ve Yayın Etiđi Beyanı

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

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı

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

Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Adeniđi, O. and Egwaikhide, F.O. (2013). Saving-investment nexus in developing countries: Does financial development matter? *Journal of Economic Development*, 38(2), 119-140. doi:10.35866/caujed.2013.38.2.005
- Akadiri, S.S., Ahmed, I.I., Usman, O. and Seraj, M. (2016). The Feldstein-Horioka paradox, a case study of Turkey. *Asian Economic and Financial Review*, 6(12), 744-749. <https://doi.org/10.18488/journal.aefr/2016.6.12/102.12.744.749>
- Akkoyunlu, ř. (2020). Revisiting the Feldstein-Horioka puzzle for Turkey. *Journal of Applied Economics*, 23(1), 129-148. <https://doi.org/10.1080/15140326.2020.1711592>
- Akkuř, Ö. (2021). Türkiye için Feldstein Horioka hipotezinin sınanması: Fourier yaklařımı. *Business and Economics Research Journal*, 12(4), 787-798. <http://dx.doi.org/10.20409/berj.2021.352>
- Altunöz, U. (2014). Validity of Feldstein-Horioka hypothesis in Turkey. *International Refereed Journal of Research on Economics Management*, 2(1), 142-150. doi:10.17373/UHEYAT.2014018720
- Andrade, J.S. (2008). European integration and external sustainability of the European Union: An application of the thesis of Feldstein and Horioka. *Transition Studies Review*, 15(1), 21-36. <https://doi.org/10.1007/s11300-008-0164-5>
- Arestis, P. and Demetriades, P. (1999). Financial liberalization: The experience of developing countries. *Eastern Economic Journal*, 25(4), 441-457. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Arısoy, İ. (2013). Türkiye’de yatırım, tasarruf ve sermaye akıřkanlıđının analizi. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 14(1), 69-80. Eriřim adresi: <http://esjournal.cumhuriyet.edu.tr/tr/>
- Ata, A.Y. ve Dallı, T. (2022). Feldstein-Horioka hipotezinin MINT ülkelerinde sınanması. *Journal of Economics and Research*, 3(1), 123-134. <https://doi.org/10.53280/jer.1067159>
- Bangake, C. and Eggoh, J.C. (2011). The Feldstein-Horioka puzzle in African countries: A panel cointegration analysis. *Economic Modelling*, 28(3), 939-947. doi:10.1016/j.econmod.2010.11.011
- Bebczuk, R.N. and Schmidt-Hebbel, K. (2010). Revisiting the Feldstein-Horioka puzzle: An institutional sector view. *Económica*, 56, 3-38. Retrieved from <https://core.ac.uk>
- Berkman, A.N. (2022). Feldstein-Horioka bulmacası (FHB): G8 ülkeleri üzerine bir analiz. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 15(1), 189-207. <https://doi.org/10.25287/ohuiibf.1011838>
- Binay, ř. ve Kunter K. (1998). *Türkiye’de mali serbestleřtirme çabalarında Merkez Bankası’nın rolü 1980-1997* (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Arařtırma Genel Müdürlüğü, Tartıřma Tebliđi No: 9803). Eriřim adresi: <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/deb32c4e-062b-4d55-99a6-c1d5ba94a70e/9803tur.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=deb32c4e-062b-4d55-99a6-c1d5ba94a70e>
- Blanchard, O. and Giavazzi, F. (2002). Current account deficits in the Euro Area: The end of the Feldstein Horioka puzzle? *Brookings Papers on Economic Activity*, 33(2), 147-210. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.372880>
- Bolatođlu, N. (2005). Türkiye’de yurtiçi yatırım ve yurtiçi tasarruf oranları arasındaki iliřki. *Ekonomik Yaklařım*, 16(56), 19-32. doi:10.5455/ey.10526
- Bozkurt, E. ve Altınar, A. (2021). Feldstein-Horioka bulmacası: Türkiye ekonomisi üzerine Fourier eřbütünleřme analizi. *Karadeniz Sosyal Bilimler Dergisi*, 13(25), 801-814. <https://doi.org/10.38155/ksbd.971744>
- Brahmasrene, T. and Jiranyakul, K. (2009). Capital mobility in Asia: Evidence from bounds testing of cointegration between savings and investment. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 14(3), 262-269. <https://doi.org/10.1080/13547860902975077>
- But, B. and Morley, B. (2017). The Feldstein-Horioka puzzle and capital mobility: The role of the recent financial crisis. *Economic Systems*, 41(1), 139-150. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2016.05.008>

- Çağlar, A.E. ve Yavuz, E. (2018). Türkiye’de yatırım-tasarruf ilişkisinin Feldstein-Horioka paradoksu çerçevesinde analizi: Farklı tipte eşbütünleşme yaklaşımları. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 31, 143-152. <https://doi.org/10.30794/pausb.414726>
- Çifçi, İ., Özbek, R.İ. ve Uzgören, E. (2018). Feldstein-Horioka bulmacasının OECD ülkeleri için panel veri analiziyle sınanması. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 25(2), 369-390. <https://doi.org/10.18657/yonveek.340138>
- Coakley, J., Fuertes A.M. and Spagnolo, F. (2004). Is Feldstein-Horioka puzzle history? *The Manchester School*, 72(5), 569–590. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2004.00409.x>
- De Vita, G. and Abbott, A. (2002). Are saving and investment cointegrated? An ARDL bounds testing approach. *Economics Letters*, 77(2), 293-299. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(02\)00139-8](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(02)00139-8)
- Demir, C. ve Cergibozan, C. (2017). Türkiye ekonomisi için Feldstein-Horioka hipotezinin geçerliliği: Eşbütünleşme ve Markov rejim değişim yaklaşımı. *Ege Akademik Bakış*, 17(1), 89-104. doi:10.21121/eab.2017123470
- Di Iorio, F. and Fachin, S. (2007). Testing for breaks in cointegrated panels with an application to the Feldstein-Horioka puzzle. *Economics E-Journal*, 1(14), 1-23. doi:10.5018/economics-ejournal.ja.2007-14
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Dursun, G. and Abasız, T. (2014). Feldstein-Horioka puzzle in Turkey. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 15(1), 45-63. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/doujournal>
- Engle, R.F. and Yoo, S. (1987). Forecasting and testing in cointegrated systems. *Journal of Econometrics*, 35, 143-159. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(87\)90085-6](https://doi.org/10.1016/0304-4076(87)90085-6)
- Esen, E., Yıldırım, S. ve Kostakođlu, S. F. (2012). Feldstein-Horioka hipotezinin Türkiye ekonomisi için sınanması: ARDL modeli uygulaması. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 7(1), 251-267. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/oguiibf>
- Eslamloueyan, K. and Jafari, M. (2010). Capital mobility, openness, and saving-investment relationship in Asia. *Economic Modelling*, 27(5), 1246-1252. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2010.02.007>
- Feldstein, M. and Bacchetta P. (1991). *National saving and international investment* (NBER Working Papers No. 3164). Retrieved from https://www.nber.org/system/files/working_papers/w3164/w3164.pdf
- Feldstein, M. and Horioka, C. (1980). Domestic saving and international capital. *The Economic Journal*, 90(358), 314-329. <https://doi.org/10.2307/2231790>
- Fouquau, J., Hurlin, C. and Rabaud, I. (2008). The Feldstein-Horioka puzzle: A panel smooth transition regression approach. *Economic Modelling*, 25(2), 284-299. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2007.06.008>
- Fujiki, H. and Kitamura, Y. (1995). Feldstein-Horioka paradox revisited. *Monetary and Economic Studies*, 13(1), 1-16. Retrieved from <https://www.boj.or.jp/en/>
- Georgopoulos, G. and Hejazi, W. (2009). The Feldstein-Horioka puzzle revisited: Is the home-bias much less? *International Review of Economics & Finance*, 18(2), 341-350. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2007.08.004>
- Giannone, D. and Lenza, M. (2008). *The Feldstein-Horioka fact* (European Central Bank Working Paper Series No. 873). Retrieved from <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp873.pdf>
- Güriş, B. (2013). Türkiye’de Feldstein-Horioka hipotezinin geçerliliğinin sınanması: ADL eşik değeri koentegrasyon testi. *Trakya Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi E-Dergi*, 2(2), 47-55. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/trakyaiibf>

- Hansen, B.E. (1995). Rethinking the univariate approach to unit root testing: Using covariates to increase power. *Econometric Theory*, 11(5), 1148-1171. doi:10.1017/s0266466600009993
- Hüseyini, İ. ve Yalçınkaya, Ö. (2017). Tasarruf-yatırım sermaye hareketliğinin analizi: Yükselen ülke ekonomileri üzerine bir uygulama. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 18(1), 1-22. doi:10.18092/ulikidince.279888
- Im, K.S. and Schmidt, P. (2008). More efficient estimation under non-normality when higher moments do not depend on the regressors, using residual augmented least squares. *Journal of Econometrics*, 144(1), 219-233. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2008.01.003>
- Im, K.S., Lee, J. and Tieslau, M.A. (2014). More powerful unit root tests with non-normal errors. In R.C. Sickles and W.C. Horrow (Eds.), *Festschrift in honor of Peter Schmidt econometric methods and applications* (pp. 315-342). New York: Springer.
- İncekara, A. (2011). *Bankacılık ve finansal kurumlar*. İstanbul: İktisadi Arařtırmalar Vakfı.
- Karabulut, Ş., Ekinci, R. ve Tüzün, O. (2017). Feldstein-Horioka hipotezinin Türkiye’de kamusal ve özel tasarruf-yatırım dengesi açısından analizi. *International Journal of Public Finance*, 2(2), 18-37. <https://doi.org/10.30927/ijpf.327842>
- Kaya, H. (2010). Saving investment association in Turkey. *Topics in Middle Eastern and North African Economies, Electronic Journal*, 12(1), 1-16. Retrieved from <http://mee.a.sites.luc.edu>
- Keskin, N. (2020). Yurtiçi tasarruflar ile yatırımlar arasındaki ilişki: Feldstein-Horioka hipotezi çerçevesinde Türkiye analizi. *Yönetim ve Ekonomi Arařtırmaları Dergisi*, 18(1), 352-368. <http://dx.doi.org/10.11611/yead.628728>
- Ketenci, N. (2010). *The Feldstein-Horioka puzzle and structural breaks: Evidence from EU members* (Munich Personal Repec Archive No. 26010). Retrieved from https://mpra.ub.uni-muenchen.de/26010/1/MPRA_paper_26010.pdf
- Kim, S.H. (2001). The saving-investment correlation puzzle is still a puzzle. *Journal of International Money and Finance*, 20(7), 1017-1034. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(01\)00030-4](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(01)00030-4)
- Kızıltan, M., Golovko, A. ve Yereli, A.B. (2019). Feldstein-Horioka bulmacası: İkinci nesil panel eşbütünleşme analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 20(1), 61-79. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/doujournal>
- Konya, S. (2022). Gelişmekte olan ekonomiler için Feldstein-Horioka bulmacası: Bir panel veri analizi. *Abant Sosyal Bilimler Dergisi*, 22(2), 558-575. <https://doi.org/10.11616/asbi.1088521>
- Kumar, S. (2015). Regional integration, capital mobility and financial intermediation revisited: Application of general to specific method in panel data. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 36(C), 1-17. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2015.02.008>
- Kumar, S. and Rao, B.B. (2011) A time series approach to Feldstein-Horioka puzzle with panel data from the OECD countries. *The World Economy*, 34(3), 473-485. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2010.01326.x>
- Lee, H., Lee, J. and Im, K. (2015). More powerful cointegration tests with non-normal errors. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 19(4), 397-413. <https://doi.org/10.1515/snde-2013-0060>
- Mangır, F. ve Ertuğrul, M. (2012). Sermaye hareketliliği, tasarruf ve yatırım ilişkisi: Türkiye örneği. *İktisat İşletme ve Finans*, 27(317), 61-87. doi:10.3848/iif.2012.317.3362
- Murphy, R.G. (1984). Capital mobility and the relationship between saving and investment rates in OECD countries. *Journal of International Money and Finance*, 3(3), 327-342. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(84\)90017-2](https://doi.org/10.1016/0261-5606(84)90017-2)
- Murthy, N.V. (2009). The Feldstein-Horioka puzzle in Latin American and Caribbean countries: A panel cointegration analysis. *Journal of Economics and Finance*, 33(2), 176-188. doi:10.1007/s12197-008-9051-5
- Narayan, P.K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990. <https://doi.org/10.1080/00036840500278103>

- Obstfeld, M. and Rogoff, K. (2000). *The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a common cause?* (NBER Working Paper No. 7777). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=235703
- Oktayer, N. ve Susam, N. (2007). Tasarruf-yatırım-sermaye hareketleri ilişkisinin Türkiye örneğinde değerlendirilmesi. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 9(2), 19-54. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/trakyasobed>
- Özek, Y. (2020). Türkiye ve Orta Asya Türk Cumhuriyetlerinde Feldstein-Horioka bulmacasının test edilmesi. *Bingöl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 10(20), 489-508. <https://doi.org/10.29029/busbed.731940>
- Özsan, A.A., Pektaş Erdem, B. ve Ata, S. (2017). *Türkiye’de yurt içi tasarrufların ve tüketimin gelişimi* (T.C. Kalkınma Bakanlığı Ekonomik ve Stratejik Araştırmalar Dairesi 11. Kalkınma Planı Arka Plan Çalışması). Erişim adresi: <http://kalkinmaplani.gov.tr/wp-content/uploads/2018/02/Türkiye’de-Yurt-İçi-Tasarrufların-Ve-Tüketimin-Gelişimi-Arka-Plan-Çalışm...pdf>
- Pata, U.K. (2018). The Feldstein Horioka puzzle in E7 countries: Evidence from panel cointegration and asymmetric causality analysis. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 27(8), 968-984. <https://doi.org/10.1080/09638199.2018.1480053>
- Pehlivan, C. (2022). Feldstein-Horioka bulmacası ve Türkiye’den kanıtlar. *Birey ve Toplum Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(1), 29-44. <https://doi.org/10.20493/birtop.1032226>
- Petreska, D. and Mojsoska-Blazevski, N. (2013). The Feldstein-Horioka puzzle and transition economies. *Economic Annals*, 58(197), 23-46. doi:10.2298/EKA1397023P
- Seyidođlu, H. (2003). Uluslararası mali krizler, IMF politikaları, az gelişmiş ülkeler, Türkiye ve dönüşüm ekonomileri. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 4(2), 141-156. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/doujournal>
- Sinha, D. and Sinha, T. (1998). An exploration of the long-run relationship between saving and investment in the developing economies: A tale of Latin American countries. *Journal of Post-Keynesian Economics*, 20(3), 435-443. <https://doi.org/10.1080/01603477.1998.11490162>
- Sinn, S. (1992). Saving-investment correlations and capital mobility: On the evidence from annual data. *The Economic Journal*, 102(414), 1162-1170. <https://doi.org/10.2307/2234383>
- Stiglitz, J.E. (2006). *Küreselleşme büyük hayal kırıklığı* (Çev. A. Taşçıođlu ve D. Vural). İstanbul: Plan B Yayınları.
- Tesar, L.L. (1991). Savings, investment and international capital flows. *Journal of International Economics*, 31, 55-78. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(91\)90056-C](https://doi.org/10.1016/0022-1996(91)90056-C)
- Türsoy, T. and Faisal, F. (2018). Does financial depth impact economic growth in North Cyprus? *Financial Innovation*, 4, 12. <https://doi.org/10.1186/s40854-018-0096-y>
- Utlu Koçdemir, S. ve Gölpek, F. (2021). Feldstein Horioka hipotezinin MERCOSUR ülkelerinde sınanması: Panel veri analizi. *Türk Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 6(1), 25-37. Erişim adresi: <http://tursbad.hku.edu.tr/tr/>
- World Bank. (2023). *World Development Indicators* [Dataset]. Retrieved from <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- Yardımcı, M.C. (2021). Revisiting of Feldstein-Horioka puzzle: An empirical analysis. *Sakarya İktisat Dergisi*, 10(4), 441-448. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/sid>
- Yavuz, N.Ç. (2011). Feldstein-Horioka yaklaşımına göre Türkiye’de tasarruf yatırım ilişkisi ve hata düzeltme analizi (1962-2003). *Maliye Araştırma Merkezi Konferansları*, 47, 107-123. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/iuamamk/>
- Yılancı, V. ve Aydın, M. (2018). Türkiye’de kadın okullaşmasının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi: RALS-EG eşbütünleşme testi yaklaşımı. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, Prof. Dr. Harun TERZİ Özel Sayısı, 101-112. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.426922>

- Yıldırım, M.O. and Yıldırım, A.E. (2020). The Feldstein-Horioka puzzle: Evidence from emerging countries. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 55(1), 141-158. <https://doi.org/10.18070/erciyesiibd.610470>
- Yurtkuran, S. (2021). Türkiye’de Feldstein-Horioka hipotezinin geçerlilięi: DOLS uzun dönem tahmincisi ve Fourier Granger nedensellik testi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 35(1), 151-169. <https://doi.org/10.16951/atauniiibd.750416>

TESTING OF THE FELDSTEIN-HORIOKA HYPOTHESIS FOR THE TURKISH ECONOMY: EVIDENCE FROM THE RALS APPROACH

EXTENDED SUMMARY

Purpose of Study

The aim of this study is to analyze the relationship between domestic savings and domestic investments in Trkiye in the context of the Feldstein-Horioka (FH) hypothesis with annual data for the period 1990-2021. In the literature, the FH hypothesis has been tested with many different econometric methods. In this study, unit root and cointegration tests based on the Residual Augmented Least Squares (RALS) procedure have been applied for the first time to test the FH hypothesis with the Trkiye sample.

Literature Review

In their study, Feldstein and Horioka (1980) investigated the relationship between domestic savings and domestic investments in a cross-sectional data analysis to measure the degree of international capital mobility. If there is full capital mobility in the world, there will be no relationship between domestic savings and domestic investment. The reason for this situation is that in countries with full capital mobility, domestic investments will be financed by capital from around the world, while domestic savings will open up to the world for more attractive investment opportunities. Feldstein and Horioka (1980), who tried to reveal the degree of capital mobility in the context of the savings-investment relationship with the research titled "Domestic Saving and International Capital Flows", produced results contrary to the full capital mobility hypothesis in their empirical findings on the relationship between investment and savings for 16 OECD countries with data for the 1960-1974 period, and found that the majority of domestic savings remained within the country. The findings of Feldstein and Horioka (1980) have led to the interest of many researchers in this issue and the formation of a rich literature on the savings-investment relationship. The FH hypothesis has been analyzed in different countries, country groups, periods and econometric methods (Murphy (1984), Feldstein and Bacchetta (1989), Sinn (1992), De Vita and Abbott (2002), Blanchard and Giavazzi (2002), Narayan (2005), Murthy (2009), Georgopoulos and Hejazi (2009), Ketenci (2010), Bebczuk and Hebbel (2010), Petreska and Mojsoska-Blazevski (2013), Eslamloueyan and Jafari (2014), But and Morley (2017), zek (2020), ifi et al. (2018), Kızıltan et al. (2019), Ata et al. (2022)). The FH hypothesis has been the subject of various studies in Trkiye (Bolatođlu (2005), Oktayer and Susam (2007), Kaya (2010), Yavuz (2011), Esen et al. (2012), Mangır and Ertuđrul (2012), Griř (2013), Arısoy (2013), Dursun and Abasız (2014), Altunz (2014), Akadiri et al. (2016), Karabulut et al. (2017), Demir and Cergibozan (2017), ađlar and Yavuz (2018), Akkoyunlu (2020), Keskin (2020), Bozkurt and Altınır (2021), Akkuř (2021), Yurtkuran (2021) and Pehlivan (2022)).

Methodology

In the study, the stationarity properties of the series were determined by Augmented Dickey and Fuller (ADF) and Im et al. (2014) RALS ADF unit root tests. Engle and Granger (1987) and Lee et al. (2015) RALS Engle and Granger cointegration tests were applied to determine the long-run relationships in the model. The coefficient estimates of the model are made by DOLS and FMOLS methods.

Results

It is determined that the series are stationary at first order differences. The stationarity of the first order differences of the series paved the way for the application of EG (1987) and RALS-EG cointegration tests. The results of the traditional EG (1987) cointegration test show that the series are not cointegrated in the long run. According to the findings of the RALS-EG cointegration test, which uses the non-normal distribution of error terms, the series are cointegrated in the long run. The coefficient estimates between cointegrated series are determined by DOLS and FMOLS estimators. In the theoretical equation of the FH hypothesis, the coefficient β (or savings retention coefficient), which is the measure of international capital mobility, is found to be 0.69. In other words, it can be interpreted that domestic savings cover 69 per cent of domestic investments. The obtained results point to high interdependence between savings and investments, low international capital mobility and the validity of the FH hypothesis in Türkiye in the relevant period.

Conclusion

The results of the research show that domestic investments are mainly financed by domestic savings. It is observed that Türkiye has not been fully integrated into the international capital mobility process and has difficulties in attracting foreign savings to the country. The fact that domestic savings cover approximately 69 percent of domestic investments leads to a domestic savings deficit. This situation is overcome with external financing and may also create external resource dependency. Domestic savings and the channels through which these savings are channeled are of great importance in financing the investments of Türkiye, which has stable growth targets. Savings should be channeled into long-term productive investments. In order to ensure permanent economic growth and financial stability in the country, policymakers may be advised to make domestic savings and direct investments permanent, to avoid sudden decisions that may create fragility in financial markets, and to observe the balance between domestic and foreign savings in financing investments.

BİTCOİN'İN ÇEŐİTLENDİRME VE RİSKİ DENGELEME KABİLİYETİ

Diversification and Hedging Capability of Bitcoin

Gökhan Berk ÖZBEK*

Öz

Kripto varlıklar bilhassa son yıllarda popülaritesini arttırmıő bir yatırım alternatifini özelliđi tařıtmaktadırlar. Bu bakımdan bu konuda gerçekteřirilecek çalıřmalar yatırımcıların rasyonel yatırım kararları verebilmesi açasından önem arz etmektedir. Çalıřmada Bitcoin'in hisse senedi piyasalarına bir çeřitlendirme ya da riski dengeleme aracı olarak kullanılıp kullanılmayacađı arařtırılmak istenmiřtir. Bu bađlamda Bitcoin'in BIST 100 ve S&P 500 endeksleri ile olan iliřkisi incelenmiřtir. Eőbütünlüőme iliřkisini arařtırmaya yönelik Engle-Granger Eőbütünlüőme Analizi, uzun dönem katsayılarının tahminlenmesi amacıyla ise FMOLS ve DOLS yöntemleri kullanılmıřtır. İnceleme periyodu olarak Bitcoin'in iřlem hacmi bakımından yüksek seyrettiđi 02.11.2020-19.07.2022 tarih aralıđı seçilmiřtir. Ayrıca ilgili dönem Bitcoin'in bođa ve ayı periyotlarını kapsayan dört alt döneme ayrılmıřtır. Arařtırma sonucunda Bitcoin ile BIST 100 arasında koentegre bir iliřkinin varlıđına ulařılamamıřtır. Bitcoin ile S&P 500 arasında ise 1. bođa ve 2. ayı periyotlarında bir iliřki saptanmıř; bu periyotlarda Bitcoin'in S&P 500 üzerinde pozitif bir etkisi bulgulanmıřtır. Çalıřmada, Bitcoin ile BIST 100 endeksi arasında tüm dönemlerde, S&P 500 için ise beř dönemin üçünde eőbütünlüőme iliřkisinin olmadıđı tespit edilmiřtir. Bu bulgular, özellikle BIST 100 yatırımcılarının, portföylerinde Bitcoin'e de yer vermeleri halinde daha iyi çeřitlendirilmiř portföyler elde edebileceklerine dair güçlü kanıtlar sunmaktadır.

Anahtar Kelimeler:

Bitcoin,
Çeřitlendirme, Riski
Dengeleme, Borsa
İstanbul 100
Endeksi, Standard &
Poor's 500 Endeksi

JEL Kodları:

C51, G11, G15

Keywords:

Bitcoin,
Diversification,
Hedging, Borsa
İstanbul 100 Index,
Standart & Poor's
500 Index

JEL Codes:

C51, G11, G15

Abstract

Cryptocurrencies, especially in recent years, have gained popularity as an alternative investment. In this regard, studies conducted in this field are important for investors to make rational investment decisions. This study aims to investigate whether Bitcoin can be used for diversification or hedging in stock markets. In this context, the relationship between Bitcoin and BIST 100, S&P 500 indices has been examined. The Engle-Granger Cointegration Analysis has been used to investigate the cointegration relationship, and the FMOLS and DOLS methods have been used to estimate long-term coefficients. The study period has been selected as the period from 02.11.2020 to 19.07.2022, during which Bitcoin had a high trading volume. Additionally, this period has been divided into four sub-periods, covering both bull and bear periods of Bitcoin. The research results indicate that no cointegrating relationship could be found between Bitcoin and BIST 100. However, a relationship has been found between Bitcoin and S&P 500 during the 1. bull and 2. bear periods. During these periods, a positive impact of Bitcoin on the S&P 500 has been found. In the study, it has been determined that there is no cointegration relationship between Bitcoin and the BIST 100 index for all periods, while for the S&P 500, there is no cointegration relationship in three out of five periods. These findings provide strong evidence, especially for BIST 100 investors, that by including Bitcoin in their portfolios, they can achieve better-diversified portfolios.

* Öğr. Gör. Dr., Bursa Uludađ Üniversitesi, Harmancık Meslek Yüksekokulu, Türkiye, gbozbek@uludag.edu.tr, ORCID: 0000-0003-0288-069X

Makale Geliř Tarihi (Received Date): 28.07.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 27.09.2023

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıřtır.



1. Giriş

Merkezi bir otorite tarafından kontrol edilmeyişinin getirdiği güvenlik sorunları ve volatil yapılarının doğurduğu risklere karşın kripto varlıklar özellikle son yıllar içerisinde önemli bir yatırım aracı haline gelmiştir. Dezavantajları olarak görülen bu özellikleri aynı zamanda risk iştahı yüksek yatırımcıları cezbedici bir unsur olarak karşımıza çıkmaktadır. Kesintisiz bir şekilde işlem gören kripto borsaları, belirli işlem saatlerine sahip alternatif yatırım araçlarına nazaran yatırımcılara çok daha “hızlı“ bir piyasa sunmaktadır. Bu durum bazı dönemlerde yatırımcılar üzerinde olumsuz bir FOMO (Fear of Missing Out) etkisi de yaratabilmektedir (Unay, 2022). Bunun yanı sıra belirli dönemlerde kripto piyasalarındaki volatilitenin artışıyla birlikte ortaya çıkardığı risk unsuru beraberinde yüksek getiri potansiyeli vaat etmektedir ve bu durum özellikle yaş grubu olarak genç kesimdeki yatırımcıların kripto paralara ilgisini arttırmaktadır (Iacurci, 2023). Bu bağlamda kripto piyasalarının araştırmacılar tarafından irdelenmesi, alternatif finansal araçlarla ilişkilerinin saptanması ve dinamiklerinin bilimsel verilerle ortaya konması; rasyonel yatırımların piyasaya yönelmesi, daha etkin bir piyasa yapısının oluşması, yatırımcılar açısından spekülatif bir nitelikten ziyade uzun vadeli bir yatırım aracına dönüşmesi ve kripto piyasalarına karşı ön yargılı tarafların zihnindeki Ponzi Sistemi algısının değişebilmesi açısından büyük önem arz etmektedir. Bu çalışmada da Bitcoin’in bir çeşitlendirme ya da riski dengeleme (hedging) unsuru olarak kullanılıp kullanılmayacağı irdelenmiştir.

Markowitz’in öncülüğünü yaptığı alanda, pek çok araştırmacı portföy kuramına sundukları yeniliklerle finans bilimine önemli katkılar sağlamışlardır (Markowitz, 1952; Tobin, 1958; Sharpe, 1964; Lintner, 1965; Mossin, 1966). Modern portföy kuramını ortaya çıkaran ve gelişimini sağlayan bu çalışmaların temeli Markowitz tarafından getiri ve risk unsurlarının birlikte ele alınması sonucu, etkin bir çeşitlendirmenin ne şekilde olması gerektiğine dair olan önermedir. Bu önerme öz olarak; etkin bir çeşitlendirme için portföy dahilindeki finansal varlık sayısının artırılmasının yeterli olmayacağını, portföy getirisinden fedakarlıkta bulunmadan portföy varyansını minimize kılmak için portföye düşük korelasyona sahip finansal varlıkların eklenmesi gerektiğini ifade etmektedir. Hatta teorik olarak negatif kovaryansa sahip varlıkları elde bulundurmak riskten tamamiyle dengeleme imkanı sağlayabilecektir.

Bu gelişmeler, günümüz modern finansı içerisinde sıklıkla kullandığımız bazı kavramların tanımsal biçimlerini de oluşturmuştur. Portföy kapsamına, birbiriyle düşük korelasyona sahip varlıkların dahil edilmesi, çeşitlendirme; birbiriyle güçlü negatif korelasyona sahip varlıkların dahil edilmesi, riski dengeleme (hedging) ve bir varlıkta yaşanan kriz ya da yüksek risk durumlarında aralarında korelasyon bulunmayan veya negatif korelasyona sahip varlıkların dahil edilmesi, güvenli liman (safe haven) yatırımı olarak kabul görmüştür.

Riski dengeleme ve güvenli liman yatırımları arasındaki temel farklılık; alternatif ya da ikincil yatırım aracının genel dönemde ve kriz dönemlerinde sergilediği performansın ilgili varlığın performansı ile gösterdiği korelasyon ilişkisi üzerinedir. İkincil yatırım eğer genel dönemde, ortalama olarak ilgili varlıkla negatif korelasyon ilişkisi içerisinde ise güçlü riski dengeleme özelliğinden söz edilebilir. Alternatif ya da ikincil yatırım, ilgili varlıkta yaşanan kriz dönemlerinde, ilgili varlıkla negatif korelasyon ilişkisi içerisinde ise güçlü güvenli liman özelliğinden bahsedilebilir (Bouri vd., 2017b). Bu aşamada üzerinde durulması gereken bir diğer unsur “alternatif“ ve “ikincil“ yatırım kavramlarıdır. Zira bir varlıkta yaşanan kriz dönemlerinde yatırımın tamamı güvenli liman özellikleri taşıyan alternatif diğer bir varlığa

tařınabilir (veyahut yatırımcının risk iřtahına ve öngörülerine baėlı olarak belirli bir miktar sermaye ilgili varlıkta bırakılabilir). Riski dengeleme iřlemleri ise (hisse senetlerinde korunma, faiz risklerine karřı korunma, kur deėiřimlerine karřı korunma vb. amaçlarla) mutlak olarak ikincil bir pozisyon alınmasını gerektirmektedir. Arařtırmanın konu edindiėi hisse senedi yatırımlarında korunma gereėi yatırımcının aksiyon alabileceėi farklı riski dengeleme iřlemleri mevcuttur. Yatırımcı eėer ilgili finansal varlıėın vadeli kontratları mevcut ise ters yönlü pozisyon alabilir, eėer ilgili finansal varlıėın türev aracı mevcut deėil ise türev aracı mevcut olan ve ilgili varlıkla yüksek pozitif korelasyon ierisinde olan bir bařka varlıėın vadeli kontratını kullanarak ters pozisyon alabilir (Casaretto, 2018: 118,121) ya da ilgili finansal varlıkla güçlü negatif korelasyona sahip bir bařka varlıėa spot piyasada yatırım yaparak riski dengeleme yönlü aksiyon alabilir.

Kripto varlıklar, her finansal enstrümanda olduėu gibi, yatırımcılara spekülatif amaçlı kullanım gibi riski dengeleme yönlü bir yatırım fırsatı da saėlayabilecek potansiyelindedir. Kripto para birimlerinin atası konumundaki Bitcoin, günümüzde halen kripto para piyasasının gidiřatını belirleyen en önemli kripto paradır ve dolayısıyla piyasa genellikle yüksek bir korelasyon ierisinde hareket etmektedir (Konuřkan vd., 2019; Bouri vd., 2020). Bu baėlamda kripto paraların hisse senedi piyasalarına bir riski dengeleme ya da çeřitlendirme aracı olarak alternatif yaratıp yaratmadıėı arařtırmak için Bitcoin ile BIST 100 ve S&P 500 endeksleri arasındaki iliřki arařtırılmıřtır.

Son yıllarda yerli yatırımcıların Borsa İstanbul'un yanı sıra ABD borsalarına olan ilgisi de artış göstermektedir. Bu durumun olası nedenleri arasında, ABD borsalarında iřlem görmekte olan büyük ölekteki bazı řirketlerin (özellikle teknoloji ve e-satıř řirketlerinin) gün getikçe güçlenen dünyadaki küreselleřmenin etkisiyle de birlikte ölkemizdeki tüketimlerinin yaygınlařması ve marka bilinirliėinin artması, söz konusu řirketlerin paylarına ulařımın küçük yatırımcılar için kolaylařması (bu konuda faaliyet gösteren aracı řirketlerin artması ve aynı zamanda söz konusu řirketlerin pazarlama faaliyetleri esnasında küçük yatırımcıyı bilgi sahibi kılması), Anglo-Sakson hukuk sisteminin sermaye piyasalarını güçlendirici etkisinin (Beck vd., 2003; Ergungor, 2003) küçük yatırımcıya saėladıėı güven duygusu, sayılabilmektedir. Bu sebepten dolayı arařtırma kapsamına BIST 100 endeksinin yanı sıra S&P 500 endeksi de dahil edilmiřtir.

Arařtırma dönemi olarak kripto paraların yüksek hacimle iřlem gördüėü 02.11.2020-19.07.2022 tarih aralıėı seilmiřtir. alıřma hem tüm dönemi kapsayacak řekilde gerekleřtirilmiř olup, hem de ilgili dönem Bitcoin'in sert yükseliř ve sert düşüř yařadıėı 4 alt döneme ayrılarak, alt dönemler bazında da gerekleřtirilmiřtir. Öncelikle Bitcoin'in hisse senedi piyasalarına bir çeřitlendirme aracı olarak kullanılıp kullanılmayacaėının belirlenmesine yönelik deėiřkenler arasında eřbütünleřme iliřkisi arařtırılmıřtır. Eřbütünleřme iliřkisinin belirlenmesine yönelik Engle-Granger eřbütünleřme analizi uygulanmıřtır. Sonrasında Bitcoin'in yine hisse senedi piyasalarına karřı bir riski dengeleme aracı olarak kullanılıp kullanılmayacaėının belirlenmesine yönelik ise eřbütünleřmeye dayalı en küçük kareler yöntemleri (FMOLS ve DOLS) ile iliřkinin yön ve derecesi belirlenmeye alıřılmıřtır. En son ařamada ise Hata Düzeltme Modeli (ECM) vasıtasıyla koentegre deėiřkenler arasındaki kısa dönem iliřkisi incelenmiřtir.

Ulusal yazında, bu çereve de gerekleřtirilen sınırlı sayıda alıřma mevcuttur. Bu alıřmaların çoėunluėu ise kripto varlıkların oldukça ön plana ıktıėı COVID-19 pandemisi

döneminden öncesini kapsamaktadır. Bu bakımdan güncel olarak Bitcoin ile BIST 100 arasındaki ilişkinin irdelenmesi ve oluşturulacak portföylerde bu varlıkların ne şekilde konumlandırılması gerektiğinin belirlenmesi ulusal literatüre katkı sağlayacaktır. Bitcoin ile S&P 500 arasındaki ilişkiye odaklanan çalışmalar da ise bir görüş birliği bulunmamaktadır. Bu açıdan bu konudaki çalışmaların devam ettirilmesi söz konusu ilişkinin dinamiklerinin netleşmesi bakımından önem arz etmektedir. Zira COVID-19 pandemisi dönemini ve sonrasında kapsayan çalışmaların, önceki çalışmalardan farklı bulgular içerdiği görülebilmektedir. Bunun yanı sıra hem ulusal hem de uluslararası literatürde kripto paraların hisse senedi piyasaları ile olan ilişkisini, kriptoların yükseliş ve düşüş yaşadığı alt dönemler bazında ele alan çalışmaların oldukça yetersiz sayıda olması çalışmanın gerçekleştirilmesindeki temel motivasyon olmuştur.

Çalışmanın giriş bölümünden sonraki ikinci bölümünde literatür taramasına yer verilmiş, üçüncü bölümde veri seti ve kullanılan ekonometrik yöntemler açıklanmış, dördüncü bölümde araştırmanın bulguları raporlanmış, beşinci ve son bölümde ise çalışmanın sonuç değerlendirmesi gerçekleştirilmiş ve politika önerilerine yer verilmiştir.

2. Literatür

Geleneksel düşüncede hisse senedi piyasalarına karşı güvenli liman ve riski dengeleme özelliklerine sahip başlıca finansal varlık olarak altın ve çeşitli emtialar görülmektedir (Hillier vd., 2006; Baur ve Lucey, 2010; Conlon vd., 2018; Wen ve Cheng, 2018). Bunun yanı sıra altının hisse senetlerine iyi bir çeşitlendirme aracı olarak kullanılabileceğine yönelik düşüncelerde mevcuttur (Conover vd., 2010). Kripto varlıkların ortaya çıkışıyla birlikte finansal piyasalara yeni bir boyut eklenmiştir. Kripto paraların bir ödeme aracı ve tasarruf sağlama işlevinin yanı sıra risk transferine imkân sağlama özelliği, Bitcoin’in yeni ve dijital bir altın olarak nitelendirilmesine yol açmıştır (Popper, 2015). Fakat söz konusu riskin oldukça fazla olması çeşitli eleştirel yaklaşımlara sebep olmuş ve Bitcoin ile altının güvenli liman ve risk dengeleme kabiliyetleri çeşitli çalışmalarda mukayese edilmiş, altının Bitcoin’e göre söz konusu özellikler bakımından daha iyi bir performans gösterdiği ortaya konmuştur (Klein vd., 2018; Smales, 2019; Kristoufek, 2020; Grobys, 2021).

Bitcoin’in ilgili özellikleri taşıması bakımından olumlu sonuçlara ulaşmış çalışmalar da mevcuttur. Stensas vd. (2019) çalışmalarında Bitcoin’in gelişmekte olan ülkeler için risk dengeleme kabiliyetine sahip olduğunu, fakat gelişmiş ülkelerde yalnızca çeşitlendirme kabiliyeti taşıdığını ortaya koymuştur. Dyhberg (2016) Bitcoin’in FTSE endeksine karşı başarılı bir risk dengeleme kabiliyeti olduğunu ileri sürmüştür. Chan vd. (2019) Bitcoin’in Euro STOXX, Nikkei, Shanghai A-Share, S&P 500 ve TSX endekslerine karşı güçlü bir risk dengeleme özelliği sergilediğini saptamışlardır. Benzer şekilde Bouri vd. (2017b) Bitcoin’in Asya Pasifik endekslerine karşı; Bouri vd. (2017a) Bitcoin’in 14 farklı gelişmiş ve gelişmekte olan ülke borsa endeksine karşı risk dengeleme özelliği olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bazı çalışmalar ise Bitcoin’in hisse senedi piyasaları ile düşük korelasyona sahip olduğunu ortaya koyarak, güvenli liman ya da risk dengeleme özelliği bulunmasa da portföy içerisinde çeşitlendirme unsuru olarak kullanılabileceğini öne sürmüşlerdir (Briere vd., 2015; Corbet vd., 2018; Guesmi vd., 2019; Gil-Alana vd., 2020). Bazı çalışmalar ise Bitcoin ile hisse senedi piyasaları ve çeşitli finansal varlıklar arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu raporlamış ve Bitcoin’in çeşitlendirme için uygun olmadığını belirtmişlerdir (Conlon ve McGee, 2020; Conlon vd., 2020; Kristoufek, 2020; Kapar ve Olmo, 2021; Nguyen, 2022).

Bazı sonuçlar ise alıřmanın kapsadığı bölgeler aısından birbirine zıt bulgular içerebilmektedir. Sami ve Abdallah (2021) MENA ölkelerini kapsayan alıřmalarında, řariatle yönetilen ölkelerde kripto paraların borsa performansını negatif, diđer MENA ölkelerinde ise pozitif yönlü etkilediđi sonucuna ulařmışlardır. Dirican ve Canoz (2017) Bitcoin ile CHINA 50 ve S&P 500 arasında ters yönlü, DOW 30 ve NASDAQ 100 arasında ise aynı yönlü ilişki saptamıştır. BIST 100 ele alındığında ise Dirican ve Canoz (2017), Gürsoy ve Tunel (2020), Tunel ve Gürsoy (2020), Tunel vd. (2022) alıřmalarında Bitcoin ile BIST 100 arasında bir ilişkinin bulunmadığına dair sonuçlar raporlamışlardır. Serttaş (2022) ise Bitcoin'in BIST 100'e karřın COVID-19 öncesi zayıf riski dengeleme özelliđi gösterdiğini bulgulamıştır.

3. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

alıřma kapsamında Bitcoin'in bođa ve ayı periyotlarında Türk ve ABD borsaları ile olası ilişkisini arařtırmak amaçlanmıştır. Bu bağlamda Bitcoin ile BIST 100 ve S&P 500 endeksleri arasındaki ilişki durumu incelenmiştir. Bitcoin'in güçlü bođa ve ayı dönemleri yařadığı 02.11.2020-19.07.2022 tarih aralığındaki 428 gözlemi içeren günlük veri seti ile alışılmıştır. Bođa piyasaları pazardaki iyimser beklentilerin yükseldiđi ve bunun neticesinde talebin arza ağır basarak fiyat düzeylerinde yukarı yönlü bir hareketlenme yařandığı dönemleri ifade etmektedir. Bu durum pazarın, iyimser beklentilerin getirdiđi yatırımlarla olumlu bir döngü içerisine girmesini sağlar. Tersine şekilde ayı piyasaları ise pazarda kötümser bir havanın oluşması ve yatırımcıların bir panik halinde fonlarını ilgili pazardan çekme yönlü davranışta bulunması sonucu fiyat düzeylerinde aşağı yönlü bir hareketlenme yařandığı dönemleri ifade etmektedir. Arařtırmanın kapsadığı dönem Bitcoin'in fiyat hareketlilikleri üzerinde fiyat hareketi (price action) stratejileri uygulanarak Bitcoin'in yukarı yönlü (bođa piyasası) ve aşağı yönlü (ayı piyasası) hareket ettiđi 4 alt döneme ayrılmıştır. 1. Bođa Dönemi 02/11/2020–15/04/2021, 1. Ayı Dönemi 16/04/2021–18/06/2021, 2. Bođa Dönemi 21/06/2021–09/11/2021, 2. Ayı Dönemi 10/11/2021–19/07/2022 tarih aralıklarını kapsamaktadır.

Genellikle piyasadaki trendin belirlenmesi amacıyla kullanılan fiyat hareketi stratejileri, temel göstergelerden ziyade geçmiş fiyat hareketliliklerine dayanarak bir ıkarsama yapmaktadır. Tüm dönemin alt dönemlere ayrılması hususunda trend kanalları ve destek-diren noktalarından yararlanılmıştır. 2 alt dönemde yukarı eğimli kanal hareketleri gösteren ve yükselen üçgen formasyonlarına sahip olan Bitcoin; diđer 2 alt dönemde ise aşağı yönlü eğimli kanal hareketleriyle birlikte, alalan üçgen formasyonları sergilemektedir. Söz konusu alt dönemleri gösteren mum grafiđine řekil 1'de yer verilmiştir.



řekil 1. Bitcoin Bođa ve Ayı Dönemlerini Gösteren Mum Grafiđi

Alt dönemler BTC'nin (Bitcoin) boğa ve ayı piyasalarına girdiği ikişer dönem olmak üzere; Boğa 1 (B1), Ayı 1 (A1), Boğa 2 (B2) ve Ayı 2 (A2) olarak simgeleştirilmiştir. BTC değerleri olarak BTC'nin Amerikan doları bazlı fiyatları, endeks değerleri olarak ise endekslerin günlük kapanış değerleri kullanılmıştır. Zaman serileri Borsa İstanbul'un açık olduğu günlere göre düzenlenmiştir. BIST'in kapalı olduğu günlerdeki BTC ve S&P 500 verileri çalışmadan muaf tutulmuştur. BIST'in açık olduğu fakat NYSE ve NASDAQ'ın kapalı olduğu günler için ise bir önceki gün kapanış verisi kullanılmıştır. Veriler Refinitiv Eikon'dan temin edilmiştir. Verilerin ekonometrik analizinde Eviews programından faydalanılmıştır. Çalışmadaki zaman serileri doğal logaritmaları alınarak çalışmaya dahil edilmişlerdir.

Öncelikle çalışmada kullanılacak ekonometrik yöntemin belirlenmesi amacıyla değişkenlerin durağanlığı araştırılmıştır. Bu bağlamda Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri kullanılmıştır. İlişkinin belirlenmesi sürecinde ise BTC'nin bağımsız değişkeni, BIST 100 ve S&P 500'ün bağımlı değişkenleri oluşturduğu eşbütünleşme modelleri oluşturulmuştur. Değişkenler arasındaki koentegrasyon ilişkisinin belirlenmesi yönünden Engle-Granger eşbütünleşme analizi kullanılmıştır. Son aşamada koentegrasyon tespit edilen modeller için Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler (FMOLS) ve Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) yöntemleri uygulanarak; söz konusu eşbütünleşme ilişkilerinin uzun dönem katsayıları tahminlenmiştir.

Zaman serileri ile çalışılmaya başlanmadan önce, zaman serilerinin durağanlık mertebelerinin tespit edilmesi gerekmektedir. Çünkü durağan olmayan zaman serileri üzerinde klasik regresyon modellerinin uygulanması sahte regresyon problemine sebep olabilecektir. Bu durum zaman serilerinin farklı faktörlerin etkisiyle belirli bir trend halinde hareket etmelerine karşın, gerçekte birbirlerini etkilemiyor olmalarından kaynaklanabilmektedir. Zaman serileri birim kök içermiyor ve seviyede durağan iseler $I(0)$, birinci farkları alındığında durağan hale geliyorsa $I(1)$, ikinci farkta durağanlaşıyorlarsa $I(2)$ olarak tanımlanırlar.

Çalışmada kullanılan zaman serilerinin durağanlık mertebelerini belirlemek amacıyla ADF ve PP birim kök testleri kullanılmıştır. Dickey ve Fuller (1979,1981) üç varsayıma sahip bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Bu varsayımlara dair matematiksel eşitlikler (Eşitlik 1: Sabit terimsiz ve trendsiz, Eşitlik 2: Sabit terimli, Eşitlik 3: Sabit terimli ve trendli) şu şekildedir;

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (3)$$

Y_t 'nin gecikmeli değerinin t istatistiği ADF test istatistiğini ifade etmektedir. Hipotezler;

$H_0 = \delta=0$ Seri durağan değil, birim kök mevcuttur.

$H_1 = \delta<0$ Seri durağandır, birim kök yoktur.

Phillips ve Perron (1988), tarafından geliřtirilen PP birim kk testi ise ADF testinde tahmin edilen modelin ardışık bağımlılık ve deęişen varyans için modifiye edilmesine dayanmaktadır. Matematiksel eřitlięi řu řekildedir;

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t - \frac{T}{2} + \beta_2 Y_{t-1} \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (4)$$

ADF testine benzer řekilde yokluk hipotezi olan H_0 serinin birim kk ierdięini ve duraęan olmadıęını, H_1 ise serinin duraęan olduęunu ifade etmektedir.

H_0 = Seri duraęan deęil, birim kk mevcuttur.

H_1 = Seri duraęandır, birim kk yoktur.

Engle ve Granger (1987) alıřmalarında hata terimlerinin duraęanlıęına dayanan bir eřbtnleřme testi geliřtirmişlerdir. Testin uygulanabilmesi için zaman serilerinin birinci seviyede duraęan olmaları $I(1)$ olmaları gerekmektedir. Testin ilk ařamasında deęiřkenler arasında Eřitlik 5'teki regresyon modeli kurulmaktadır;

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + e_t \quad (5)$$

Testin ikinci ařamasında ise Eřitlik 5'teki regresyon modelinin hata teriminin seviyedeki duraęanlıęı incelenir. Bu noktada kritik deęerler ADF test istatistięi kritik deęerleri ile deęil, Engle ve Yoo (1987) tarafından asimptotik olarak tretilmiř kritik deęerler ile karřılařtırılır.

Aralarında koentegrasyon iliřkisi belirlenen deęiřkenler arasındaki uzun dnem katsayılarının belirlenmesi amacıyla Philips ve Hansen (1990) tarafından geliřtirilen FMOLS ile Stock ve Watson (1993) tarafından geliřtirilen DOLS yntemleri uygulanmıřtır. Bu yntemlerden DOLS, modeldeki deęiřkenleri gecikmeli deęerleri ile birlikte ele alarak yani dinamik unsurları modele dahil ederek statik regresyondaki sapmaları giderebilecek parametrik nitelikteki bir yntemdir. Parametrik yntemler genellikle istatistiki olarak daha net ve keskin sonular vermesi bakımından avantaj saęlarken, DOLS ynteminin zayıf yn ise nc ve gecikmeli (leads ve lags) deęerlerden kaynaklanan serbestlik derecesi sorunudur. FMOLS ise sabit etkili tahmincilerdeki sapmaları, baęımlı deęiřken ve baęımsız deęiřkenler üzerinde elde edilen uzun dnem parametrelerine yapılacak parametrik olmayan dzeltmeler uygulayarak giderir. Parametrik olmayan yntemler zellikle rneklem sayısı kek olduęunda dahi etkili sonular vererek, bir avantaj saęlamaktadır (Maeso-Fernandez vd., 2006; Pasha ve Ramzan, 2019). Hem parametrik hem de parametrik olmayan nitelikte iki farklı yntem uygulanarak uzun dnem katsayılarının belirlenmesi hususunda daha net ve birbirini doęrulayan sonuların elde edilmesi amalanmıřtır.

$I(0)$ olmayan zaman serilerinde uzun dnem katsayılarının belirlenmesi ařamasında klasik En Kek Kareler (OLS) yntemini kullanmak hatalı sonular vereceęinden dolayı yıllar itibariyle eřitli eřbtnleřtirici regresyon yntemleri geliřtirilmiřtir. Bunlardan FMOLS, uzun dnem kovaryans matrislerinin tahminine dayanmakta ve $I(1)$ deęiřkenler arasındaki uzun dnem katsayılarının tahmininde tutarlı sonular vermektedir. DOLS yntemi de benzer řekilde farklı mertebede duraęan zaman serilerinde kullanılabilmekte, isellik ve otokorelasyon sorunlarının var olması durumunda dahi direnli (robust) sonular vermektedir.

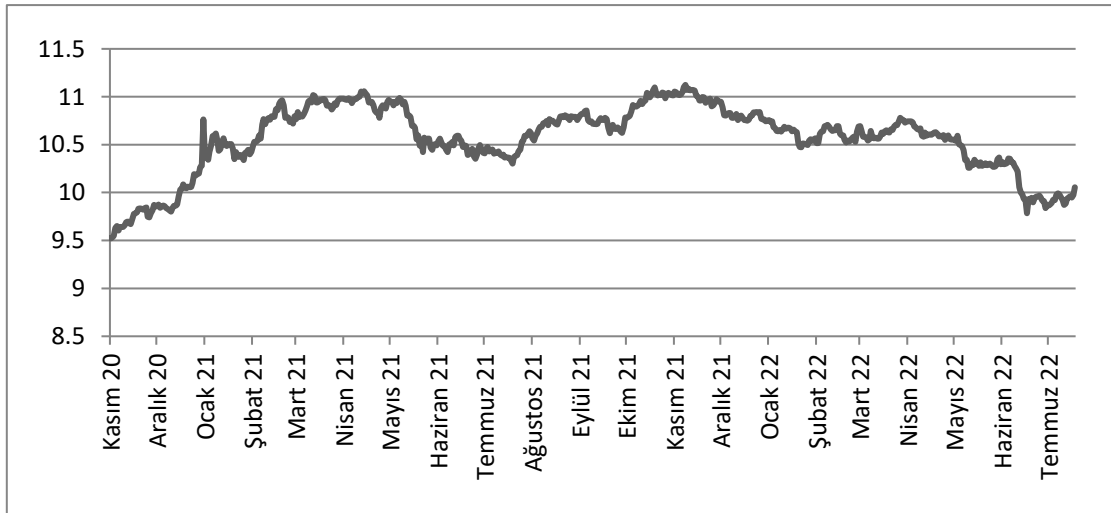
Son aşamada ise eşbütünleşik değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkilerinin belirlenmesine yönelik Hata Düzeltme Modeli (ECM) uygulanmıştır. Hata Düzeltme Modeline ilişkin kısa dönem regresyon modeli şu şekildedir;

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \gamma ECT_{t-1} + u_t \quad (6)$$

6 numaralı eşitlikte α_1 bağımsız değişkenin kısa dönem katsayısını ifade etmektedir. Gamma (γ) değerinin ise negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması beklenmektedir. Bu durum kısa dönemdeki sapmaların belirli bir süre içerisinde denge durumuna doğru düzelme sağlayacağını ifade etmektedir (şayet gamma değeri pozitif bir değer edinirse, bu durum kısa dönemde yaşanacak sapmaların modeli uzun dönem dengesinden uzaklaştıracağı anlamına gelmektedir). Gamma değeri eğer 0 ile -1 arasında bir değer edinirse, bu durum dengeli bir düzelme gerçekleşeceği anlamına gelmektedir. Eğer gamma değeri -1 ile -2 arasında bir değer edinirse, söz konusu düzelmenin denge noktası etrafında (iki yönlü bir şekilde) giderek sönümlenen bir dalgalanma şeklinde olacağı anlamına gelmektedir.

4. Bulgular

Çalışmanın kapsadığı dönem bazında BTC’ye ait fiyat grafiği (veriler çalışmada kullanıldığı şekliyle doğal logaritmaları alınarak kullanılmıştır) Şekil 2’deki gibidir. Şekil 2 incelendiğinde araştırma periyodunu oluşturan 02.11.2020-19.07.2022 tarih aralığında BTC’nin ilk boğa dönemindeki yükselişinin ardından Nisan 2021 ortasında direnç seviyesiyle karşılaştığı ve düşüşe geçtiği görülmektedir. İlk ayı dönemi Haziran 2021 sonuna dek devam etmiş, bu noktada destek seviyelerini bir kaç kez test ettikten sonra tarihi rekoruna ulaşacağı Kasım 2021 ayının başına dek ikinci boğa dönemini yaşamıştır. Bu tarihten itibaren ise yaklaşık olarak %70’e varan seviyede değer kaybedeceği ikinci ayı dönemine girmiştir.



Şekil 2. Bitcoin Fiyat Grafiği

Not: BTC/USD değerlerinin doğal logaritmaları kullanılarak oluşturulmuştur.

Tablo 1’de BTC’ye ve endekslere ait tüm dönemi ve alt dönemleri kapsayan tanımlayıcı istatistiklere (veriler çalışmada kullanıldığı şekliyle doğal logaritmaları alınarak kullanılmıştır) yer verilmiştir.

Tablo 1. Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Ort.	Std. Sapma	Maks.	Min.	Çarpıklık	Basıklık	Gözlem
Tüm Dönem 02/11/2020 – 19/07/2022							
BTC	10,56	0,3632	11,12	9,52	-0,9187	0,1426	428
BIST100	7,43	0,2227	7,88	7,03	0,6020	-1,0749	428
S&P500	8,34	0,0821	8,48	8,10	-0,3840	-0,8723	428
BTC 1. Boğa Dönemi 02/11/2020 – 15/04/2021							
BTC	10,40	0,4886	11,06	9,52	-0,3055	-1,4498	118
BIST100	7,27	0,0781	7,36	7,03	-0,8517	0,1568	118
S&P500	8,24	0,0441	8,34	8,10	-0,2835	0,1380	118
BTC 1. Ayı Dönemi 16/04/2021 – 18/06/2021							
BTC	10,71	0,1995	11,04	10,42	0,1902	-1,7835	42
BIST100	7,26	0,0223	7,29	7,19	-1,0893	0,9220	42
S&P500	8,34	0,0088	8,36	8,31	-0,9321	2,1688	42
BTC 2. Boğa Dönemi 21/06/2021 – 09/11/2021							
BTC	10,72	0,2141	11,12	10,34	-0,0071	-0,9310	95
BIST100	7,26	0,0383	7,39	7,21	1,1426	1,4271	95
S&P500	8,40	0,0235	8,46	8,35	0,3864	0,0091	95
BTC 2. Ayı Dönemi 10/11/2021 – 19/07/2022							
BTC	10,54	0,3029	11,08	9,84	-0,7422	-0,1079	173
BIST100	7,68	0,1241	7,88	7,39	-0,1789	-1,0382	173
S&P500	8,37	0,0735	8,48	8,21	-0,6176	-0,7960	173

Değişkenler tüm dönemleri ve alt dönemleri (ay ve boğa) kapsayacak şekilde belirlenmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenlere ait kısaltmalar ve açıklamaları Tablo 2’de yer almaktadır.

Tablo 2. Değişkenlere Ait Simgelerin Açıklamaları

Değişkenler	Açıklama
BTC	BTC Tüm Dönem
BTCB1	BTC 1. Boğa Dönemi
BTCA1	BTC 1. Ayı Dönemi
BTCB2	BTC 2. Boğa Dönemi
BTCA2	BTC 2. Ayı Dönemi
BIST100	BIST 100 Tüm Dönem
BIST100B1	BIST 100 1. Boğa Dönemi
BIST100A1	BIST 100 1. Ayı Dönemi
BIST100B2	BIST 100 2. Boğa Dönemi
BIST100A2	BIST 100 2. Ayı Dönemi
S&P500	S&P 500 Tüm Dönem
S&P500B1	S&P 500 1. Boğa Dönemi
S&P500A1	S&P 500 1. Ayı Dönemi
S&P500B2	S&P 500 2. Boğa Dönemi
S&P500A2	S&P 500 2. Ayı Dönemi

Çalışmada öncelikle zaman serilerinin durağanlığı incelenmiştir. Tablo 3’te ADF birim kök testinin, Tablo 4’te PP birim kök testinin sonuçlarına yer verilmiştir. ADF birim kök testi için uygun gecikme uzunluklarının belirlenmesinde Akaike Bilgi Kriteri’nden faydalanılmıştır. Maksimum gecikme uzunluğu olarak 10 seçilmiştir. Optimal gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri’ne göre program tarafından otomatik olarak belirlenmiştir.

Tablo 3. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF (Sabitli)		ADF (Sabitli ve Trendli)	
	Düzyey	1. Fark	Düzyey	1. Fark
lnBTC	-2.361073 (9)	-6.526006* (8)	-2.291474 (0)	-6.912074* (8)
lnBTCB1	-1.222665 (0)	-10.41508* (0)	-2.354957 (0)	-10.40522* (0)
lnBTCA1	-1.313233 (0)	-3.416657* (3)	-2.800524 (7)	-3.312337*** (3)
lnBTCB2	-0.706638 (0)	-10.25787* (0)	-2.379047 (0)	-10.21092* (0)
lnBTCA2	-1.038855 (0)	-12.07489* (0)	-1.958697 (0)	-12.03762* (0)
lnBIST100	-0.704574 (2)	-13.06842* (1)	-1.705600 (2)	-13.05091* (1)
lnBIST100B1	-3.215626** (0)	-10.57600* (0)	-2.064015 (0)	-11.08323* (0)
lnBIST100A1	-1.559793 (0)	-6.353732* (0)	-1.399792 (0)	-6.487373* (0)
lnBIST100B2	1.060226 (0)	-2.426231 (5)	-0.179604 (0)	-10.10987* (0)
lnBIST100A2	-2.017454 (2)	-7.853094* (1)	-3.247427*** (2)	-7.874954* (1)
lnS&P500	-2.778133*** (0)	-20.62413* (0)	-1.896409 (0)	-20.82206* (0)
lnS&P500B1	-1.890525 (1)	-11.53232* (0)	-4.945283* (0)	-11.50188* (0)
lnS&P500A1	-2.999909** (0)	-4.209511* (2)	-3.670726** (0)	-8.933361* (0)
lnS&P500B2	-0.843269 (6)	-3.303566** (5)	-1.543064 (6)	-3.329044*** (5)
lnS&P500A2	-1.099030 (0)	-12.41389* (0)	-2.844035 (0)	-12.37770* (0)

Not: Parantez içerisindeki değerler gecikme uzunluklarını göstermektedir. * ifadesi %1, ** ifadesi %5, *** ifadesi %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

PP birim kök testi için spektral kestirim metodu Barlett kernel, uygun bant genişliği Newey-West yöntemine göre belirlenmiştir.

Tablo 4. PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	PP (Sabitli)		PP (Sabitli ve Trendli)	
	Düzyey	1. Fark	Düzyey	1. Fark
lnBTC	-2.568772 (4)	-19.55961* (6)	-2.316423 (8)	-19.80386* (9)
lnBTCB1	-1.222549 (2)	-10.41047* (2)	-2.533950 (4)	-10.40544* (1)
lnBTCA1	-1.340097 (4)	-6.463617* (3)	-2.027127 (4)	-6.361416* (3)
lnBTCB2	-0.665325 (1)	-10.25862* (1)	-2.378054 (2)	-10.21164* (1)
lnBTCA2	-1.064252 (1)	-12.07489* (0)	-2.128896 (3)	-12.03762* (0)
lnBIST100	-0.811224 (2)	-21.26663* (2)	-1.670555 (3)	-21.24196* (2)
lnBIST100B1	-3.237436** (2)	-10.57632* (3)	-2.055116 (1)	-11.09682* (2)
lnBIST100A1	-1.595951 (1)	-6.358329* (1)	-1.666915 (2)	-6.563872* (4)
lnBIST100B2	0.940370 (3)	-9.696843* (4)	-0.272201 (3)	-10.09666* (3)
lnBIST100A2	-2.009580 (2)	-13.76960* (3)	-3.002612 (4)	-13.79760* (2)
lnS&P500	-2.778804*** (3)	-20.62391* (1)	-1.889575 (1)	-20.83741* (3)
lnS&P500B1	-2.322115 (3)	-11.55210* (1)	-5.015361* (5)	-11.51911* (1)
lnS&P500A1	-2.847141** (1)	-10.67650* (10)	-3.093523 (1)	-10.38012* (10)
lnS&P500B2	-1.153059 (5)	-10.67580* (7)	-1.956539 (3)	-10.63020* (7)
lnS&P500A2	-1.129577 (1)	-12.41492* (1)	-2.954984 (3)	-12.37882* (1)

Not: Parantez içerisindeki değerler bant genişliklerini göstermektedir. * ifadesi %1, ** ifadesi %5, *** ifadesi %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Uygulanan ADF ve PP birim kk testleri neticesinde alıřma dahilindeki deęiřkenlerin I(1) olduęu tespit edilmiřtir. Bu baęlamda deęiřkenler arasındaki koentegrasyon iliřkilerinin tespitinde Engle-Granger eřbütnleřme analizinin kullanılması uygunluk iermektedir. Engle-Granger eřbütnleřme analizinin uygulanmasında, klasik yntem olan 2 ařamalı metod uygulanmıřtır. Bu aıdan ncelikle BTC'nin BIST 100 ve S&P 500 ile iliřkisellięinin belirlenmesine ynelik tm dnem ve alt dnemleri kapsayacak Őekilde on farklı regresyon modeli oluřturulmuřtur. İkinci ařamada ise oluřturulan regresyon modellerinin kalıntı deęerlerinin duraęanlıęı incelenmiřtir. Kalıntı deęerlerin duraęanlık sınamasında ADF birim kk testi kullanılmıřtır. Uygun gecikme uzunluklarının belirlenmesinde Akaike Bilgi Kriteri'nden faydalanılmıřtır. Yokluk hipotezi olan H_0 deęiřkenlerin eřbütnleřik olmadıęını ifade etmektedir.

Tablo 5'te kurulan modellere ve kalıntı deęerlerin birim kk test sonularına yer verilmiřtir. Engle-Granger eřbütnleřme analizi sonularına gre BTCB1-S&P500B1 ve BTCA2-S&P500A2 deęiřkenleri arasında koentegrasyon bulgulanmıřtır. Dięer deęiřkenler arasında ise eřbütnleřme iliřkisinden sz edilememektedir. BTC ile BIST 100 arasında hem tm dnem bazında hem de alt dnemler bazında eřbütnleřik bir iliřkinin bulunmadıęı belirlenmiřtir. Bu bakımdan BTC'nin BIST 100 iin etkin bir eřitlendirme aracı olabileceęi sonucuna ulařılmıřtır. BTC ile S&P 500 arasında ise tm dnem ve 1. ayı - 2. boęa alt dnemleri arasında eřbütnleřme iliřkisine ulařılmamıřtır. Fakat BTC'nin 1. boęa dneminde ve 2. ayı dneminde S&P 500 ile eřbütnleřme iliřkisinin belirlenmesi, BTC'nin S&P 500 endeksi aısından etkin bir eřitlendirme aracı olarak ngrlmesine engel teřkil etmektedir.

Tablo 5. Engle-Granger Eřbütnleřme Analizi Sonuları

Dnemler	Modeller	ADF t-istatistięi	H_0
Tm Dnem	$\ln BIST100_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln BTC_t + e_{1t}$	-1.932933 (2)	Red Edilememiřtir.
1. Boęa Dnemi	$\ln BIST100B1_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln BTCB1_t + e_{2t}$	-2.413249 (0)	Red Edilememiřtir.
1. Ayı Dnemi	$\ln BIST100A1_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln BTCA1_t + e_{3t}$	-2.266845 (3)	Red Edilememiřtir.
2. Boęa Dnemi	$\ln BIST100B2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln BTCB2_t + e_{4t}$	-0.881838 (0)	Red Edilememiřtir.
2. Ayı Dnemi	$\ln BIST100A2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln BTCA2_t + e_{5t}$	-2.249817 (0)	Red Edilememiřtir.
Tm Dnem	$\ln S\&P500_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln BTC_t + e_{6t}$	-2.315478 (0)	Red Edilememiřtir.
1. Boęa Dnemi	$\ln S\&P500B1_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln BTCB1_t + e_{7t}$	-3.852234** (0)	Red
1. Ayı Dnemi	$\ln S\&P500A1_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln BTCA1_t + e_{8t}$	-2.845448 (2)	Red Edilememiřtir.
2. Boęa Dnemi	$\ln S\&P500B2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln BTCB2_t + e_{9t}$	-2.520935 (6)	Red Edilememiřtir.
2. Ayı Dnemi	$\ln S\&P500A2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln BTCA2_t + e_{10t}$	-3.201139*** (0)	Red

Not: Parantez ierisindeki deęerler gecikme uzunluklarını gstermektedir. Kritik deęerler %1, %5 ve %10 anlamlılık dzeylerinde sırasıyla, 50 rneklem byklę iin -4.32, -3.67, -3.28; 100 rneklem byklę iin -4.07, -3.37, -3.03; 200 rneklem byklę iin -4.00, -3.37, -3.02'dir (Engle ve Yoo, 1987: 157). ** ifadesi %5, *** ifadesi %10 anlamlılık dzeyini ifade etmektedir.

Aralarında eřbütnleřme iliřkisi belirlenen deęiřkenlerin etkin bir eřitlendirme iin uygun olmadıęının saptanmasıyla birlikte, uzun dnem katsayılarının tahminlenmesiyle birlikte sz konusu deęiřkenlerin birbirlerine riski dengeleme ynl bir fırsat tanıyıp tanımadıęının belirlenmesi amalanmıřtır. Bu baęlamda uzun dnem katsayılarının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı belirlenmesi durumunda riski dengeleme ynl bir nitelikten bahsedilebilecek iken, katsayıların pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı sonu vermesi durumunda ise eřitlendirmenin yanı sıra riski dengeleme ynl de bir opsiyonun var olmadıęı sonucuna ulařılacaktır. Eřbütnleřme saptanan ilgili deęiřkenler arasındaki iliřkinin uzun dnem

katsayılarının tahminlenmesine yönelik FMOLS ve DOLS yöntemleri kullanılmıştır. Tablo 6’da FMOLS test sonuçları raporlanmıştır. FMOLS testi sonuçlarına göre birinci modelde bağımsız değişken BTCB1’in bağımlı değişken S&P500B1’i pozitif olarak etkilediği görülmektedir. Etki derecesi ise 0.081783’tür. Yani BTCB1’de yaşanan %1’lik bir artış S&P500B1’de yaklaşık olarak %0.08’lik bir artışa neden olmuştur. Benzer şekilde ikinci modelde bağımsız değişken BTCA2’nin bağımlı değişken S&P500A2 üzerinde yine pozitif bir etkisi olduğu görülmektedir. Etki derecesi 0.227480’dır. Yani BTCA2’de yaşanan %1’lik bir artış S&P500A2 üzerinde yaklaşık olarak %0.23’lük bir artışa sebep olmuştur. Her iki modelin de bağımlı değişkendeki değişimleri açıklama gücü hayli yüksektir (birinci model için %85, ikinci model için %86).

Tablo 6. FMOLS Testi Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık Değeri
Model 1 Bağımlı Değişken: lnS&P500B1				
lnBTCB1	0.081783	0.005925	13.80380	0.0000
C	7.391360	0.061755	119.6888	0.0000
R ² = 0.854574		Düzeltilmiş R ² = 0.853309		
Model 2 Bağımlı Değişken: lnS&P500A2				
lnBTCA2	0.227480	0.014008	16.23945	0.0000
C	5.978011	0.147694	40.47567	0.0000
R ² = 0.862405		Düzeltilmiş R ² = 0.861595		

Tablo 7’de DOLS test sonuçlarına yer verilmiştir. Uygun gecikme ve gelecek uzunluklarının belirlenmesinde Akaike Bilgi Kriteri’nden yararlanılmıştır. DOLS testi sonuçları FMOLS test sonuçlarıyla oldukça benzerlik göstermekte olup, her iki model de bağımsız değişkenin bağımlı değişken üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Birinci model için söz konusu etki derecesi 0.079598’dir. Yani BTCB1’de gerçekleşen %1’lik bir artış S&P500B1 üzerinde yaklaşık olarak %0.08’lik bir artışa neden olmuştur. İkinci modeldeki bağımsız değişkenin etki derecesi ise 0.228884’tür. Yani BTCA2’de yaşanan %1’lik bir artış S&P500A2 üzerinde yaklaşık olarak %0.23’lük bir artışa neden olmuştur. Yine benzer şekilde modellerin bağımlı değişkendeki değişimleri açıklama gücü oldukça yüksektir (her iki model için de %86).

Tablo 7. DOLS Testi Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık Değeri
Model 1 Bağımlı Değişken: lnS&P500B1				
lnBTCB1	0.079598	0.005811	13.69816	0.0000
C	7.415073	0.060607	122.3466	0.0000
R ² = 0.862251		Düzeltilmiş R ² = 0.858561		
Model 2 Bağımlı Değişken: lnS&P500A2				
lnBTCA2	0.228884	0.014551	15.72946	0.0000
C	5.962840	0.153486	38.84933	0.0000
R ² = 0.864825		Düzeltilmiş R ² = 0.861548		

Not: 1. Model için Lag:1, Lead:0 ve 2. Model için Lag:0, Lead:2

Aralarında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilen ve uzun dönem katsayıları tahminlenen değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisinin belirlenmesine yönelik Hata Düzeltme Modeli

kurulmuřtur. Birbirine koentegre deęiřkenlerin denge durumunda yařanacak sapmalara tepki vermesi beklenir. Bu nedenle Hata Düzeltme Modeli vasıtasıyla ilgili deęiřkenlerin kısa dönem řoklarının neden olduęu sapmalardan, tekrar denge durumuna gelme süreci incelenir. Hata düzeltme teriminin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması beklenir. Bu sayede aralarında koentegrasyon belirlenen ve çeřitlendirme ile riski dengeleme iřlevleri aısından uygun bulunmayan deęiřkenler arasındaki modellerin kısa dönem iliřkisi ve uzun dönemde denge durumuna gelme durumu sınanmak istenmiřtir. Hata Düzeltme Modelinin kurulmasına yönelik, deęiřkenlerin birinci farkları alınarak duraęanlařtırılmıř ve hata terimlerinin bir gecikmeli halleri ile regresyona sokulmuřtur. Hata Düzeltme Modeli sonuları Tablo 8’de raporlanmıřtır.

Tablo 8. Hata Düzeltme Modeli (ECM) Sonuları

Deęiřkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistięi	Olasılık Deęeri
Model 1 Baęımlı Deęiřken: D(lnS&P500B1)				
D(lnBTCB1)	0.032064	0.013008	2.464963	0.0152
C	0.001494	0.000786	1.900581	0.0599
ECT(-1)	-0.173667	0.045686	-3.801352	0.0002
Model 2 Baęımlı Deęiřken: D(lnS&P500A2)				
D(lnBTCA2)	0.207083	0.020564	10.07024	0.0000
C	0.000250	0.000865	0.288339	0.7734
ECT(-1)	-0.092165	0.031410	-2.934225	0.0038

Modellere iliřkin tanısal test sınamaları sonucunda modellerde otokorelasyon (Breusch-Godfrey LM – $p>0,05$) ve deęiřen varyans (Breusch-Pagan-Godfrey – $p>0,05$) problemlerinin olmadığı ve hata terimlerinin normal daęılıma sahip olduęu (Jarque-Bera – $p>0,05$) tespit edilmiřtir. Hata düzeltme terimleri incelendięinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Bu durum yařanılan řoklar sonucunda kısa dönem dengesinden sapmaların bir süre sonra tekrar denge durumuna geldięini göstermektedir. Katsayılar incelendięinde Model 1’deki 1 birimlik sapmanın yaklaşık olarak %17’sinin; Model 2’deki 1 birimlik sapmanın ise yaklaşık olarak %9’nun bir dönem sonrasında denge konumuna geldięi görülmektedir.

5. Sonu ve Deęerlendirme

Engle-Granger Eřbütünleřme Analizi sonularına göre Bitcoin’in 1. boęa dönemi ve 2. ayı döneminde Bitcoin ile S&P 500 endeksi arasında eřbütünleřik bir iliřki bulgulanmıřtır. Tüm dönem bazında ve dięer iki alt dönem de ise Bitcoin ile S&P 500 arasında eřbütünleřmenin olmadığı belirlenmiřtir. Bitcoin ile BIST 100 endeksi arasında ise hem tüm dönem bazında hem de alt dönemler bazında eřbütünleřme iliřkisinin var olmadığı saptanmıřtır. Koentegre iliřki saptanan dönemler için Bitcoin’in S&P 500 endeksi üzerindeki etkisi FMOLS ve DOLS yöntemleri ile sınanmıřtır. Hem FMOLS hem de DOLS testi sonularına göre Bitcoin’in 1. boęa dönemi için S&P 500 üzerinde pozitif yönlü ve yaklaşık 0.08’lik bir etkisi bulgulanmıřtır. Benzer şekilde her iki test sonucuna göre Bitcoin’in 2. ayı döneminde de S&P 500 üzerinde pozitif yönlü etkisi mevcuttur ve bu etkinin derecesi her iki test sonucuna göre de yaklaşık 0.23 olarak belirlenmiřtir. Hata Düzeltme Modeli sonularına göre ise her iki model için de model dinamiklerinin uzun dönemde dengeye kavuřtuęu ve dengeden kısa dönemli sapmaların bir süre sonrasında düzeldięi belirlenmiřtir.

FMOLS ve DOLS aynı amaca sahip ve birbirine benzerlik gösteren yöntemlerdir. Bu bakımdan iki test sonucunun birbirleriyle tamamen örtüşür sonuçlara sahip olması test sonuçlarının bir nevi sağlamasının yapılmasına olanak tanımıştır.

Bitcoin ile BIST 100 endeksi arasında eşbütünlük bir ilişkinin olmadığına ilişkin bulgular, yatırımcılara, BIST kapsamındaki paylardan oluşan portföylerinde Bitcoin’e de yer vermelerinin daha iyi çeşitlendirilmiş bir portföy elde edebilmeleri ve dolayısıyla riski daha iyi dengelenmiş bir portföye sahip olabilmeleri hususunda bir önerme içermektedir. Bu sonucu bakımından literatürdeki benzer çalışmalarla da uyum içermektedir (Dirican ve Canoz, 2017; Gürsoy ve Tunçel, 2020; Tunçel ve Gürsoy, 2020; Tunçel vd., 2022). Bitcoin ile S&P 500 arasındaki ilişki ele alındığında ise; araştırmaya tabi tüm dönem bazında koentegrasyon bulgulanmamış olsa da belirli alt dönemlerde iki değişken arasında bir ilişki mevcuttur. Bu durum Bitcoin’in S&P 500 hisselerini içeren bir portföy dahilinde ancak zayıf bir çeşitlendirme aracı olarak kullanılabileceğini göstermektedir. Bu ilişkinin pozitif yönlü olması ise Bitcoin’in ABD borsa yatırımlarına bir risk dengeleme işlevi üstlenemeyeceğini göstermektedir. Bu bakımdan literatürdeki bazı çalışmalar ile paralel sonuçlar taşımaktadır (Conlon ve McGee, 2020; Conlon vd., 2020; Kristoufek, 2020; Kapar ve Olmo, 2021; Nguyen, 2022).

Bu noktada önem arz eden başka bir husus ise Bitcoin’in S&P 500 üzerindeki etkisinin derecesidir. Uzun dönem katsayıları incelendiğinde, 2. ayı döneminde etkinin derecesi 1. boğa dönemindekine nazaran yaklaşık üç kat artış göstermiştir. Bu bağlamda bu durum iki yönlü ele alınabilir. Etkinin artışı ilk olarak boğa ve ayı dönemleri bazında ele alındığında, kripto piyasalarında yaşanan olumsuz gidişatın ABD borsasına olan etkisi, kripto piyasalarındaki olumlu havanın borsa üzerindeki etkisine göre daha yüksek olmuştur. Bu açıdan literatürde Bitcoin’in farklı yatırım araçlarıyla olan ilişkisini alt dönemler bazında inceleyen sınırlı sayıda çalışmayla da benzerlik içermektedir (Ji vd., 2018). Elbette bu noktada göz ardı edilmemesi gereken unsur, kripto piyasasında 2. ayı döneminin yaşandığı periyot COVID-19’un hiç değilse algısal olarak büyük ölçüde pik yaptığı dönemdir. Aynı zamanda bu dönem hane halkı ve tasarruf sahiplerinin COVID-19 pandemisinin ekonomi üzerindeki olumsuz etkilerinin kendisini hissettirmeye başlayacağını düşünmeye başladığı dönemdir. Bu bakımdan kripto piyasalarında yaşanan olumsuz havanın hisse senedi piyasalarına sirayet etmesinin kolaylaştığı düşünülebilir. İkincil olarak söz konusu etki artışı tarihsel akış bazında ele alındığında ise; kripto piyasalarının zaman içerisinde ABD hisse senedi piyasalarıyla daha entegre bir yapıya kavuştuğu yorumu yapılabilir. Zira son dönemde gerçekleştirilen bazı çalışmalar bu düşüncüyü destekler niteliktedir. Georgetown Üniversitesi’nde yapılan araştırmada (Yuyama vd., 2023) Bitcoin ve S&P 500 arasındaki korelasyonun son yıllar içerisinde artış gösterdiği bulgulanmıştır. Benzer şekilde Huang vd. (2021) COVID-19 öncesi ve sonrasını kapsayan çalışmalarında, Bitcoin’in çeşitlendirme özelliğinde kayıplar olduğunu ortaya koymuşlardır.

Sonuç olarak içerdiği tüm risklere rağmen kripto para piyasası finans sektörü içerisinde kendine göz ardı edilemeyecek bir konum inşa etmiştir. Araştırmacıların gelecekte gerçekleştirecekleri çalışmalarında kripto varlıkların dinamiklerini daha net bir şekilde ortaya koyabilmeleri, piyasa içerisindeki hareketliliklerin ve anomalilerin daha iyi anlaşılmasını sağlayabilecek ve dolayısıyla özellikle temkinli yatırımcıların kripto piyasasına daha ılımlı yaklaşmasını sağlayarak portföyleri dahiline almalarına imkan tanıyacaktır. Bu motivasyonla gerçekleştirilen bu çalışmada; Bitcoin’in S&P 500 ile olan ilişkisi istatistikî bir şekilde raporlanmış ve ayrıca halen BIST için önemli bir çeşitlendirme aracı olabileceği ortaya konmuştur.

Ortaya ıkıřından itibaren son on beř yıllık dnemde belirli periyotlarda iřlem hacimlerinde artıřlar yařanan kripto varlıkların, yakın bir dnemde tekrardan bir ivme kazanması ihtimalinin olduėu dřunlmektedir. Bu bakımdan, bu alıřmanın da ierisinde olduėu, ilgili alanda gerekleřtirilen ve gerekleřtirilecek alıřmalar, tasarruf sahiplerine yatırımlarında doėru kararlar alabilmeleri aısından yol gsterici bir unsur olacaktır. Bu Őekilde Őimdiye kadar genel olarak Bandwagon etkisiyle (Schmitt-Beck, 2015) yn alan bazı yatırımların daha rasyonel bir zemine kavuřabileceėi dřunlmektedir.

Arařtırma ve Yayın Etiėi Beyanı

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

Arařtırmacıların Katkı Oranı Beyanı

Yazar, makalenin tamamına yalnız kendisinin katkı saėlamıř olduėunu beyan eder.

Arařtırmacıların ıkar atıřması Beyanı

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

Kaynakça

- Baur, D.G. and Lucey, B.M. (2010). Is gold a hedge or a safe haven? An analysis of stocks, bonds and gold. *Financial Review*, 45(2), 217-229. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.2010.00244.x>
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. and Levine, R. (2003). Law and finance: Why does legal origin matter? *Journal of Comparative Economics*, 31(4), 653-675. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2003.08.001>
- Bouri, E., Gupta, R., Tiwari, A.K. and Roubaud, D. (2017a). Does Bitcoin hedge global uncertainty? Evidence from wavelet-based quantile-in-quantile regressions. *Finance Research Letters*, 23, 87-95. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2017.02.009>
- Bouri, E., Molnár, P., Azzi, G., Roubaud, D. and Hagfors, L.I. (2017b). On the hedge and safe haven properties of Bitcoin: Is it really more than a diversifier? *Finance Research Letters*, 20, 192-198. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.09.025>
- Bouri, E., Roubaud, D. and Shahzad, S.J.H. (2020). Do Bitcoin and other cryptocurrencies jump together? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 76, 396-409. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2019.09.003>
- Briere, M., Oosterlinck, K. and Szafarz, A. (2015). Virtual currency, tangible return: Portfolio diversification with Bitcoin. *Journal of Asset Management*, 16, 365-373. <https://doi.org/10.1057/jam.2015.5>
- Caseretto, F. (2018). *Finansal korunma hedging* (2. Bs.). İstanbul: Scala Yayıncılık.
- Chan, W.H., Le, M. and Wu, Y.W. (2019). Holding Bitcoin longer: The dynamic hedging abilities of Bitcoin. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 71, 107-113. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2018.07.004>
- Conlon, T., Corbet, S. and McGee, R.J. (2020). Are cryptocurrencies a safe haven for equity markets? An international perspective from the COVID-19 pandemic. *Research in International Business and Finance*, 54, 101248. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101248>
- Conlon, T. and McGee, R. (2020). Safe haven or risky hazard? Bitcoin during the COVID-19 bear market. *Finance Research Letters*, 35, 101607. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101607>
- Conlon, T., Lucey, B.M. and Uddin, G.S. (2018). Is gold a hedge against inflation? A wavelet time-scale perspective. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 51(2), 317-345. <https://doi.org/10.1007/s11156-017-0672-7>
- Conover, C.M., Jensen, G.R., Johnson, R.R. and Mercer, J.M. (2010). Is now the time to add commodities to your portfolio? *The Journal of Investing*, 19(3), 10-19. doi:10.3905/joi.2010.19.3.010
- Corbet, S., Meegan, A., Larkin, C., Lucey, B. and Yarovaya, L. (2018). Exploring the dynamic R-relationships between cryptocurrencies and other financial assets. *Economics Letters*, 165, 28-34. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2018.01.004>
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(1), 427-431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio tests for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1072. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Dirican, C. and Canoz, I. (2017). The cointegration relationship between Bitcoin prices and major world stock indices: An analysis with ARDL model approach. *Journal of Economics Finance and Accounting*, 4(4), 377-392. <https://doi.org/10.17261/Pressacademia.2017.748>
- Dyhrberg, A.H. (2016). Hedging capabilities of Bitcoin. Is it the virtual gold? *Finance Research Letters*, 16, 139-144. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2015.10.025>
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>

- Engle, R.F. and Yoo, B.S. (1987). Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, 35(1), 143-159. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(87\)90085-6](https://doi.org/10.1016/0304-4076(87)90085-6)
- Ergungor, O.E. (2003). Market- vs. bank-based financial systems: Do rights and regulations really matter? *Journal of Banking and Finance*, 28(12), 2869-2887. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2003.04.001>
- Gil-Alana, L.A., Abakah, E.J.A. and Rojo, M.F.R. (2020). Cryptocurrencies and stock market indices. Are they related? *Research in International Business and Finance*, 51, 101063. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.101063>
- Grobys, K. (2021). When Bitcoin has the flu: On Bitcoin's performance to hedge equity risk in the early wake of the COVID-19 outbreak. *Applied Economics Letters*, 28(10), 860-865. <https://doi.org/10.1080/13504851.2020.1784380>
- Guesmi, K., Saadi, S., Abid, I. and Ftiti, Z. (2019). Portfolio diversification with virtual currency: Evidence from Bitcoin. *International Review of Financial Analysis*, 63, 431-437. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.03.004>
- Gürsoy, S. and Tunçel, M.B. (2020). Kripto paralar ve finansal piyasalar arasındaki ilişkinin incelenmesi: Bitcoin ve seçili pay piyasaları arasında yapılmıř nedensellik analizi (2010-2020). *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 55(4), 2126-2142. doi: 10.15659/3.sektor-sosyal-ekonomi.20.10.1344
- Hillier, D., Draper, P. and Faff, R. (2006). Do precious metals shine? An investment perspective. *Financial Analysts Journal*, 62(2), 98-106. <https://doi.org/10.2469/faj.v62.n2.4085>
- Huang, Y., Duan, K. and Mishra, T. (2021). Is Bitcoin really more than a diversifier? A pre-and post-COVID-19 analysis. *Finance Research Letters*, 43, 102016. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102016>
- Iacurci, G. (2023). Crypto is Gen Z's most common investment. That may be risky, experts said. Retrieved from <https://www.cnbc.com/2023/06/07/crypto-is-gen-zs-most-common-investment-that-may-be-risky.html>
- Ji, Q., Bouri, E., Gupta, R. and Roubaud, D. (2018). Network causality structures among Bitcoin and other financial assets: A directed acyclic graph approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 70, 203-213. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2018.05.016>
- Kapar, B. and Olmo, J. (2021). Analysis of Bitcoin prices using market and sentiment variables. *The World Economy*, 44(1), 45-63. <https://doi.org/10.1111/twec.13020>
- Klein, T., Thu, H.P. and Walther, T. (2018). Bitcoin is not the new gold – A comparison of volatility, correlation, and portfolio performance. *International Review of Financial Analysis*, 59, 105-116. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.07.010>
- Konuskan, A., Teker, T., Ömürbek, V. ve Bekci, İ. (2019). Kripto paraların fiyatları arasındaki ilişkinin tespitine yönelik bir arařtırma. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24(2), 311-318. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/sduibfd/>
- Kristoufek, L. (2020). Grandpa, grandpa, tell me the one about Bitcoin being a safe haven: New evidence from the COVID-19 pandemic. *Frontiers in Physics*, 8, 296. <https://doi.org/10.3389/fphy.2020.00296>
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-780850-5.50018-6>
- Maeso-Fernandez, F., Osbat, C., and Schnatz, B. (2006). Towards the estimation of equilibrium exchange rates for transition economies: Methodological issues and a panel cointegration perspective. *Journal of Comparative Economics*, 34(3), 499-517. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2006.05.003>
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7(1), 77-91. <https://doi.org/10.2307/2975974>
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34(4), 768-783. <https://doi.org/10.2307/1910098>

- Nguyen, K.Q. (2022). The correlation between the stock market and Bitcoin during COVID-19 and other uncertainty periods. *Finance Research Letters*, 46(Part A), 102284. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102284>
- Pasha, A. and Ramzan, M. (2019). Asymmetric impact of economic value-added dynamics on market value of stocks in Pakistan stock exchange, a new evidence from panel co-integration, FMOLS and DOLS. *Cogent Business & Management*, 6(1), 1653544. <https://doi.org/10.1080/23311975.2019.1653544>
- Phillips, P.C. and Hansen, B.E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125. <https://doi.org/10.2307/2297545>
- Phillips, P.C. and Perron, P. (1988). Testing for A unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Popper, N. (2015). *Digital gold: The untold story of Bitcoin*. New York: Penguin.
- Sami, M. and Abdallah, W. (2021). How does the cryptocurrency market affect the stock market performance in the MENA region? *Journal of Economic and Administrative Sciences*, 37(4), 741-753. <https://doi.org/10.1108/JEAS-07-2019-0078>
- Schmitt-Beck, R. (2015). Bandwagon effect. In G. Mazzoleni (Ed.), *The international encyclopedia of political communication* (pp. 1-5). New York: Wiley.
- 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. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425-442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- Smales, L.A. (2019). Bitcoin as a safe haven: Is it even worth considering? *Finance Research Letters*, 30, 385-393. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.11.002>
- Stensås, A., Nygaard, M.F., Kyaw, K. and Treepongkaruna, S. (2019). Can Bitcoin be a diversifier, hedge or safe haven tool? *Cogent Economics & Finance*, 7(1), 1593072. <https://doi.org/10.1080/23322039.2019.1593072>
- Stock, J.H. and Watson, M.W. (1993). A simple estimator of cointegration vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783-820. <https://doi.org/10.2307/2951763>
- Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *The Review of Economic Studies*, 25(2), 65-86. <https://doi.org/10.2307/2296205>
- Tunçel, M.B., Alptürk, Y., Altunay, M.A. ve Bekci, İ. (2022). Kripto paralar ile BIST100 Endeksi arasındaki nedensellik ilişkisi: Bitcoin örneği. *Abant Sosyal Bilimler Dergisi*, 22(1), 367-374. <https://doi.org/10.11616/asbi.1096677>
- Tunçel, M.B. ve Gürsoy, S. (2020). Korku endeksi (VIX), Bitcoin fiyatları ve BİST100 Endeksi arasındaki nedensellik ilişkisi üzerine ampirik bir uygulama. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(76), 1999-2011. <https://doi.org/10.17755/esosder.712702>
- Unay, D. (2022, 5 Nisan). Borsa ve kripto parada FOMO etkisi. *Independent Türkçe*. Erişim Adresi: <https://www.indyurk.com/node/493636/t%C3%BCrki%C3%87yeden-sesler/borsa-ve-kripto-parada-fomo-etkisi>
- Wen, X. and Cheng, H. (2018). Which is the safe haven for emerging stock markets, gold or the US dollar? *Emerging Markets Review*, 35, 69-90. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2017.12.006>
- Yuyama, T., Ikeno, Y., Zhang, S., Matsuo, S.I. and Angel, J. (2023). *Can crypto assets be safe-haven assets during crisis periods?* (Georgetown McDonough School of Business Research Paper No. 4346079). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4346079

DIVERSIFICATION AND HEDGING CAPABILITY OF BITCOIN

EXTENDED SUMMARY

Research Subject and Purpose

With the emergence of cryptocurrencies, they have rapidly established an undeniable position within the financial sector in a relatively short period. Especially during certain periods, they have attracted significant interest of investors, making them a subject of frequent research in financial literature in recent years. However, due to their relatively "young" nature and occasional high volatility, some investors approach cryptocurrencies cautiously. Therefore, determining the dynamics of cryptocurrencies and establishing their relationships with other financial assets will help investments in cryptocurrencies to become more rational and well-founded. Cryptocurrencies have the potential to serve not only speculative purposes but also to hedging, diversification, or act as a safe haven within investor portfolios. The main objective of this study is to determine the relationship between Bitcoin, which leads the cryptocurrency market, and the Turkish and US stock exchanges. In this context, the period of the COVID-19 pandemic, during which Bitcoin experienced high trading volume, has been considered and the relationship between Bitcoin and the BIST 100 and S&P 500 has been investigated. Additionally, the relevant period has been divided into four sub-periods, corresponding to Bitcoin's bull and bear periods, and research has been conducted for each sub-period. Regression models have been established for periods where a co-integrated relationship was found, aiming to determine the direction and strength of these relationships. The goal is to determine whether Bitcoin can be used as a tool for hedging or diversification for BIST 100 and S&P 500.

In the literature, there are relatively few studies specifically focused on determining the relationship between Bitcoin and BIST 100. Furthermore, studies concentrating on the relationship between Bitcoin and the S&P 500 do not reach a consensus. Additionally, research examining the relationship between Bitcoin and stock markets based on Bitcoin's periods of bull and bear market cycles is also limited in number. Therefore, the main objective of this study is to make a contemporary contribution to the literature and provide guidance for investors. By investigating the relationship between Bitcoin and the Turkish and US stock exchanges, as well as examining this relationship during Bitcoin's different market cycles, the study aims to offer valuable insights to investors.

Literature

Dirican and Canoz (2017), Gürsoy and Tunçel (2020), Tunçel and Gürsoy (2020), Tunçel et al. (2022) found no significant relationship between Bitcoin and BIST 100. However, Serttaş (2022) discovered that Bitcoin exhibited a weak hedging feature against BIST 100 before the COVID-19 period. In the international literature, some studies have found evidence that Bitcoin provides hedging capabilities against stock markets (Dyhberg, 2016; Bouri et al., 2017a; Bouri et al., 2017b; Chan et al., 2019; Stensas et al., 2019). Other studies have concluded that Bitcoin could be used as a diversification tool against stock markets (Briere et al., 2015; Corbet et al.,

2018; Guesmi et al., 2019; Gil-Alana et al., 2020). However, in recent years, some studies have pointed out that Bitcoin shows a positive relationship with stock markets and therefore may not be suitable for hedging or diversification purposes (Kristoufek, 2020; Conlon and McGee, 2020; Conlon et al., 2020; Kapar and Olmo, 2021; Nguyen, 2022).

Data and Method

The study used a daily dataset containing 428 observations within the time range of 02.11.2020 to 19.07.2022. The data was obtained from Refinitiv Eikon. The examined period was divided into 4 sub-periods based on the dates when Bitcoin entered bull and bear market cycles (2 bull periods and 2 bear periods). Initially, the Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) unit root tests were applied to test the stationarity of the variables used in the study. Engle-Granger Cointegration Test was used to determine the cointegration relationship among variables found to be I(1). Full-Modified Least Squares (FMOLS) and Dynamic Least Squares (DOLS) methods were used to determine the long-run coefficients of the cointegrated variables.

Findings

According to the research conducted, there was no evidence of cointegration between Bitcoin and BIST 100 variables, both in the overall period and in the sub-periods. However, between Bitcoin and S&P 500 variables, a cointegration relationship was found during the 1st bull period and the 2nd bear period. According to both FMOLS and DOLS methods, Bitcoin had a positive effect of approximately 0.08 during the 1st bull period and a positive effect of approximately 0.23 during the 2nd bear period on the S&P 500.

Conclusion

According to the research findings, it was determined that Bitcoin can be used as a diversification tool for investments in the Turkish stock market. When considering the relationship between Bitcoin and the S&P 500, it can be interpreted that although there is no cointegrated relationship on an overall basis, the presence of cointegration in some subperiods suggests that Bitcoin could be used as a weak diversification tool for investments in U.S. markets. Additionally, the positive nature of this relationship indicates that Bitcoin cannot be used as a hedging tool for investments in US stock markets. Moreover, the degree of impact of Bitcoin on the S&P 500 increased over time, being higher during the 2nd bear period compared to the 1st bull period. This suggests that further examination of this relationship in the future could be beneficial. Conducting research to determine the dynamics of cryptocurrencies and their relationships with various financial assets will enable investors to make rational decisions and contribute to a more stable foundation for cryptocurrency markets. This underlying thought has been the main motivation behind this study.

SOSYAL TRANSFER HARCAMALARININ HANEHALKI TÜKETİM HARCAMA YAPISI ÜZERİNE ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

The Effect of Social Transfer Expenditures on Household Consumption Expenditure Structure: The Case of Turkey

Semih ÇAĞAN*

Öz

Bu çalışmanın amacı devlet tarafından sağlanan sosyal transfer harcamalarının hanehalkı tüketim harcamalarında yarattığı etkinin incelenmesidir. 2008 küresel ekonomik krizi ve Covid 19 salgını ile beraber günümüzde küreselleşme olgusu ve devletin ekonomideki rolü üzerine tartışmalar yaşanmaktadır. Bu tartışmalarda belirleyici unsur, ekonomik yapı içerisinde devletin aktif rol alıp almaması üzerine olmuştur. Sosyal devlet anlayışı olarak ifade edilen bu rol özellikle dar gelirli hanehalklarına çeşitli yardımlar ve destekler sağlama ilkesi yer alır. Bu destek ve yardımların başında sosyal transfer harcamaları gelmektedir. Bu harcamalar dul ve yetim aylıkları, emekli maaşları, burslar, işsizlik sigortası gibi kalemlerden oluşmaktadır. Dar gelirli hanehalklarının bu geliri nasıl tükettiği iktisadi açıdan önemlidir. Çalışmanın amacına bağlı olarak sosyal transfer ile hanehalkı tüketim harcamasının yapısı arasındaki ilişki Türkiye İstatistik Kurumu tarafından yayımlanan 2019 Hanehalkı Bütçe İstatistikleri kullanılarak, Genelleştirilmiş Doğrusal Regresyon Modeli (GLM) yardımıyla analiz edilmiştir. Uygulanacak yöntem ile temel besin maddeleri ile eğitim ve sağlık hizmetlerine yapılan harcama üzerine sosyal transferler, eğitim, yaş ve cinsiyetin etkisi analize konu olmuştur. Bu analiz sonuçlarına göre, Türkiye ekonomisinde sosyal transferler, dar gelirli hanehalkının temel besin maddeleri ile eğitim ve sağlık hizmetleri tüketimini artırmıştır.

Anahtar

Kelimeler:

Sosyal Transfer Harcamaları, Hanehalkı Tüketim Yapısı, GLM Model

JEL Kodları:

C31, D10, H31

Abstract

The aim of this study is to examine the impact of social transfer expenditures provided by the state on household consumption expenditures. With the 2008 global economic crisis and the Covid 19 pandemic, there have been debates on the phenomenon of globalization and the role of the state in the economy. The determining factor in these debates has been whether the state should take an active role in the economic structure. This role, which is expressed as a social state understanding, includes the principle of providing various aids and supports to low-income households. Social transfer expenditures are at the top of these supports and aids. These expenditures consist of items such as widow and orphan pensions, pensions, scholarships, unemployment insurance. How low-income households consume this income is economically important. Depending on the purpose of the study, the relationship between social transfers and the structure of household consumption expenditure is analyzed with the help of Generalized Linear Regression Model (GLM) using 2019 Household Budget Statistics published by the Turkish Statistical Institute. With the method to be applied, the effects of social transfers, education, age and gender on expenditures on basic food items, education and health services were analyzed. According to the results of this analysis, social transfers have increased the consumption of staple foods, education and health services of low-income households in the Turkish economy.

Keywords:

Social Transfers Expenditures, Household Consumption Structure, GLM Model

JEL Codes:

C31, D10, H31

* Arş. Gör., Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Türkiye, semihcagan@mu.edu.tr, ORCID: 0000-0003-2294-8508

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 14.06.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 28.09.2023

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



1. Giriş

2008 küresel ekonomik krizi ve 2019'da Çin'de başlayan Covid 19 salgını, küresel ölçekte tüm dünya ülkelerini etkiledi. Bu iki kriz sonucunda dünya ticaretinde üretimde azalma ve tedarik zincirinde aksamalar ile dış ticarete düşüş eğilimi gözlemlendi. Özellikle Covid 19 ile ülke sınırlarının kapatılması ve ulaşımda kısıtlamalar gibi uygulamalar sonucunda işsizlik oranlarında önemli artışlar ve ekonomik daralma yaşandı. Bu daralmalar beraberinde dar gelirli hanehalkları için yoksulluk, gelir eşitsizliği ve hatta açlık konusunu gündemin ön sıralarına getirdi. 2020-2021 yılında örneğin Covid-19'un etkisiyle çok sayıda insanın akut gıda güvensizliği ile karşı karşıya kaldığı tahmin edilmektedir. Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Organizasyonu (FAO), faaliyet gösterdiği 35 ülkede Nisan 2020'ye göre 111 milyon kişi olmak üzere toplam 296 milyon insanın yeterli yiyeceğe sahip olmadığını tahmin ediyor (FAO, 2019). Ayrıca FAO, yetersiz beslenen insan sayısının 2014'te 624 milyondan 2019'da 688 milyona yükseleceğini tahmin ediyor. Bu olumsuzluğu iki kriz dışında yaratan faktörler; iklim olayları, savaşlar ve ekonomik gelişmeler olarak ifade edilebilir. Gıda erişimine yönelik birincil riskler ülke düzeyindedir. Daha yüksek perakende fiyatları azalan gelirlerle birleştiğinde, giderek daha fazla hane halkının temel gıda tüketimi miktarını ve kalitesini düşürmek zorunda kalacağı anlamına gelmektedir. Bu önemli küresel sorunlar nedeniyle küreselleşme kavramı günümüzde tartışmalı bir hale gelmiştir. Mevcut küreselleşme ile uygulanan politikaların yoksulluk ve gelir dağılımına etkisi olup olmadığı tartışmaları gündeme gelmiştir. Bu konu literatürde son yıllarda ağırlık kazanarak incelenmiştir (Edward, 1997; Dreher ve Gaston, 2008; Berg ve Nilsson, 2010; Asteriou vd., 2014; Dorn vd., 2018). Örneğin gelir dağılımı ölçümünde kullanılan Gini katsayısı Türkiye ekonomisinde 2011 yılında 0.40 iken 2021 yılında da 0.40 olarak ölçülmüştür. Kısacası bu dönemde gelir dağılımında bir düzelme görülmedi. Tüm bu durumların sonucu olarak sosyal devlet uygulamaları ile gelir destekleyici politikalar gündeme geldi. Bu politika önerilerinin aracı olarak sosyal transfer harcamaları daha etkin kullanılmaya başlanması üzerine tartışmalar yaşanmaktadır.

Sosyal transfer harcamaları, devletin gelir dağılımındaki bozulmayı azaltmak, dar gelirli hanehalkının refahını artırmak için temel besin mallarına ulaşım ile eğitim, sağlık vb. temel hizmetlere erişebilmesine yönelik yaptığı aynı ve nakdi karşılıksız yardımlardan oluşmaktadır. Sosyal transfer uygulamaları günümüzde bazı gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde uygulanmaktadır. Bu uygulama, modern refah devletlerinin karşılaştığı sorunların çözümünde önemli bir araç olarak kullanılmaktadır.

Sosyal transfer harcamaları, gelir eşitsizliği, yoksulluk ile sosyal, demografik ve teknolojik gelişmelerin işgücü piyasalarında neden olduğu dönüşümler karşısında bireyleri korumak ve kamu gücünün sınırlarını yeniden tanımlanmasını sağlamaktadır. Bu tanımlamada sosyal transfer harcamalarının olumlu ve olumsuz yönleri üzerinden bir politika aracı olarak değerlendirilmesi önem arz etmektedir. Sosyal transfer harcamalarının olumlu yönleri şöyle sıralanabilir; (i) Hanehalkının kullanılabilir gelirini artırır, (ii) Marjinal tüketim eğilimi yüksek hanelere destek sağladığı için ekonomide talep artışına neden olur, (iii) Gelir eşitsizliğini önlemeye çabalar. Sosyal transfer harcamalarının olumsuz yönleri ise; (i) Hanehalkında yer alan bireylerin işgücü piyasasına dahil olmasını azaltabilir, (ii) Sosyal transferlerin devlet eliyle dağıtımında subjektif değerlendirmeler ile gerçek ihtiyaç sahiplerine kaynağın aktarılmaması, (iii) Gerçek ihtiyaç sahiplerinin belirlenmesinde yaşanan güçlükler olarak sıralanabilir.

Sosyal transfer harcamaların temel besine ulařım ve eđitim ile sađlık hizmetlerine eriřimi üzerine yapılan bu alıřmanın nemi ve motivasyonu, gnmzde ortaya ıkan krizler karřısında gelir dađılımlında dzelme grlmemesi, yoksulluk ve alıđın gitgide artıyor olmasıdır. Bundan dolayı, sosyal transferlerin bir politika aracı olarak etkisinin incelenmesinin gerekli olduđu dřnlmektedir. nkn bu etkinin ortaya konmasının iktisat politikalarının dođru bir Őekilde tasarlanmasına yardımcı olması umulmaktadır. Dolayısıyla bu alıřma, para ve maliye politikalarının yanına alternatif iktisat politikasının gerekliliđini ortaya koymayı hedeflemektedir. Bununla birlikte konunun ok boyutlu bir bakıř aısına sahip olması nedeniyle konunun yalnızca iktisadi ynnn incelenmesi uygun grlmektedir.

alıřmada ekonometrik analiz yntem olarak kullanılmıřtır. alıřmada yer alan deđiřkenlerin verisi Trkiye İstatistik Kurumu'ndan alınan 2019 yılına ait Hanehalkı Bt Anketi'nden alınmıřtır. Deđiřken olarak seili hanehalklarından temel besin mallarına yapılan harcama, eđitim ve sađlık hizmetleri harcamaları, yař, cinsiyet, gelir, eđitim seviyesi ve sosyal transfer harcamaları alınmıřtır. alıřmanın zgnlđ ve diđer alıřmalardan farkı Trkiye ekonomisi aısından bu alanda yapılan ilk alıřma olduđudur. Trkiye üzerine yapılan alıřmalarda sosyal transfer harcamalarının ađırlıklı olarak yoksulluk ve gelir dađılımı üzerine etkisi incelenmiřtir. Bu alıřma ise merkezine hanehalkının tkretim harcama yapısına sosyal transfer harcamalarının etkisini almakla beraber ilgili demografik ve iktisadi deđiřkenlerle politika yapıcılara dođru bir iktisat politikası nerisi sunmayı amalamaktadır. alıřmanın literatre temel katkısı buradadır. alıřma, politika yapıcılara sosyal transfer harcamalarının hangi yařta, hangi eđitim seviyesinde hangi cinsiyette kiřilere uygulanırsa daha arzulanır tkretim yapısına sahip olacađını gstermeye alıřmaktadır. Politika yapıcıları tarafından istenen tkretim yapısı ise ekonomide toplam talebi, istihdamı ve byme gibi makro ekonomik deđiřkenleri etkileyebilmektedir. Bu aıdan da sosyal transfer harcamalarının incelenmesi iktisadi aıdan nemli hale gelmektedir. alıřmanın ilk blmnde literatrde sosyal transfer harcamaları üzerine yapılan alıřmalardan bahsedilmektedir. Sonrasında alıřmanın veri seti ve ilgili ekonometrik yntem aıklanarak uygulama sonuları ifade edilmektedir. Son blmde ise ekonomi politikaları nerilerini ieren sonu ve neri kısmı yer almaktadır.

2. Literatr

Sosyal transfer harcamaları ekonomide dar gelirli gruplara sađlanan desteklerden oluřur. Bu destekler temel ihtiyaların (barınma, beslenme, eđitim, sađlık vb.) yanı sıra ekonomide talep yaratan tkretim harcamalarını belirlemektedir. Ancak literatrde sosyal transfer harcamalarının en ok dar gelirli grupların temel tkretim, eđitim ve sađlık harcaması üzerine etkisi incelenmiřtir (Mascovitch, 1996; Dahl ve Van der Wel, 2013). Tkretim harcamalarının belirlenmesini sađlayan sosyal transfer harcamaları, kořullu ve kořulsuz transferler olarak ikiye ayrılmaktadır.

Kořullu sosyal transfer harcamaları zellikle geliřmekte olan lkelerde (Latin Amerika, Afrika, Gneydođu Asya ve Ortadođu lkeleri) yaygın olarak kullanılmaktadır. Kořullu sosyal transfer dar gelirli ailelere belli Őartlara bađlı olarak verilir. Bu Őartlar zellikle sađlık ve eđitim hizmetlerini kapsamaktadır. rneđin, dođum ncesi anneye ve belli bir yařa kadar ocuđa cretsiz sađlık hizmeti sunulmaktadır. Bir diđer rnekte okulncesi eđitimden yksekđretime kadarki srete đrencilere cretsiz eđitim hizmeti, ulařım ve beslenme imknı sunulmaktadır. Ayrıca anneye, ocuđun eđitim sreci boyunca dođrudan temel besin mallarını satın alması iin

nakit desteği sağlanmaktadır. Koşullu sosyal transfer harcamalarının ekonomik etkileri üzerine çok sayıda çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalardan Attanasio vd. (2015) Kolombiya’da hükümetin uyguladığı koşullu sosyal transfer harcamalarının dar gelirli ailelerin tüketimini artırdığı sonucuna ulaşımlardır. Bu çalışmada, protein açısından zengin yiyeceklere, sosyal transferler desteği verildikten sonra dar gelirli ailelerin ulaştığı raporlanmıştır. Daso ve Fernandez (2014) Peru’da yaptıkları çalışmada koşullu sosyal transferlerin bireylerin tüketim alışkanlarında değişim yarattığı sonucuna ulaşımlardır. Literatürde yapılan birçok çalışmada koşullu sosyal transferlerin hanenin tüketim harcaması üzerine artıcı etkisi olduğu sonucu bulunmuştur (Gertier, 2004; Schultz, 2004; Behrman ve Hoddinot, 2005; De Janvry ve Sadoulet, 2006; Barham ve Maluccio, 2009; Attanasio vd., 2015; Bonilla vd., 2017).

Koşulsuz sosyal transfer harcamaları, belli bir koşula bağlı olmadan dar gelirli ailelere verilen aynı ve nakdi desteklerden oluşur. Bu harcamaların temel amacı gelir dağılımı adaletsizliğini gidermek ve yoksulluğun azaltılmasını sağlamaktır. Dwiputri (2017), Endonezya’da uygulanan koşulsuz transfer harcamalarından olan Bantuan Langsung Tunai’nin tüketim harcamaları üzerine etkisini incelemiştir. Çalışma sonuçlarında dar gelirli ailelerin tüketimlerini artırdığı ve az da olsa tasarruf yapabildikleri ifade edilmiştir. Heyrani (2020), İran üzerine yaptığı çalışmada koşulsuz transfer harcamalarının etkisini kır ve kent olarak ikiye ayırmıştır. Buna göre kırdaki yer alan ailelerin transfer harcaması desteği ile tüketimin yanında yatırımda yapabildiği görülürken, kentte yer alan ailelerin ise tüketim kalıplarında protein ağırlıklı daha kalorisi yüksek yiyeceklere yönelindikleri görülmüştür. Literatürde koşulsuz transfer harcamalarının, tüketim harcamasının yanında yoksulluğu azaltıcı etkisi de incelenmiştir (Baird vd., 2013; Blattman vd., 2014; Haushofer ve Shapiro, 2016).

Türkiye ekonomisinde Anayasa’da belirtilen sosyal bir hukuk devleti olma kavramı gereği ilk sosyal transfer harcama kurumu 1986 yılında Sosyal Yardımlaşma ve Dayanışmayı Teşvik Fonu ismi ile kurulmuştur. Devamında Türkiye’de 2001 mali krizinden sonra, yoksulluğu azaltmak ve daha fazla sosyal uyum ve kapsayıcılık sağlamak için sosyal transfer harcamaları aktif bir biçimde kullanılmaya başlandı. Bu amaçla 2001 yılında Dünya Bankası tarafından mali olarak desteklenen Sosyal Riski Azaltma Projesi başlatıldı. Bu proje, 2001 krizinin yoksul haneler üzerindeki derin etkilerini hafifletmek ve mevcut sosyal güvenlik ağı programlarını genişletmek ve güçlendirmek için tasarlandı. Bu amaçla başlatılan ilk uygulama Şartlı Nakit Transferi Programı (ŞNT) oldu. Programın devamında 2003 yılında Şartlı Eğitim Nakit Transferi Programı (ŞEY) yürürlüğe girdi (Baş, 2019). Türkiye sosyal transfer harcamaları, çeşitli kurumlardan oluşan parçalı bir yapıda iken tek bir çatı altına 2011 yılında kurulan Aile ve Sosyal Hizmetler Bakanlığı’yla alınmıştır.

Türkiye’de sosyal transfer harcamaları üzerine incelemeler ülke dinamikleri açısından önemli bir yer tutmaktadır. Bu açıdan yapılmış çeşitli çalışmalar vardır (Özen, 2003; Arısoy vd., 2010; Sarısoy ve Koç, 2010; Yücel, 2011; Yolcuoğlu, 2012; Kayalıdere ve Şahin, 2014; Küçüköğlü vd., 2018; Karaçoban ve Rad Tüzün, 2023). Bu çalışmalarda sosyal transfer harcamalarının kamu politikası dinamikleri ve yoksulluğu azaltıcı etkileri incelenmiştir.

Literatürde Türkiye üzerine yapılan çalışmalarda ağırlıklı olarak sosyal transfer harcamaları, yoksulluk, gelir dağılımı ve kamu politikası aracı olarak incelenmiştir. Bu çalışmada ise literatüre katkı olarak Türkiye ekonomisinde sosyal transfer harcamalarının hanehalkının tüketim harcama yapısı üzerine etkisi ilk kez incelenmiştir. Bu etkinin hangi

haneler üzerinde daha etkili olduđunu anlamak için demografik deęişkenlerde çalışmada yer almıştır. Bu açıdan çalışma literatürdeki boşluđu doldurmayı hedeflemektedir.

3. Veri Seti, Yöntem ve Bulgular

Bu çalışmada sosyal transfer harcamaları ile gelir, eğitim, cinsiyet ve yaş deęişkenlerinin hanehalkı tüketim harcaması üzerine etkisi Genelleştirilmiş Doğrusal Model (GLM) yardımıyla belirlenmiştir. Bu amaçla çalışmanın veri seti Türkiye İstatistik Kurumundan (TÜİK), “Dağıtımda Kısıtlama Olmayan Mikro Veri Taahhütnamesi” karşılığında 2019 yılı Hanehalkı Bütçe Anketi Mikro Veri Seti’nden elde edilmiştir. Bütçe Anketi Mikro Veri Seti’nde fert, hane ve tüketim veri setleri yer almaktadır. Bu çalışmada yukarıda ifade edilen deęişkenler yalnızca alınıp, analize tabi tutulmuştur. Çalışmada fert ve tüketim veri seti içerisinde çalışmanın amacına uygun olarak kayıp veri gibi nedenlerle düzenlemeler yapılmıştır. Ayrıca çalışmada yalnızca sosyal transfer yardımı alan haneler analize dahil edilmiştir. Düzenleme ile 6465 gözlem çalışmada yer almıştır. Bağımlı deęişken olarak sosyal transferler desteklerinin hanelerde en çok etkilediđi literatürde de ifade edilen temel tüketim malları, sađlık ve eğitim hizmetleri harcamaları toplulaştırılarak modele eklenmiştir. Toplulaştırılarak temel tüketim malları olarak çalışmada ifade edilen bağımlı deęişken, temel tüketim malları, sađlık ve eğitim hizmetleri COICOP(V.2011) sınıflamasına göre yazar tarafından yapılmıştır. Temel tüketim harcamaları besin ürünleri, su ve alkolsüz içeceklerden oluşmaktadır. Çalışmada kullanılan bağımlı ve bağımsız deęişkenlere Tablo 1’de yer verilmiştir.

Tablo 1. Çalışmada Kullanılan Deęişkenlere Ait Bilgiler

Bağımlı Deęişken	Açıklama
Temel Tüketim Harcaması (TH)	Temel Tüketim Malları ile Sađlık ve Eğitim Hizmetleri Harcamaları Toplamı (TL)
Bağımsız Deęişkenler	
Yaş	Hanehalkı Reisinin Yaşı (Yıl)
Cinsiyet	Hanehalkı Reisinin Cinsiyeti Kadın ise 0, Erkek ise 1
Eğitim	Yükseköğretim Mezunu İse 1, Lise veya Altı Eğitime Sahip ise 0
Transfer	Kamu Prim Ödemeli Sosyal Transfer Harcamaları, Emekli ve İşsizlik Maaşı ve Prim Ödemesiz Sosyal Transfer Harcamaları, Dul ve Yetim, Yaşlılık ve Gazilik Maaşları ile Aile Konut Destekleri Burs ve Hastalık Ödemelerinden Oluşur (TL)
Gelir	Hanehalkı Geliri (TL)

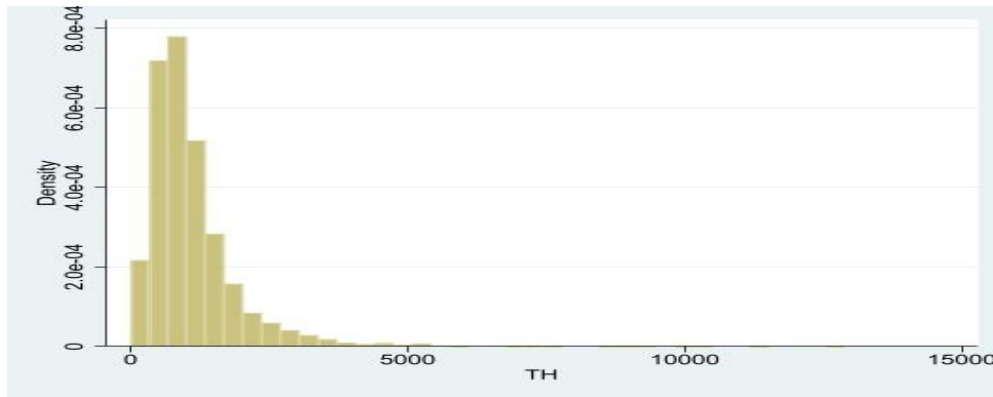
Tablo 1’de yer alan bağımsız deęişkenlerin tüketim harcaması üzerine etkisi için aşağıdaki model tanımlanır. Ayrıca Tablo 2’de modeldeki deęişkenlere ait tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir.

$$TH_i = \beta_0 + \beta_1 Yas_i + \beta_2 Cinsiyet_i + \beta_3 Eğitim_i + \beta_4 Transfer_i + \beta_5 Gelir_i \quad (1)$$

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

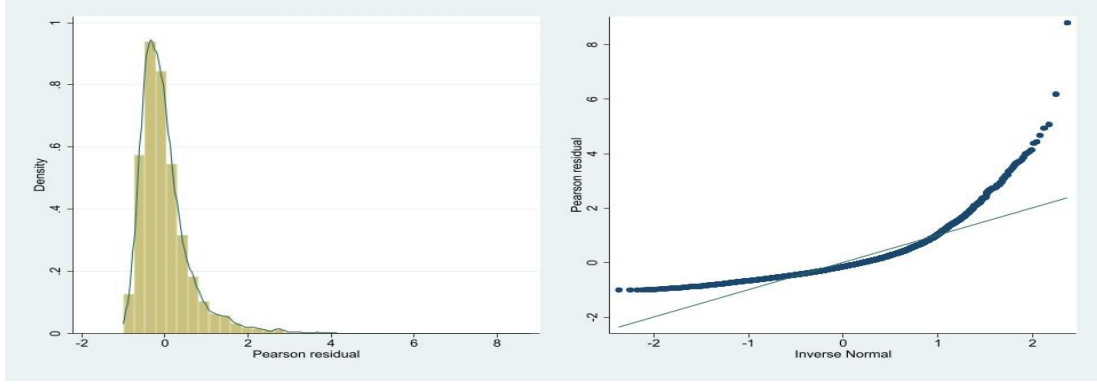
	TH	Yaş	Cinsiyet	Eğitim	Transfer	Gelir
Ortalama	1100.611	59.480	0.281	0.090	22921.34	51033.29
Maksimum	12873.9	98	0.449	1	150300	861319
Minimum	0	20	0	0	10	700
Std. Sapma	834.028	13.630	0.449	0.286	17049.31	42308.94
Çarpıklık	3.320	-0.278	0.969	2.854	1.458	4.599
Basıklık	25.892	2.824	1.940	9.150	7.040	52.352
Gözlem Sayısı	6.465	6.465	6.465	6.465	6.465	6.465

Çalışmada bağımlı değişkenin sürekli bir değişken olması nedeniyle doğrusal regresyon analiz yöntemi tercih edilmiştir. Ancak bağımlı değişkenin normal dağılımı olmayan, çarpık bir seri özelliği gösterdiği için doğrusal regresyon analizi yerine Genelleştirilmiş Doğrusal Regresyon Modeli (GLM) ile analiz gerçekleştirilmiştir. Bu durum Şekil 1’de gösterilmiştir. Bağımlı değişken olan temel tüketim harcamalarının dağılımı sağa çarpık olarak bulunmuştur. Bu durumdan dolayı çalışmada GLM modeli kullanması uygun olmuştur. GLM analizinde Nelder ve Wedderburn (1972) çalışmasına göre ilk olarak en uygun dağılım ve sonrasında bağlantı fonksiyonu belirlenir. Bağlantı fonksiyonu, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişkiyi ifade etmektedir. GLM modelinde normal, binomial, poisson ve gamma gibi birçok dağılım bulunmaktadır. Ancak bağımlı değişkenin sürekli olması durumunda dağılımda, gamma ve normal dağılımdan biri tercih edilmektedir. GLM analiz yöntemi En Çok Olabilirlik Tahmin (Maximum Likelihood Estimation-MLE) yöntemini dayanmaktadır.

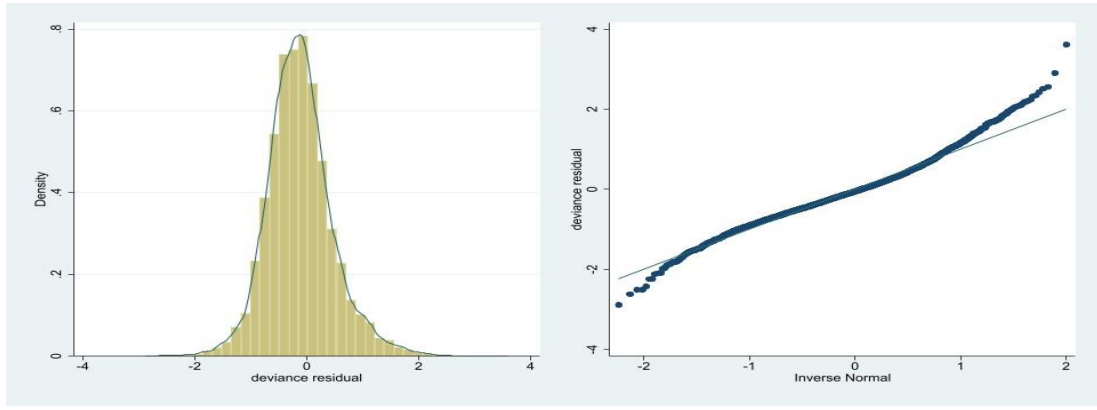


Şekil 1. Temel Tüketim Harcaması Dağılımının Histogramı

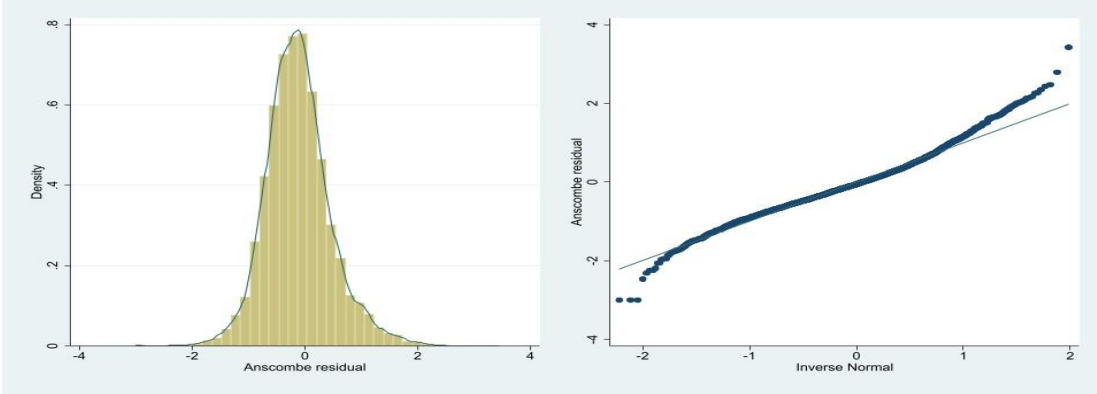
Çalışmada, GLM uyum iyiliğinin ölçülmesi için McCullagh ve Nelder (1989) tarafından önerilen Sapma, Anscombe ve Pearson artıkları kullanılmıştır. Bu artıklar ile elde edilen grafiklerden yalnızca normal dağılımlı log bağlantılı model ile gamma dağılımlı log bağlantılı model kalıntıları normal dağılım sergilerken normal dağılımlı birim bağlantılı model kalıntıları normal dağılım göstermemiştir. Bu durum Şekil 2, Şekil 3 ve Şekil 4’te görülebilir.



Şekil 2. Normal Dağılımlı Birim Bağlantı Fonksiyonlu Genelleştirilmiş Doğrusal Model Pearson Artıkları



Şekil 3. Normal Dağılımlı Log Bağlantı Fonksiyonlu Genelleştirilmiş Doğrusal Model Deviance Artıkları



Şekil 4. Gamma Dağılımlı Log Bağlantılı Fonksiyonlu Genelleştirilmiş Doğrusal Model Anscombe Artıkları

Ayrıca modelin doğru dağılımını ve uygun bağlantı fonksiyonunu belirlemek için Akaike (Akaike Information Criterion-AIC) ölçütünden yararlanılmıştır. Bu ölçüte göre en uygun model, Tablo 3'te görüldüğü üzere gamma dağılımlı log bağlantı fonksiyonlu model olmuştur.

Tablo 3. Bilgi Kriterine Bağlı Dağılım Seçimi

	TH
Normal Dağılım ve Birim Bağlantı Fonsiyonlu GLM Modeli	16.087
Normal Dağılım ve Log Bağlantı Fonsiyonlu GLM Modeli	16.134
Gamma Dağılım ve Log Bağlantı Fonsiyonlu GLM modeli	15.925

Son olarak uygun model için bağlantı fonksiyonlarını karşılaştıran testler ile model seçimine karar verilmiştir. Doğrusal tahmincinin karesine eşit bir değişkenin (hatkare) bağımlı değişkeni tahmin etmek için modele katılması ile bulunan katsayının anlamlı olması, modelde uyum iyiliği eksikliği olduğu sonucunu doğurmaktadır (Hardin ve Hilbe, 2007: 98). Bu testin sonucunda hatkare değerinin istatistiki olarak anlamsız olması modelde uyum iyiliği eksikliği olmadığını ifade etmektedir. Test sonucu Tablo 4’te ifade edildiği üzere yalnızca normal dağılımlı log bağlantılı model uyum iyiliğine sahip olmuştur. Tüm bu testlerden sonra modelin dağılımı normal ve bağlantı fonksiyonu ise logaritmik (log) olabilirlik olarak belirlenmiştir.

Tablo 4. Bağlantı Fonksiyonları Test Sonuçları

	Değişkenler	Katsayılar
Normal Dağılımlı Birim Bağlantılı Model	Hat	1.179*** (0.061)
	Hatkare	-0.000*** (0.000)
	Sabit Katsayı	-127.990** (49.666)
Normal Dağılımlı Log Bağlantılı Model	Hat	2614.262* (1365.604)
	Hatkare	-47.019 (94.808)
	Sabit Katsayı	-14881.7 (4917.182)
Gamma Dağılımlı Log Bağlantılı Model	Hat	2031.133*** (363.029)
	Hatkare	-56.820** (24.336)
	Sabit Katsayısı	-10280.95*** (1353.812)

Not: ***,** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyelerini göstermektedir. Parantez içindeki değerler standart hatalardır. Hat değişkeni bağımlı değişkenin tahmini değerlerini, Hatkare ise tahmini değerlerin karelerini ifade etmektedir. $H_0: \beta = 0, H_1: \beta \neq 0$.

Dağılım yapısına ve bağlantı fonksiyonlarına göre incelenerek belirlenen GLM modeli sonucu Tablo 5’te gösterilmiştir. Tabloda yer alan sonuçlara göre tüm katsayılar istatistiki olarak anlamlıdır. Diğer değişkenler sabit iken yaş bir birim artınca temel tüketim harcaması %0.002 birim azalır. Ailesi reisi kadın olan hanelerin temel tüketim harcaması diğer değişkenler sabit iken aile reisi erkek olan hanelere göre %0.066 daha azdır. Üniversite ve lisansüstü eğitime sahip olan hanelerin lise ve altı eğitime sahip olan hanelere göre temel tüketim harcaması diğer değişkenler sabit iken %0.078 daha fazladır. Hanehalkının geliri bir birim arttığında diğer değişkenler sabit iken toplam tüketim harcamalarını %0.000003 birim artırmaktadır. Son olarak sosyal transfer harcamalarındaki bir birimlik artış hanehalkının temel tüketim harcamalarını %0.000005 birim artırır. GLM modellerinde koşullu ortalamaların üstel bir forma sahip olmasından dolayı katsayılar yüzde değişim olarak yorumlanmıştır. Ortaya çıkan bulgular

literatürde yapılan çalıřmalar ile tutarlık göstermektedir. Örneğın, Dwiputri (2017) tarafından yapılan çalıřmada transfer harcamalarının tüketimi artırıcı etki yaptıėı sonucu ortaya çıkmıřtır. Ayrıca tüketimin yařa baėlı azalması Modigliani ve Brumberg (1954) tarafından yapılan çalıřma ile uyumlu olduėunu göstermektedir. Son olarak eėitim seviyesindeki yükselmenin tüketimi artırması Michael'in (1975) çalıřmasıyla aynı yönde sonuçlar göstermektedir.

Tablo 5. Genelleřtirilmiř Doėrusal Regresyon Modeli Sonuçları

Baėımlı Deėiřken: TH	
Deėiřkenler	Katsayılar
Yař	-0.002** (0.000)
Cinsiyet	-0.066** (0.026)
Eėitim	0.078 * (0.045)
Transfer	0.000005*** (0.000)
Gelir	0.000003*** (0.000)
Sabit	6.88*** (0.048)
Örnek Hacmi (n)= 6.465	SD_artık= 6.459
Yayılim Parametresi= 594570.7	I/sd sapma= 594570.7
I/sd Pearson= 594570.7	Sapma= 384033
Log Pseudolikelihood= -52148.447 (5.iterasyon)	AIC= 16.134

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyelerini göstermektedir. Parantez içindeki deėerler standart hataları ifade eder.

4. Sonuç ve Öneriler

Günümüz ekonomi politikaları, yařanan ekonomik krizler ve küresel ölçekteki pandemi nedeniyle tartıřmalı bir hale gelmiřtir. Bu tartıřmalar devletin toplumda görülen gelir daėılımı adaletsizliėini düzeltmek, yoksulluėu azaltmak ve açlıkla mücadele etmek gibi amaçların öncelikli görevi olup olmadıėı üzerine olmuřtur. Devletin bu amaçları yerine getirmek istemesi durumunda ise dar gelirli hanelere yönelik ayni ve nakdi destekler olarak ifade eden sosyal transfer harcamaları önemli bir politika aracı haline gelmiřtir.

Sosyal transfer harcamaları belirli kořula baėlı olarak verilebileceėi gibi kořulsuz olarak da ihtiyaç sahiplerine verilebilmektedir. Sosyal transferlerin önemi, 1980'lerde bařlayan dıřa açılma ve 1990'larda kavramlařtırılan küreselleřme olgusu ile dünya genelinde gelir daėılımında görece iyileřme saėlanıp saėlanmadıėı üzerine literatürdeki tartıřmalarla artmıřtır. Bu tartıřmalar, yařanan krizler (2008 ve Covid-19) ile gelir daėılımındaki adaletsizlik, küresel yoksulluk, dünyada ekonomilerin büyümesinde görülen yavařlama ile etkisini artırmıřtır. Sonuç olarak hem gelir daėılımını iyileřtirmek hem de gelir daėılımında adaleti desteklemek için devlet sosyal transfer harcamalarını yeniden ekonomi politikası aracı olarak kullanmaya bařlaması düřüncesi yaygınlařmıřtır. Tüm bu nedenlerle sosyal transferler harcamalarının ekonomi politikaları yönünden incelenmesi gerekli hale gelmiřtir. Bu çalıřmada temel amaç TÜİK'in mikro veri seti verileri üzerinden hanelerin tüketim kalıplarına sosyal transfer harcamalarının etkisinin incelenmesi olmuřtur. Politika önerisini genişletmek ve çalıřmayı derinleřtirmek için yař, cinsiyet, gelir ve eėitim gibi demografik ve iktisadi deėiřkenlerde modele eklenmiřtir.

Sonuç olarak Türkiye ekonomisinde uygulanan sosyal transfer harcamalar ile gelir, yaş ve cinsiyet değişkenlerinin tüketim harcama yapısını nasıl etkilediği analiz edilmiştir. Çalışmada veriler TÜİK’in mikro veri seti anketi olan 2019 yılı Hanehalkı Bütçe Anketi’nden elde edilmiştir. Analiz yöntemi olarak GLM modeli kullanılmıştır.

Analiz sonuçlarına göre ekonomi politikası aracı olarak kullanılan sosyal transfer harcamaları temel tüketim maddeleri ile eğitim ve sağlık hizmetleri toplamından oluşan toplam tüketim harcamalarını arttırmıştır. Ayrıca analiz sonuçlarında eğitim seviyesi ve gelir arttıkça, daha genç yaşlarda ve evin reisinin erkek olması durumunda temel tüketim maddeleri ile eğitim ve sağlık hizmetleri harcamalarının arttığı görülmüştür.

Mikro verilerden hareketle makro ekonomiye yönelik bir öngörümle yapılırsa, Türkiye ekonomisi sosyal transfer harcamalarını genç yaşlarda ve eğitim seviyesi yüksek bireylere aktarırsa ekonomide tüketimi arttırıcı buna bağlı olarak da ekonomide talep yaratacağı etki görülebilir. Eğer devlet, ekonomide hedefi işsizlikle mücadele ve üretimi arttırmak yani büyümek olarak belirlerse, yaş olarak daha genç, aile reisi erkek ve yüksek eğitim seviyesindeki bireylere sosyal transfer harcamalarını aktarmak bir politika önerisi olabilir. Ancak hedef enflasyon ile mücadele ve ekonomide tüketimden çok tasarruf odaklı daraltıcı bir ekonomi politikası ise o zaman daha yaşlı, aile reisi olarak kadın ve düşük eğitim seviyesindeki bireylere sosyal transfer harcamaları aktarmak yerinde olabilir. Fakat enflasyon, işsizlik ve büyüme gibi makro göstergeler sosyal transfer harcamalarını araç olarak kullanan ekonomi yapıcısı devlet için temel amaç olmayabilir. Devlet için temel amacın, sosyal transfer harcamaları ile ekonomideki dar gelirli hanelerin gelir dağılımını düzeltmek ve yoksulluğu azaltmak olduğu düşünülebilir. Örneklem grubunda yer alan hanelerin sosyal transfer destekleri ile tüketim harcamasının değiştiği analiz sonuçlarında görülmüştür. Mikro ekonomik düzeyde hanelere sağlanan sosyal transfer harcamaları temel tüketim maddelerine ulaşım, sağlık ve eğitim hizmetlerden yararlanmada toplam harcama etkisine bakılarak destekleyici görev gördüğü ifade edilebilir. Sonuç olarak bu politika aracının kullanımı dar gelirli haneler için refah arttırıcı olmuştur. Bu çalışma devletin sosyal transfer harcamalarını bir politika aracı olarak kullandığı durum üzerine geliştirilmiştir. Çalışma sonuçları sosyal transferlerin temel tüketim maddeleri, eğitim ve sağlık harcamaları üzerinden tüketim harcama yapısına etkisi olduğunu kanıtlamıştır.

Çalışmada tüketim harcama yapısının belirlenmesinde sosyal transfer harcamaları, yaş, eğitim, cinsiyet ve gelir değişkenleri alınmıştır. Ancak çalışmada tüketim harcaması yapısını etkileyen sosyolojik, psikolojik ve politik alanlardaki değişkenler ihmal edilmiştir. Bir başka çalışmada tüketim harcama yapısını etkileyen diğer değişkenler de modele dahil edilip analiz genişletilebilir.

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

Teşekkür

Yazar, yapıcı eleştirileri, yorum ve önerileriyle çalışmaya katkıda bulunan değerli hakemlere teşekkürlerini sunmaktadır.

Kaynakça

- Arısoy, İ., Ünlükaplan, İ. ve Ergen, Z. (2010). Sosyal harcamalar ve iktisadi büyüme ilişkisi: Türkiye ekonomisinde 1960-2005 dönemine yönelik bir dinamik analiz. *Maliye Dergisi*, 158, 398-421. Eriřim adresi: <https://www.hmb.gov.tr/dergi-hakkinda>
- Asteriou, D., Dimelis, S. and Moudatsou, A. (2014). Globalization and income inequality: A panel data econometric approach for the EU27 countries. *Economic Modelling*, 36, 592-599. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.09.051>
- Attanasio, O.P, Oppedisano, V. and Vera-Hernandez, M. (2015). Should cash transfers be conditional? Conditionality, preventive care, and health outcomes. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(2), 35-52. <http://dx.doi.org/10.1257/app.20130126>
- Baird, S., Hoop D.J. and Özler, B. (2013). Income shocks and adolescent mental health. *Journal of Human Resources*, 48(2), 370-403. <https://doi.org/10.3368/jhr.48.2.370>
- Barham, T. and Maluccio, J.A. (2009). Eradicating diseases: The effect of co transfers on vaccination coverage in rural Nicaragua. *Journal of Health Economics*, 28(3), 611-621. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2008.12.010>
- Baş, H. (2019). Türkiye’de şartlı nakit transfer uygulamalarında bölgesel farklılıkların arka planı. *Hak İş Uluslararası Emek ve Toplum Dergisi*, 8(22), 309-329. <https://doi.org/10.31199/hakisderg.582277>
- Behrman, J.R. and Hoddinott, J. (2005). Programme evaluation with unobserved heterogeneity and selective implementation: The Mexican Progresa impact on child nutrition. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(4), 547-569. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2005.00131.x>
- Berg, A. and Nilsson, T. (2010). Do liberalization and globalization increase income inequality? *European Journal of Political Economy*, 26, 488-505. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2010.03.002>
- Blattman, C., Nathan, F. and Martinez, S. (2014). Generating skilled employment in developing countries: Experimental evidence from Uganda. *Quarterly Journal of Economics*, 129(2), 697-752. <https://doi.org/10.1093/qje/qjt057>
- Bonilla, J., Zazur, R.C., Handa, S., Nowlin, C., Peterman, A., Ring, H. and Seidenfeld, D. (2017). Cash for women’s empowerment? A mixed-methods evaluation of the government of Zambia’s child grant program. *World Development*, 95, 55-72. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.02.017>
- Dahl, E. and Van der Wel, A.K. (2013). Educational inequalities in health in European welfare state: A social expenditure approach. *Social Science and Medicine*, 81, 60-69. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2012.12.010>
- Dasso, R. and Fernández, F. (2014). *Temptation goods and conditional cash transfers in Peru* (International Food and Policy Research Institute Paper). Retrieved from https://www.cedlas.econo.unlp.edu.ar/wp/wp-content/uploads/fernandez_y_dasso.pdf
- De Janvry, A. and Sadoulet, E. (2006). Making conditional cash transfer programs more efficient: Designing for maximum effect of the conditionality. *World Bank Economic Review*, 20(1), 1-29. <https://doi.org/10.1093/wber/lhj002>
- Dorn, F., Fuest, C. and Potrafke, N. (2018). *Globalization and income inequality revisited* (CESifo Working Paper No. 6859). Retrieved from <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/176867/1/wp-2018-247-dorn-fuest-potrafke-income-inequality.pdf>
- Dreher, A. and Gaston, N. (2008). Has globalization increased inequality? *Review of International Economics*, 16(3), 516-536. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2008.00743.x>
- Dwiputri, I.N. (2017). The impact of the unconditional cash transfer program (BLT) on cigarette consumption in Indonesian society. *Journal of Indonesian Economy and Business*, 32(2), 138-150. <https://doi.org/10.22146/jieb.22430>
- Edward, S. (1997). Trade policy, growth and income distribution. *The American Economic Review*, 87(2), 205-210. Retrieved from <https://www.jstor.org/>

- FAO. (2022). *The state of food security and nutrition in the World*. Retrieved from <https://www.fao.org/documents/card/en/c/cc0639en>
- Gertier, P. (2004). Do conditional cash transfers improve child health? Evidence from progressa's control randomized experiment. *American Economic Review*, 94(2), 336-341. doi:10.1257/0002828041302109
- Hardin, J. and Hilbe, J.M. (2007). *Generalized linear models and extensions*. Texas: Stata Press.
- Haushofer, J. and Shapiro, J. (2017). Erratum to the short-term impact of unconditional cash transfers to the poor: Experimental evidence from Kenya. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4), 2057-2060. <https://doi.org/10.1093/qje/qjx039>
- Heyrani, M. (2020). *The effect of the unconditional cash transfer (UCT) on household behavior: Evidence from Iran* (Unpublished doctoral dissertation). Department of Economics of the University of Ottawa, Ottawa, Canada.
- Karaçoban, A. ve Rad Tüzün, S. (2023). Türkiye’de sosyal transfer harcamaları ve yoksulluk. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 39, 14-29. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.1139741>
- Kayalidere, G. ve Şahin, H. (2014). Sosyal devlet anlayışı çerçevesinde Türkiye’de sosyal koruma harcamalarının gelişimi ve yoksulluk. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 2(2), 57-75. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/seyad>
- Küçükkoğlu, M., Taş, H.C. ve Ercan, H. (2018). Türkiye’de sosyal devlet anlayışı içerisinde transfer harcamalarının yeri ve önemi. *Hak İş Uluslararası Emek ve Toplum Dergisi*, 7(19), 447-466. <https://doi.org/10.31199/hakisderg.493174>
- Mascovitch, A. (1996). Canada health and social transfer: What was lost? *Canadian Review of Social Policy*, 37, 66-75. Retrieved from <https://crsp.journals.yorku.ca/>
- McCullagh, P. and Nelder, J.A. (1989). *Generalized linear models*. London: Chapman and Hall.
- Michael, R.T. (1975). Education and consumption. In F.T. Juster (Ed.), *Education, income and human behavior* (pp. 233-252). Cambridge: NBER.
- Modigliani, F. and Brumberg, R.H. (1954). Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. In F. Franco (Ed.), *The collected papers of Franco Modigliani* (pp. 3-45). Cambridge: The MIT Press.
- Nelder, J.A. and Wedderburn, R.W. (1972). Generalized linear models. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)*, 135(3), 370-384. <https://doi.org/10.2307/2344614>
- Özen, A. (2003). Türkiye’de transfer harcamalarının gelişimi ve ekonomik etkilerinin değerlendirilmesi. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 5(1), 205-228. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/deusosbil>
- Sarısoy, İ. ve Koç, S. (2010). Türkiye’de kamu sosyal transfer harcamalarının yoksulluğu azaltmadaki etkilerinin ekonometrik analizi. *Maliye Dergisi*, 158, 326-348. Erişim adresi: <https://www.hmb.gov.tr/dergi-hakkinda>
- Schultz, T.P. (2004). School subsidies for the poor: Evaluating The Mexican progressa poverty program. *Journal of Development Economics*, 74(1), 199-250. <https://doi.org/10.1016/j.jdevec.2003.12.009>
- Yolcuoğlu, İ.G. (2012). Türkiye’de sosyal politika ve sosyal hizmetlerin geliştirilmesi. *Toplum ve Sosyal Hizmet*, 23(2), 145-158. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/tsh>
- Yücel, D. (2011). Türkiye’de yoksulluk sorunu ve kamu sosyal transfer harcamalarının yoksulluğa etkileri üzerine bir araştırma. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 13(2), 383-402. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/trakyasobed>

THE EFFECT OF SOCIAL TRANSFER EXPENDITURES ON HOUSEHOLD CONSUMPTION EXPENDITURE STRUCTURE: THE CASE OF TURKEY

EXTENDED SUMMARY

The Purpose of the Study

The aim of this study is to examine the impact of social transfer expenditures provided by the state on household consumption expenditures. With the 2008 global economic crisis and the COVID-19 pandemic, there have been debates on the phenomenon of globalization and the role of the state in the economy. The determining factor in these debates has been whether the state should take an active role in the economic structure. This role, which is expressed as a social state understanding, includes the principle of providing various aids and supports to low-income households. Social transfer expenditures are at the top of these supports and aids. These expenditures consist of items such as widow and orphan pensions, pensions, scholarships, and unemployment insurance. How low-income households consume this income is economically important.

The originality of the study and its difference from other studies is that it is the first study in this field in terms of the Turkish economy. Studies in the case of Turkey have mainly analyzed the effects of social transfer expenditures on poverty and income distribution. This study, on the other hand, focuses on the effect of social transfer expenditures on the consumption expenditure structure of households and aims to provide policymakers with a correct economic policy recommendation with the relevant demographic and economic variables. This is the main contribution of the study to the literature. The study tries to show policy makers that social transfer expenditures will have a more desirable consumption structure if they are applied to people of which age, education level, and gender.

Method

In this study, the effects of social transfer expenditures and income, education, gender, and age variables on household consumption expenditure were determined with the help of the Generalized Linear Model (GLM). For this purpose, the data set of the study was obtained from the 2019 Household Budget Survey Micro Data Set from the Turkish Statistical Institute (TUIK) in return for the "Micro Data Commitment without Restrictions on Distribution". Individual, household, and consumption data sets are included in the Budget Survey Micro Data Set. In this study, the above-mentioned variables were only taken and analyzed. In the study, adjustments were made in the individual and consumption data set for reasons such as missing data in accordance with the purpose of the study. In addition, only households receiving social transfer assistance were included in the analysis. With the arrangement, 6465 observations were included in the study.

Result

In the results of the analysis, it has been observed that the expenditures on basic nutrients, education, and health services increase as the education level and income increase, at younger

ages and when the head of the household is male. If the Turkish economy transfers its social transfer expenditures to individuals at young ages and with a high level of education, it can be seen that it will increase consumption in the economy and accordingly create demand in the economy. If the state determines the goal of the economy as combating unemployment and increasing production, that is, growing, it may be a policy proposal to transfer social transfer expenditures to individuals who are younger in age, male head of family, and have higher education levels. However, if the target is a contractionary economic policy focused on fighting inflation and saving rather than consumption in the economy, then it may be appropriate to transfer social transfer expenditures to older, female heads of family and individuals with low education levels. The results of the study proved that social transfers have an effect on the consumption expenditure structure over basic nutrients, education, and health expenditures. However, in the study, social transfer expenditures, age, education, gender, and income variables were taken to determine the consumption expenditure structure. In the study, variables in sociological, psychological, and political fields that affect the consumption expenditure structure have been neglected. Further studies can include other variables affecting the consumption expenditure structure in the model and the analysis can be expanded.

FELDSTEIN-HORIOKA HİPOTEZİNİN EKONOMİK KÜRESELLEŐME İLE YENİDEN ELE ALINMASI: GELİŐMEKTE OLAN ÜLKELERDEN KANITLAR*

Revisiting The Feldstein-Horioka Hypothesis with Economic Globalization: Evidence from Developing Countries

Fatih YETER**

Öz

Çalışma, literatürde Feldstein ve Horioka (1980) bulgularının sermaye hareketliliği altında yatırım-tasarruf ilişkisinin teorik yapı ile çeliştiğine dair paradoksal durumu, ekonomik küreselleşme çerçevesinde tekrar ele almaktadır. Bu çalışmada ekonomik küreselleşme, ülkelerin küresel iktisadi sisteme entegrasyon düzeyini göstermesi bağlamında sermaye hareketliliğinin ötesinde yurtiçi tasarruf ve yatırım arasındaki ilişkiyi daha iyi modelleyebileceği düşünülmektedir. Çalışmada 13 gelişmekte olan ülke için 1981-2020 dönemi yıllık veriler kullanılarak uzun dönemli ilişki Westerlund ve Edgerton (2007) bootstrap panel eş bütünleşme ile Westerlund ve Westerlund ve Edgerton (2008) yapısal kırılmalı panel eş bütünleşme; Eberhardt ve Teal (2010) AMG tahmincisi ve Yilanci ve Gorus (2021) tarafından önerilen Panel Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılmıştır. Sonuçlar gelişmekte olan ülkelerde yatırımların tasarruflara bağımlılığının ülkelere göre değişiklik göstermesine rağmen yatırımların tasarruf tutma katsayısının gelişmiş ülkelere nispeten düşük olduğu görülmektedir. Ayrıca bulgular, yatırımların gelişmekte olan ülkelerin küresel kapitalist iktisadi sisteme entegrasyon derecesi ile anlamlı ilişkisinin olmadığını, FH hipotezinde yer alan çelişkiyi ekonomik küreselleşme çerçevesinde de açıklanamayacağını göstermektedir.

Abstract

The study revisits the paradoxical situation in the literature that the findings of Feldstein and Horioka (1980) contradict the theoretical structure of the investment-savings relationship under capital mobility within the framework of economic globalization. In this study, economic globalization is considered to better model the relationship between domestic saving and investment beyond capital mobility in the context of the level of integration of countries into the global economic system. Using annual data for the period 1981-2020 for 13 developing countries, the study employs Westerlund and Edgerton (2007) bootstrap panel cointegration and Westerlund and Westerlund and Edgerton (2008) panel cointegration with structural breaks; Eberhardt and Teal (2010) AMG estimator and Panel Fourier Toda-Yamamoto causality test proposed by Yilanci and Gorus (2021). The results show that although the dependence of investments on savings varies across countries in developing countries, the coefficient of investment-savings retention is relatively low compared to developed countries. Moreover, the findings show no significant relationship between investments and the degree of integration of developing countries into the global capitalist economic system. The contradiction in the FH hypothesis cannot be explained within the framework of economic globalization.

Anahtar

Kelimeler:

Yatırım, Tasarruf,
Gelişmekte Olan
Ülkeler,
Küreselleşme,
Panel
Eşbütünleşme.

JEL Kodları:

C33, E22, E23,
F02, F63.

Keywords:

Investment,
Savings,
Developing
Countries,
Globalization,
Panel
Co-integration.

JEL Codes:

C33, E22, E23,
F02, F63.

* Bu çalışma, Sivas Cumhuriyet Üniversitesi tarafından 26-27 Mayıs 2023 tarihlerinde Sivas'ta düzenlenen EFİ-2023 Kongresinde özet bildiri şeklinde sunulmuştur.

** Öğr. Gör. Dr. Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi, Pazar MYO, Ulaştırma Hizmetler Bölümü, Türkiye, fatih.yeter@gop.edu.tr, ORCID: 0000-0001-8769-9122

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 07.08.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 30.09.2023

Bu eser Creative Commons Atf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



1. Giriř

Büyüme teorilerinin odaklandığı farklı kavram ve sorunlar olmasına rağmen üzerinde uzlařtıkları konu, ekonomik büyümenin -en azında uzun dönemde durağan düzeye getirilebilmesinde- bir ülkenin iktisadi kalkınma patikasında üretken sermaye stokunun ve üretim kapasitesinin istikrarlı bir şekilde artırılması gerekmektedir, dolayısıyla yatırımların artırılması önem taşımaktadır. Yatırımların en önemli belirleyicisi tasarruflardır, başka bir deyişle yatırımların finansmanında tasarrufların rolünün doğrudan olmasa da finansal kurumlar vasıtasıyla gerçekleşmektedir. Dışa açık bir ekonomide tasarruf ve yatırım arasındaki ilişkinin uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesine baėlı olarak deėişmektedir. Sermaye hareketliliği arttıkça yatırımların yurtiçi tasarruflara baėımlılığı azalmaktadır.

Feldstein ve Horioka (1980) çalışması ile bu ilişkide çelişki olduğunu dair ampirik bulgular ileri sürmektedir. Yapılan çalışmada OECD ülkelerinde artan uluslararası sermaye hareketliliğine rağmen yatırımların yurt içi tasarruflara baėımlılığının yüksek olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Sonuç olarak Feldstein-Horioka Hipotezinde (bundan sonra FH Hipotezi olarak adlandırılacak) yatırım ve tasarruf arasındaki güçlü ilişkinin sermaye hareketliliğinin kısıtlı olduğu durumda geçerli olacağını dolayısıyla bu durumun aynı zamanda uluslararası sermaye hareketliliğini test ettiği iddia edilmektedir.

FH hipotezinde yer alan çelişki yaklaşık kırk yıl boyunca arařtırmacıların ilgisini çekmiştir. Bu süreçte küresel iktisadi sistemin teknolojik, finansal gelişmeler ve ekonomik iş birliği ile önemli yapısal deėişiklikler geçirdiği görülmektedir. Yatırım ve tasarruf ilişkisine ele alırken bu ilişkinin literatürden farklı küreselleşme çerçevesinde yeniden ele alınmasını gerektirmektedir. FH hipotezine yatırımlar üzerinde etkisi olduğu düşünülen dış iktisadi koşullara ekonomik yapının entegrasyonunu ölçen ekonomik küreselleşme endeksi eklenmiştir. Ekonomik küreselleşme için birçok gelişmekte olan ülke için milat olarak 1981-2020 dönemi örneklem büyüklüğü olarak belirlenmiş ve 13 gelişmekte olan ülke için panel eş bütünlüşme testleri ve uzun dönemli ilişkinin varlığına baėlı olarak uzun dönem tahmincisi ve kısa dönem nedensellik ilişkisi arařtırılmıştır. Panel sonuçları ekonomik küreselleşmenin yurtiçi yatırımlar için uzun dönemde ilişki bulamamıştır. Ancak ülkeler bazında mevcut heterojenliğin ekonomik küreselleşmenin yatırımlar üzerinde farklı etkileri olduğunu göstermektedir. Sonuçlar yatay kesit baėımlılığı sorununa karşı dirençli standart hatalara sahip tahminciler ile elde edilmiştir.

Çalışma, giriş bölümü sonrasında FH hipotezini ele alan ampirik seçilmiş çalışmaları ele almakta ve literatürün genel bir özetini sunmaktadır. İzleyen bölümde çalışmada kullanılacak veri seti, model ve ampirik yöntemlerin kısaca tanıtıldığı bölüm yer almaktadır. Ampirik bulguların raporlanmasının ardından sonuç bölümünde ampirik bulgular tartışılarak, politika önerileri sunulacaktır.

2. Teorik Çerçeve ve Literatür Taraması

Feldstein ve Horioka (1980) çalışmasında tasarruf ve yatırım ilişkisini Denklem 1 üzerinden tahmin etmiştir. Buna göre;

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_i \quad (1)$$

Yukarıda yer alan denklemde i ülkesindeki (I/Y) GSYH içerisindeki yatırımların payını gösterirken, (S/Y) i ülkesindeki yurtiçi tasarrufların GSYH içerisindeki payını göstermektedir. Burada yatırımların tasarruf tutma oranını β belirlemektedir. Uluslararası sermaye hareketliliğinin tam olduğu bir ülkede bu katsayı sıfır ($\beta = 0$) olacaktır. Bunun anlamı, yatırımların yurtiçi tasarruflara duyarlılığının olmadığı anlamına gelmektedir. Bunun tersi durumu uluslararası sermaye hareketliliği tam kısıtlı iken katsayı bire eşit ($\beta = 1$) olacaktır. Bu durumda da yatırımların yurtiçi tasarruflara olan bağımlılığı tam olacaktır. Gerçekte büyük bir ülke için tam sermaye hareketliliği altında β parametresi sıfır olmasa da sıfıra yakın olacaktır, Feldstein ve Horioka (1980) çalışmasında büyük ülkeler arasında farklılık olsa da ortalama olarak β 0.10'un altında olması beklenmektedir (Feldstein ve Horioka, 1980: 9-11) Bu çalışma ile genel kanının aksine yatırımların yurtiçi tasarruflara bağımlılığının hala yüksek olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Artan küreselleşme ve iktisadi entegrasyonun sonucu olarak sermaye hareketliliğinin arttığı ve dolayısıyla bu ilişkinin zayıflamış olduğu teorik olarak düşünülmesine rağmen 21 OECD ülkesi için 1960-1974 dönemini kapsayan veriler ile yapılan çalışmada yatırımların yurtiçi tasarruflara bağımlılığının yüksek olduğu, dolayısıyla sermaye hareketliliğinin bilinenin aksine kısıtlı olduğu sonucuna ulaşılmış ve paradoksal durum olarak literatürde yerini almıştır.

FH hipotezinin ardından yaklaşık kırk yıl boyunca bir dizi literatürde onu doğrulayan ya da ona, karşı argümanlar ileri süren çalışmaların ortaya çıkmasına neden olmuştur. FH hipotezini destekleyen çalışmalar, yatırım ve tasarruf arasındaki ilişki gücünün sermaye hareketliliğini gösteren bir ölçüt olduğunu iddia ederken, FH hipotezine karşı eleştiriler ise, yüksek yatırım ve tasarruf ilişkisi altında dahi tam ya da tama yakın sermaye hareketliliğinin olabileceğine iddia etmektedir. Tablo 1'de bu çalışmaların seçilmiş literatür özeti yer almaktadır.

Tablo 1. Seçilmiş Literatür Özeti

Yazarlar	Ülke/Ülke Grubu	Dönem	Yöntem	Bulgular
Feldstein ve Horioka (1979)	17 OECD ülkesi	1960-1974	En Küçük Kareler (OLS)	FH hipotezinin oluşturulduğu ana çalışmada yatırımlar ile tasarruflar arasında yüksek ilişki bulunmuştur
Feldstein (1983)	17 OECD ülkesi	1960-1979	OLS	FH hipotezini desteklemektedir. Kısa dönem dinamikleri uzun döneme göre daha güçlüdür.
Baoyumi (1990)	10 gelişmiş ülke	1965- 1986	İki Aşamalı OLS	Özel sektör verileri kullanıldığında yatırımların tasarruf tutma oranları daha düşüktür.
Hofmann (1999)	ABD ve İngiltere	İngiltere: (1850 -1992) ABD (1874-1992)	Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM)	Her iki ülke için de uzun dönem sermaye hareketliliğinin oldukça yüksek olduğu bulunmuş, bulgular FH hipotezi ile uyumludur.
Ho ve Chiu (2001)	24 OECD ülkesi	1961-1997	Sabit Etkiler Tahmincisi	Ülke büyüklüğü arttıkça yatırımların tasarruflar tarafından belirleyiciliğinin arttığını göstermektedir
Blanchard ve Giavazzi (2002)	Euro Bölgesi	1975-2000	OLS	Euro bölgesinde FH hipotezinin geçerli olmadığını göstermektedir.
De Vita ve Abbott (2002)	ABD	1946-2001	Otoregresif Gecikmesi Dağıtılmış (ARDL) sınır testi	Yüksek tasarruf tutma oranı nedeniyle FH hipotezini doğrulamaktadır
Coakley vd. (2004)	12 OECD	1980-2000	OLS, Ortalama Grup (MG) ve Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR) tahmincileri	Sürdürülebilir cari açık altında yüksek uluslararası sermaye hareketliliğinin ve heterojenliğin dikkate alınması ile ülkeler arasında yatırım ve tasarruf ilişkisinin önemli ölçüde değişiklik göstermektedir
Narayan (2005)	Çin	1952-1998	ARDL sınır testi ve DOLS tahmincisi	Yüksek tasarruf tutma oranı nedeniyle FH hipotezini doğrulamaktadır
Fouquau vd. (2008)	24 OECD ülkesi	1960-2000	Panel Eşik Regresyon	Tasarruf ve yatırım arasındaki ilişkiyi ticari açıklık oranı, ülke GSYH büyüklüğü ve cari açık gibi etkenler belirlemektedir
Ghosh (2011)	G5 ülkeleri (ABD, İngiltere, Fransa, Almanya ve Japonya)	1955-2008	Eşik Eşbütünleşme	FH hipotezini doğrulamaktadır.
Ketenci (2012)	22 Avrupa Ülkesi	1995-2009	Yapısal Kırılmalı Eş bütünleşme ve OLS	Düşük yatırım ve tasarruf ilişkisi bulunmuştur. Bu ilişkinin ülkelere göre farklılık arz ettiğini tek bir katsayıdan bahsedilemeyeceği ifade edilmiştir.
Chang ve Smith (2014)	Gelişmiş ve Gel. Olan Ülkeler	1980-2003	Dinamik Stokastik Genel Denge (DSGE) modeli	Bulgular yatırımların tasarruf tutma oranının gelişmiş ülkelere göre gelişmekte olan ülkelerde daha düşük olduğunu göstermektedir

Tablo 1. Devamı

Chen ve Shen (2015)	Seçilmiş 9 Avrupa ülkesi	1965-2013	Markov rejim değişikliği modelini	Bazı ülkelerde yatırım ve tasarruf ilişkisinin gücünün yüksek olmasına karşılık zamanla düşük ilişki gücüne geçişin olduğunu göstermiştir
Katsimi ve Zoegema (2016)	30 OECD ülkesi	1960-2014	DİD yöntem	Avrupa entegrasyon sürecinde yapısal değişimlerin tasarruf ve yatırım arasındaki ilişkinin gücünü etkilediğini örneğin 1993 Avrupa tek pazarı, 1999’da avroya geçiş ve 2008 küresel finans krizinin anlamlı yapısal kırılmalar olduğunu ortaya koymuştur.
Khan (2017)	22 OECD ülkesi	1965-2009	Kalman filtresi yaklaşımı	Çoğu OECD ülkesinde artan sermaye hareketliliğinin bir göstergesi olarak, 1970’lerin ortasında bu yana azalan tasarruf tutma katsayısı olduğunu ve tasarruf ve yatırım arasında dinamik ilişkinin olduğunu göstermektedir.
Dash (2019)	113 ülke	1981-2013	PMG	FH hipotezi çerçevesinde yatırım ve tasarruf arasındaki ilişkinin yüksek olduğunu göstermektedir.
Patra ve Mohanty (2020)	Güney Asya Ülkeleri (Afganistan, Bangladeş, Hindistan, Nepal, Pakistan ve Sri Lanka)	1960-2017	Tamamen Değiştirilmiş OLS (FMOLS) ve Dinamik OLS (DOLS)	Asya ülkelerinde FH hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir.
Eyuboğlu ve Uzar (2019)	Şanslı 7’li Ülke (Kolombiya, Hindistan, Endonezya, Kenya, Malezya, Meksika ve Polonya)	1990-2017	Ortak İlişkili Etkiler (CCME) ve Arttırılmış MG (AMG)	FH hipotezini doğrulamakla beraber bu ülkelerde yatırım ve tasarruf arasındaki ilişkinin finansal gelişme düzeyine bağlı olduğunu göstermektedir. Ancak, bulguların bazı ülkeler için farklılık gösterdiği de belirtilmektedir.
Akkoyunlu (2020)	Türkiye	1950-89 ve 1990-2017	OLS	Sonuçlar 1990 sonrası yatırım tasarruf ilişkisinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığını göstermektedir
Yilanci ve Kilci (2021)	N-11 ülkeleri	1990-2017	AMG	Yatırım ve tasarruf arasındaki ilişkinin zayıf olduğunu dolayısıyla FH hipotezi geçerli değildir.
Duran ve Ferreira-Lopez (2022)	Dünya GSYİH'sine göre ölçülen en büyük 13 ülke	1996-2016	Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM)	Sermaye hareketliliğinin kriz sonrası azalması sonucunda FH hipotezinin tekrar geçerli olmuştur. Bu nedenle yatırımların tasarruf tutma katsayısı kriz sırasında belirgin bir şekilde artmıştır.

Literatürde yer alan bu sonuçlar Coakley vd. (2004) alıřmasında ifade edildiđi gibi FH hipotezinin gösterdiđi gibi yüksek sermaye hareketliliđinin bir kuruntu mu yoksa FH hipotezinin aksine anlaşılması zor bir gerçeklik mi olduđu sorusu etrafında literatürde oldukça önemli yer kaplamaktadır, zira sermaye hareketliliđi, kaynak tahsis etkinliđinin optimizasyonunda ve tüketicinin yumuřatılmasında kritik öneme sahiptir (Coakley vd., 2004: 570). Apergis ve Tsoumas (2008) geniř literatür taraması sonucunda FH hipotezini destekleyen ve eleřtirilen alıřmaları belirli örüntüler ile tasnif etmiř ve alıřmaların büyük çođunluđunun tasarruf ve yatırım arasında güçlü bir iliřkiyi desteklemektedir, ancak sonuçların çođu, sermaye hareketliliđi hipotezini açıka dođrulamadıđını ileri sürmektedir. Tasarruf ve yatırım arasındaki iliřki gücünün içsel olarak sermaye hareketliliđinin derecesini de gösterdiđi düşünölmektedir.

Frankel (1992) ise teorik olarak FH hipotezini incelediđi alıřmada sermaye hareketlerinin serbestleřtirilmesine iliřkin uluslararası uzlařı ve uygulamalar sonrasında 1980’de FH hipotezinin bu geleneksel görüř ve olguyu alt üst ettiđini ifade etmektedir. Vergi oranı düşük olan ölkelerde hem tasarruf hem de yatırım oranları yüksek iken, kur ve risk primi ya da beklenmeyen enflasyonist süreçler nominal faiz oranları eřit olsa da reel faiz oranlarının farklılaşmasına yol açacaktır. Bu durum ise tasarruf açığıının ve yatırımları dıřlama kapasitesini artıracak ve mevcut tasarruf düzeyi yatırımları ikame edilebilirliđi hala yüksek olarak kalacaktır. Ancak bu durum, sermaye hareketliliđinin kanıtı olmayacaktır. Sonuç olarak tam sermaye hareketliliđi altında yatırım ve tasarrufların tam iliřkisiz olması ancak ölkeler arasında reel faiz oranların eřitlenmiř olduđunda gerçekleşecektir. Benzer şekilde Coakley vd. (1998) alıřmasında teorik yaklařımları ele almıřtır. Buna göre FH hipotezinin paradoksal bir olgu olarak gören literatürde öne sürölen geleneksel modellerin yetersiz olduđunu ve FH hipotezine yönelik karřı eleřtirilerin daha tatmin edici olduđunu savunmaktadır. Bu eleřtiriler arasında, yüksek tasarruf-yatırım iliřkisi ile yüksek sermaye hareketliliđi arasında bir iliřki olabileceđini savunan ve bu paradoksu açıklamak için yeni teorik modeller öneren teorisyenlerin görüřleri yer alır. Bu yeni teorik modeller arasında, "küresel entegrasyon" ve "uluslararası risk paylařımı" hipotezleri bulunur. Ancak, bu hipotezlerin ampirik olarak dođrulanması zordur ve bu alıřma, FH paradoksunun tam olarak açıklanamadıđını belirtmektedir.

Bu nedenlerden ötürü tasarruf ve yatırım iliřkisini belirleyen bařkaca faktörlerin olduđunu öne süren alıřmalar da bulunmaktadır. Bu anlamda modele dıřsal olarak Ho ve Chiu (2001), ölkö büyüklüklerinin modele dahil edildiđinde yatırım ve tasarruf arasındaki iliřkinin gücünün arttıđını göstermektedir. Coakley vd. (2004) sürdürülebilir cari açık altında, OECD ekonomileri için uzun dönemde sermaye hareketliliđini yüksek olduđu görüřünü farklı panel tahmincileri ile desteklemektedir. Benzer şekilde Fouquau vd. (2008) alıřması bu iliřkinin açıklık GSYH büyüklüđu ve cari açık oranı gibi etkenlere karřı duyarlı olduđunu göstermektedir. Baoyumi (1990) ise özel sektör verileri kullanıldıđında bu iliřkinin daha düşük olduđunu göstermektedir. alıřma, yatırım ve tasarruf arasındaki iliřkinin yüksek olmasının nedeni özel sektör davranıřından ziyade hükümetlerin sürdürülebilir cari açık politikalarının sonucu olabileceđini ileri sürmektedir.

Yatırım ve tasarruf iliřkisinin dinamik bir süreç olduđunu ve rejim deđiřikliklerine karřı duyarlı olabileceđini ifade eden alıřmalar da bulunmaktadır. Bu alıřmalardan Chen ve Shen (2015) zamanla bu iliřkinin gücünün azalabileceđini ifade etmektedir. Khan (2017) alıřması da zamanla tasarruf ve yatırım iliřkisinin azaldıđını göstermektedir. Katsimi ve Zoegema (2016) alıřması benzer şekilde Avrupa ölkelerinde Euro’ya geiř ve 2008 Küresel Finans krizi gibi

yapısal değişimlerin yatırım ve tasarruf ilişkisini etkilediğini ileri sürmektedir. Duran ve Ferreira-Lopez (2022) 2008 Küresel Finans krizinden sonra azalan sermaye hareketliliğine bağlı olarak yatırım ve tasarruf arasındaki ilişkinin arttığını savunmaktadır. Akkoyunlu (2020) Türkiye ekonomisi için FH hipotezinin uzun dönem içinde farklı dönemlere ayırarak test ettiği çalışmada zamana göre yatırımların tasarruf tutma katsayısında önemli değişiklikler olduğunu savunmaktadır. Buna göre sermaye hareketliliğinin olduğu dönemde bu ilişkinin düşük ve istatistiksel olarak anlamlı olmadığını bulunmuştur.

3. Model, Veri Seti ve Yöntem

Çalışmanın ampirik stratejisine ait özet bilgilerin yer aldığı Tablo 2’de yöntem, analiz dönemi, kullanılan değişkenlerin kısa tanımı, veri kaynağı ve ülke setine ait bilgiler yer almaktadır.

Tablo 2. Ampirik Uygulamaya İlişkin Özet Bilgiler

Panel A: Yöntem		
Yatay Kesit Bağımlılığı	:	Breush ve Pagan (1980), Pesaran (2004), Baltagi vd. (2012)
Durağanlık Testleri	:	Hadri (2000), Carrion-i-Silvestre vd. (2005), Nazlioglu ve Karul (2017)
Homojenlik Testi	:	Pesaran ve Yamagata (2008)
Eş Bütünleşme Testi	:	Westerlund ve Edgerton (2007), Westerlund ve Edgerton (2008)
Uzun Dönem Tahmincisi	:	Eberhardt ve Teal (2010)
Nedensellik Testi	:	Yilanci ve Gorus (2020)
Panel B: Analiz Dönemi		
1981 - 2020 yıllık veriler		
Panel C: Kullanılan Değişkenler		
Sembol	Kısa Tanımı	Veri Kaynağı
INV	Sabit sermaye oluşumunun GSYH'ye oranı	Dünya Bankası Kalkınma Göstergeleri
SAV	Yurtiçi tasarrufların GSYH'ye oranı	İsviçre Ekonomi Enstitüsü
KOF	Ekonomik küreselleşme endeksi	
Panel D: Ülke Seti		
Bangladeş, Brezilya, Bulgaristan, Çin, Hindistan, Endonezya, Malezya, Fas, Pakistan, Filipinler, Güney Afrika, Tayland ve Türkiye		

FH hipotezinin ekonomik küreselleşme altında yeniden ele alınmasının amaçlandığı çalışmada kullanılan yöntemlere ilişkin kısa bilgiler Tablo 2’de yer alan Panel A’da gösterilmektedir. Çalışmada öncelikle serilerin yatay kesit bağımlılığının araştırılması gerekmektedir. Serilerin birim kök süreci araştırılırken birimlere ait hata terimlerinin korelasyonlu olması parametre varyanslarının yanlı olmasına bu neden standart hataları tutarlı olmayacaktır. Bu nedenle yatay kesit bağımlılığı altında tutarlı tahmincilerin kullanılması gerekmektedir (Çınar, 2021: 453-54). Bu nedenle serilerin durağanlık düzeyinin araştırılmasında önce serilerin yatay kesit bağımlılığı olup olmadığı araştırılması gerekmektedir. Buna göre çalışmada serilerin yatay kesit bağımlılığının araştırılmasında Breusch ve Pagan (1980) LM testi, Pesaran (2004) standartlaştırılmış LM testi, Baltagi vd. (2012) tarafından sapması düzeltilmiş LM testi kullanılmıştır. Bu testlerden Breusch ve Pagan (1980) LM testi birim sayısı N büyüdükçe boyut çarpıklığının artması nedeniyle Pesaran (2004) LM testinde N boyut düzeltilmesi için standardize edilmiş LM testini önermiştir. Bu testin N ve T’nin küçük olduğu serilerde de Monte Carlo simülasyonlarının daha iyi sonuç verdiğini ifade etmektedir (Pesaran, 2004: 9). Baltagi vd. (2012) çalışması Pesaran (2004) tarafından standartlaştırılmış

LM testinin homojen panellerde asimptotik yanlılıęa yol atıęını ve bu testin dzeltilmiř versiyonunu nermektedir.

alıřmada Hadri (2000), Carrion-i-Silvestre vd. (2005), Nazlioglu ve Karul (2017) duraęanlık testleri kullanılmıřtır.  testin zellięi Kwiatkowski vd. (1992) duraęanlık testinin panel veri iin uyarlanmıř testler olmasıdır. Bu testlerde yokluk hipotezi duraęanlıęı ifade ettięi iin dięer birim kk testlerinden ayrılmaktadır. Buna gre Hadri (2000) yapısal kırılmanın modele dahil edilmedięi test iken, Carrion-i-Silvestre vd. (2005) yapısal kırılma sayısının isel olarak modele dahil edildięi ve keskin yapısal kırılmalara sahip duraęanlık testini ifade etmektedir. alıřma uzun dnem varyanslarının homojen ve heterojen olduęu varsayımları altında iki test istatistięi sunmaktadır. Bu alıřmada uzun dnem varyanslarının heterojen olduęu varsayımına dayanan sonular raporlanmıřtır. Yapısal deęiřimleri modellemek iin fourier fonksiyonlarının KPSS testine eklenmesi ile Becker vd. (2006) tarafından geliřtirilen Fourier KPSS testi, Nazlıoęlu ve Karul (2017) tarafından panel veriler iin uyarlanmıř duraęanlık testi nermektedir. Levin vd. (2002) yatay kesit baęımlılıęını azaltmak iin serilerin yatay kesit ortalamalarının ıkarılmasını ieren prosedr nermektedir. Hadri (2000) testinde bu prosedr uygulanmıř, ayrıca heteroskedastisite altında tutarlı sonular elde edilmiřtir. Dięer iki test yatay kesit baęımlılıęı ve heteroskedastisite altında tutarlı sonular sunmaktadır. Serilerin birinci farklarında fourier fonksiyonları ya da keskin yapısal kırılmalar model ierisinde yer aldıęında istatistiksel olarak anlamlı olmadığı iin Hadri (2000) tarafından nerilen yapısal kırılmasız panel KPSS testi kullanılmıřtır.

Model tahminlerinde eęim katsayılarının homojenlięinin test edilmesi amacıyla Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından nerilen iki test kullanılmaktadır. Swamy (1970) S testine dayanan bu testler N ve T sonsuza giderken asimptotik daęılım gstermektedir. Buna gre S testinde Δ testi N dzeltmesi yaparken, Δ_{adj} ise N ve T dzeltmesi ieren bir prosedr izlenmektedir.

Seriler arasında uzun dnemli iliřkinin arařtırılmasında Westerlund ve Edgerton (2007) alıřmasında yokluk hipotezi eř btnleřmenin varlıęı iin kritik deęerlerin bootstrap yntemi ile elde edildięi, yatay kesit baęımlılıęına izin veren panel eř btnleřme testi yapılmıřtır. Ayrıca Westerlund ve Edgerton (2008) tarafından sabitte, sabitte ve trendde keskin yapısal kırılmalı panel eř btnleřme testi kullanılmıř ve bu test istatistięi yokluk hipotezi eř btnleřmenin olmadığı, alternatif hipotezin seriler arasında uzun dnemli iliřkisinin olduęunu ifade etmektedir. Buna gre $Z_{\tau}(N)$ ve $Z_{\phi}(N)$ asimptotik zelliklerine gre farklı iki test istatistięi nermektedir. Bu test heteroskedastisite, otokorelasyon ve yatay kesit baęımlılıęına izin vermektedir.

Seriler arasında uzun dnem eř btnleřme iliřkisi bulunması durumunda sz konusu uzun dnem iliřkisine ait katsayı tahminleri elde edilmektedir. Heterojen panellerde uzun dnem katsayılarının tahmininde Pesaran ve Smith (1995) alıřmasında nerilen ortalama grup tahmincisi (MG) Eberhardt ve Teal (2010) tarafından geniřletilmıř hali birimler bazında ortalama alınarak kullanılan arttırılmıř ortalama grup (AMG) tahmincisi kullanılmıřtır. AMG tahmincisi yatay kesit baęımlılıęı altında direnli tahminci olduęu grlmektedir.

Son olarak nedensellik analizi iin Yilanci ve Gorus (2020) tarafından Panel Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılmıřtır. Bu alıřmada Nazlioglu vd. (2016) alıřmasında lkelere gre nedensellik testi iin Fourier terimleri eklenmiř Toda- Yamamoto (TY) nedensellik testi her lke iin ayrı ayrı yapılmakta ve buradan elde edilen p deęerlerinden

Fisher test istatistiği üretilmektedir. Test istatistiği bootstrap yöntemi ile elde edilen kritik değerlere göre yokluk hipotezi olan Granger nedeni değildir, test edilmektedir.

Çalışmada FH hipotezi ekonomik küreselleşme perspektifinde ele alınan modele ilişkin ekonometrik denklem şu şekildedir:

$$INV_{it} = a_0 + \beta_1 SAV_{it} + \beta_2 KOF_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Denklem 2’de a_0 sabit terimi, β parametreleri katsayıları, ε hata terimini, INV brüt sermaye yatırımlarının GSYH içerisindeki yüzdelik payını, SAV tasarrufların GSYH içerisindeki yüzdelik payını ve KOF ekonomik küreselleşme endeksini göstermektedir. Ekonomik küreselleşme endeksi *KOF İsviçre Ekonomi Enstitüsü* tarafından oluşturulan küreselleşme endeksinin alt endeksi olarak yer almaktadır. Ekonomik küreselleşme bir ekonomide yer alan mal, sermaye ve hizmet akışları ile iktisadi kısıtlamalara ait bilgi ve algıları içermektedir (Dreher, 2006). Bir ülkede ekonomik küreselleşme endeksinin artması, o ülkenin kapitalist iktisadi sisteme entegrasyon derecesinin arttığını başka bir deyişle de yatırımların dış finansmana erişim kapasitesinin arttığını göstermektedir (vice versa). Bu nedenle diğer çalışmalardan farklı olarak yatırım ve tasarruf arasındaki ilişkinin sermaye hareketliliği için vekil değişken olarak ekonomik küreselleşme endeksi eklenmiştir.

Tablo 3’de üç değişkene ait ülkelere ve panele göre serilerin tanımlayıcı istatistikleri yer almaktadır. Buna göre GSYH içinde yatırımların payı ortalama olarak en yüksek olan ülke Çin ve Hindistan iken, en düşük ülkeler Pakistan ve Güney Afrika ve panel ortalama yaklaşık %25’dir. Diğer taraftan tasarruf düzeyi ise Çin, Malezya ve Filipinlerdir. Ortalama ekonomik küreselleşme düzeyinde ise Malezya, Bulgaristan ve Tayland en yüksek ülkeler iken, Bangladeş ve Hindistan gelmektedir. Standart sapmalara bakıldığında, üç değişkene ait seriler içerisinde en yüksek standart sapmaya Bulgaristan’a ait serilerde olduğu görülmekte iken, en düşük standart sapmaya Pakistan’a ait serilerde olduğu görülmektedir. Bu durum seri değerlerinin değişkenlik düzeyini göstermektedir.

Tablo 3. Tanımlayıcı İstatistikler

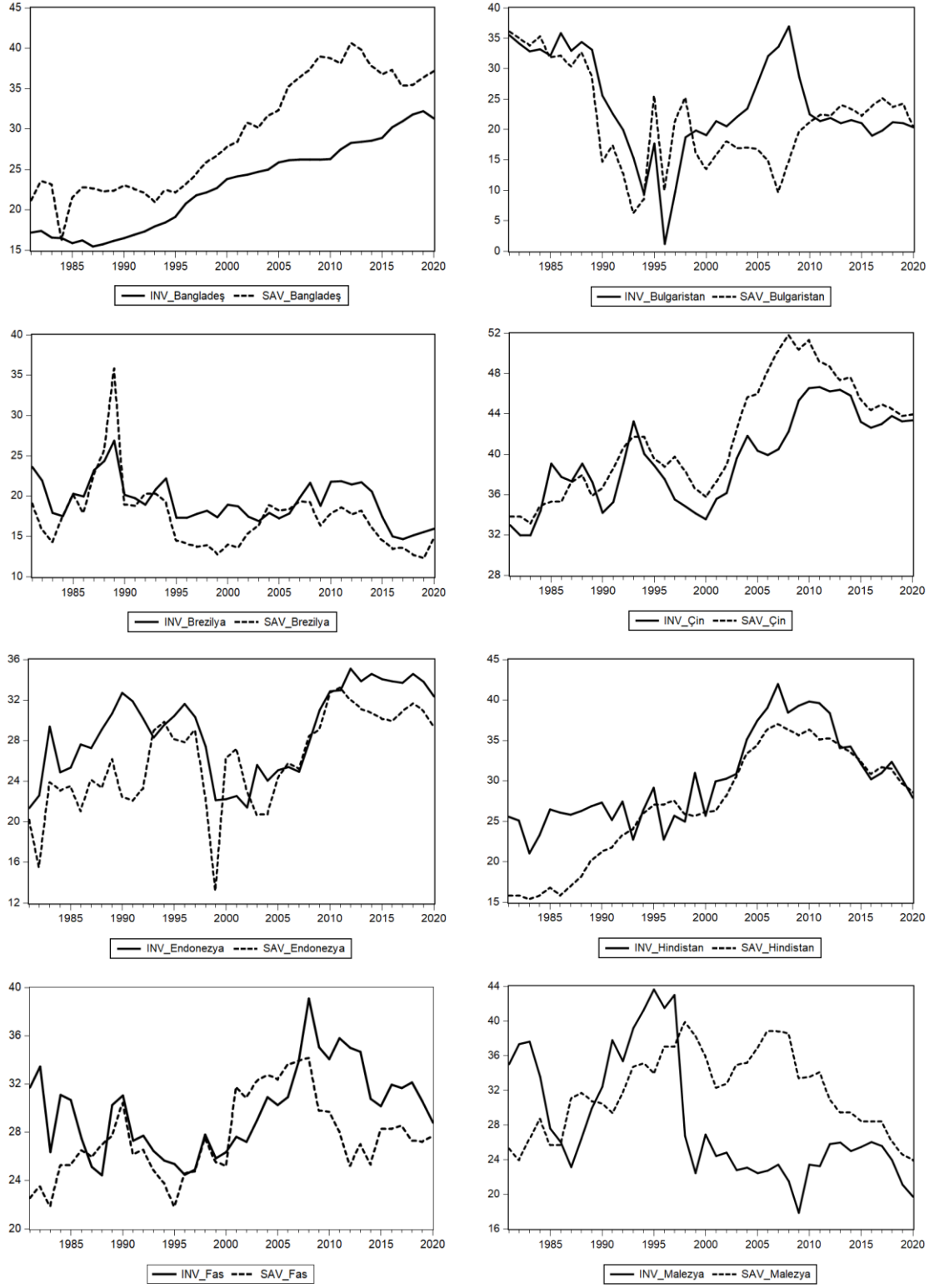
Değişken	Ülkeler	Ortalama	Medyan	Maksimum	Minimum	Std. Sapma
INV	Bangladeş	22.93	23.99	32.21	15.47	5.42
	Brezilya	19.28	18.85	26.90	14.63	2.74
	Bulgaristan	24.00	21.70	36.92	1.16	8.03
	Çin	39.51	39.35	46.66	31.93	4.41
	Hindistan	30.16	29.53	41.95	21.04	5.61
	Endonezya	28.86	29.49	35.07	21.38	4.27
	Malezya	28.35	25.85	43.64	17.84	7.08
	Fas	29.83	30.28	39.09	24.44	3.57
	Pakistan	17.55	17.82	20.69	14.12	1.69
	Filipinler	20.74	20.55	28.23	14.17	3.57
	Güney Afrika	18.26	17.65	31.90	12.40	3.51
	Tayland	28.75	26.90	42.86	20.07	6.89
	Türkiye	24.49	25.05	31.55	16.18	4.35
	Panel		25.59	24.85	46.66	1.16

Tablo 3. Devamı

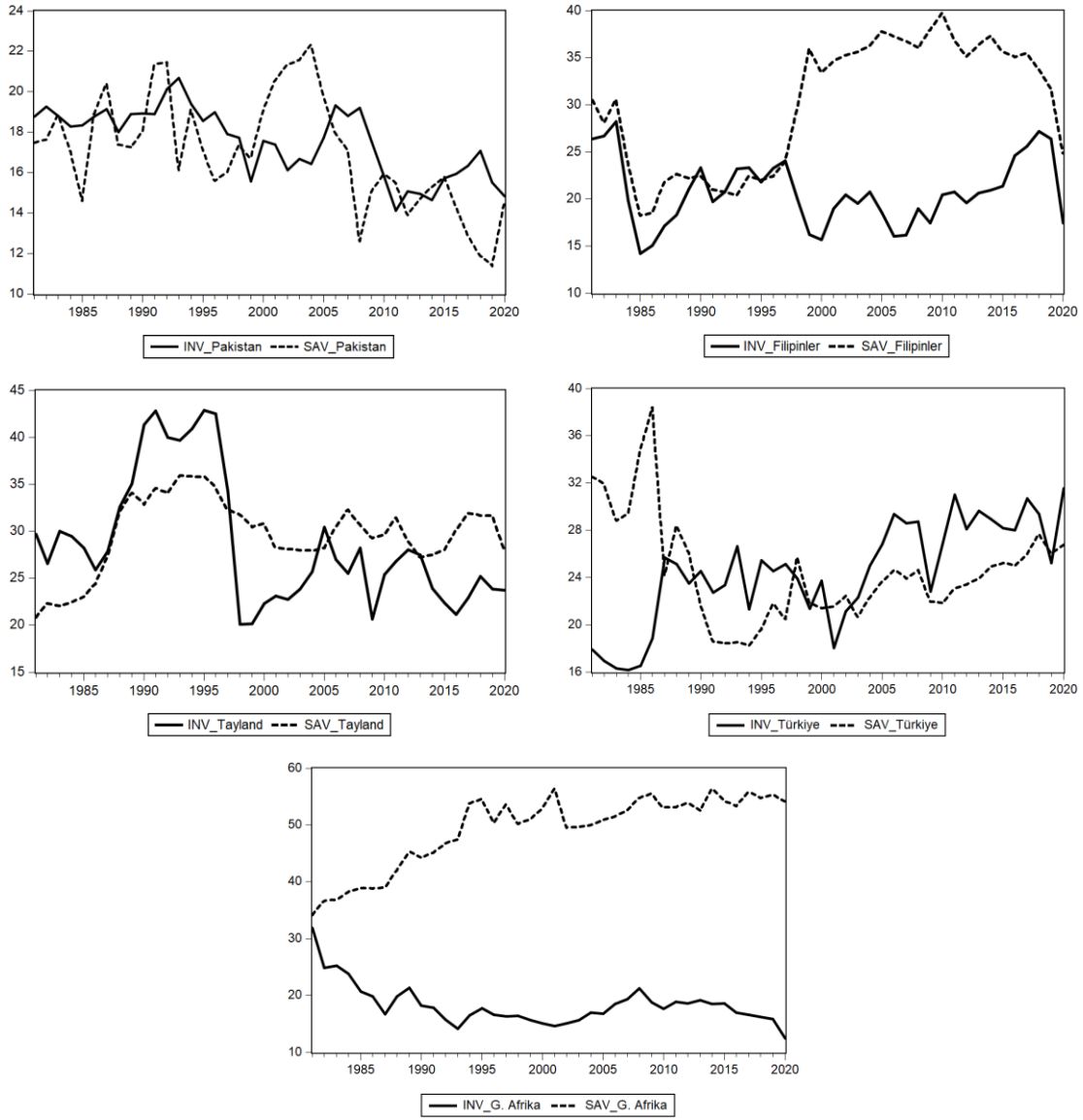
Değişken	Ülkeler	Ortalama	Medyan	Maksimum	Minimum	Std. Sapma
SAV	Bangladeř	29.27	28.11	40.60	16.29	7.14
	Brezilya	17.36	17.59	35.82	12.25	4.21
	Bulgaristan	21.58	21.77	36.06	6.22	7.84
	Çin	41.88	41.70	51.79	33.15	5.45
	Hindistan	27.08	27.30	37.01	15.35	7.02
	Endonezya	26.04	26.24	33.22	13.20	4.64
	Malezya	31.75	31.68	39.85	23.86	4.61
	Fas	27.53	27.13	34.17	21.85	3.30
	Pakistan	17.05	17.13	22.31	11.37	2.78
	Filipinler	30.00	32.58	39.75	18.21	6.89
	Güney Afrika	16.74	15.96	26.32	13.23	2.99
	Tayland	29.66	30.27	35.94	20.85	3.94
	Türkiye	24.50	23.91	38.40	18.19	4.45
	Panel	26.16	25.32	51.79	6.22	8.51
Değişken	Ülkeler	Ortalama	Medyan	Maksimum	Minimum	Std. Sapma
KOF	Bangladeř	25.61	26.13	34.56	17.32	5.49
	Brezilya	35.93	36.20	44.22	25.99	5.60
	Bulgaristan	62.04	63.38	77.82	44.07	11.81
	Çin	37.94	39.89	52.74	18.93	10.53
	Hindistan	29.31	28.10	45.86	13.90	12.85
	Endonezya	50.88	50.58	69.58	37.44	8.22
	Malezya	70.76	73.55	77.12	59.66	5.48
	Fas	48.95	48.07	60.59	38.72	6.83
	Pakistan	34.70	34.38	43.87	27.76	3.87
	Filipinler	53.23	55.53	65.02	37.14	8.90
	Güney Afrika	46.32	52.97	58.19	29.19	10.49
	Tayland	57.10	63.67	68.84	37.76	10.83
	Türkiye	49.16	51.30	56.32	34.14	6.44
	Panel	46.30	45.59	77.82	13.90	15.29

Grafik 1’de gelişmekte olan ülkelerde yurtiçi tasarrufların (kesikli çizgi) ile brüt sermaye oluşumunun 1981 - 2020 yılları arasındaki seyrini göstermektedir. Ülkelerin tasarruf yatırım ilişkisine ilişkin belirgin bir ortak özellik yerine ülkelere has yapısal özellikleri olduğu grafikler üzerinden görülmektedir. Örneğin Bangladeř, Çin ve Hindistan gibi ülkelerde tasarrufların ve yatırımların uzun dönemde artış eğilimleri olduğu diğer ülkelerde belirgin bir trendin olmadığı görülmektedir. Yatırım ve tasarrufların genellikle aynı yönde benzer karakteristik özellikleri olduğu görülse de bazı ülkelerde farklı ilişkiler de görülmektedir. Örneğin Güney Afrika’da yıllara göre artan bir tasarruf fazlasının olduğu görülmektedir. Benzer tasarruf fazlası neredeyse tüm seri döneminde görülmekte iken, tasarruf fazlası Malezya ve Filipinler’de 2000’lerin başında ortaya çıkmaktadır. Yatırımların ve tasarrufların çoğunlukla aynı yönde hareket ettiği ülkeler (2008 küresel finans krizi hariç) Bulgaristan, Brezilya, Çin, Endonezya, kısmen de olsa Hindistan, Fas, Pakistan, Tayland sayılabilmektedir. Türkiye’de ise 1980’lerde tasarruf fazlası olduğu, kriz dönemleri dışında tasarruf açığının olduğu görülmektedir.

F. Yeter, "Feldstein-Horioka Hipotezinin Ekonomik Küreselleşme ile Yeniden Ele Alınması: Gelişmekte Olan Ülkelerden Kanıtlar"

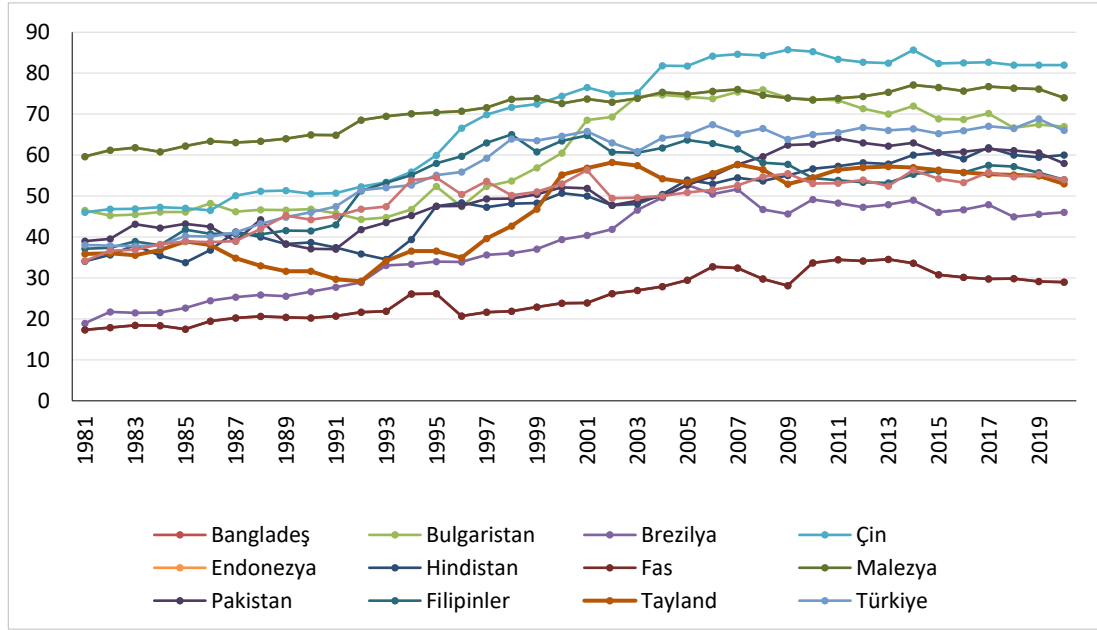


Grafik 1. 1981-2020 Döneminde Gelişmekte Olan Ülkelerde (13 Ülke) Yatırım ve Tasarruf İlişkisi



Grafik 1. Devamı

Grafik 2’de ise geliřmekte olan ülkelerin ekonomik küreselleřme düzeyinin geliřimi 1981-2020 dönemi için gösterilmektedir. Genel olarak artış hızı benzer olmasa da tüm ülkeler için incelenen dönemde ekonomik küreselleřme düzeyinin arttıđı söylenebilir. Ancak bu artış trendinin yaklaşık son 15 yıl içerisinde yatay seyir izlediđi görülmektedir. Ekonomik küreselleřme düzeyi en yüksek olan ülkeleri bařta Çin, Malezya, Bulgaristan ve Türkiye’yi sıralamak mümkün iken, ekonomik küreselleřme düzeyi en düşük ülkeleri de Fas ve Brezilya řeklinde sıralanabilmektedir.



Grafik 2. 1981-2020 Döneminde Gelişmekte Olan Ülkelerde (13 Ülke) Ekonomik Küreselleşme Düzeyi

4. Ampirik Bulgular

13 gelişmekte olan ülke (Bangladeş, Bulgaristan, Brezilya, Çin, Endonezya, Hindistan, Fas, Malezya, Pakistan, Filipinler, Tayland, Türkiye ve Güney Afrika) için FH hipotezi ekonomik küreselleşme çerçevesinde ele alınmıştır. Buna göre öncelikle panele ilişkin serilerin birim kök testleri ile durağanlığının araştırılmasından önce birimler arasında korelasyonun varlığının araştırılması için LM testlerinin farklı varyasyonlarına ait sonuçlar Tablo 3’te yer almaktadır.

Tablo 4’de birimler arası korelasyonun varlığının araştırılmasında kullanılan yatay kesit bağımlılığı testlerinde yokluk hipotezi olan “yatay kesit bağımlılığı yoktur” hipotezi üç seri için de %5 düzeyinde istatistiksel olarak reddedilmiş olup, yatay kesit bağımlılığının olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Buna göre yatay kesit bağımlılığı altında daha dirençli test istatistiği üreten ikinci nesil birim kök testlerinin kullanılması gerekmektedir. Buna göre Tablo 5’te Kwiatkowski vd. (1992) durağanlık testinin panel veri için uyarlanmış yumuşak kırılmaya sahip Fourier Panel KPSS, keskin yapısal kırılmaya sahip panel KPSS ve yapısal kırılmaların yer almadığı panel KPSS durağanlık testlerine ait sonuçlar yer almaktadır.

Tablo 4. Yatay Kesit Bağımlılığı Testleri

	INV		SAV		KOF	
	LM Test	P-değeri	LM Test	P-değeri	LM Test	P-değeri
Breusch-Pagan LM	520.17	0.000	601.34	0.000	1991.86	0.000
Pesaran LM	35.40	0.000	41.90	0.000	153.23	0.000
Sapması düzeltilmiş LM	35.23	0.000	41.73	0.000	153.06	0.000

Tablo 5’te Panel A, B, C’de yer alan testler sırasıyla yumuşak kırılmaya sahip Panel Fourier KPSS testi, keskin kırılmaya sahip panel KPSS testi ve son olarak kırılmanın yer

almadığı panel KPSS testi yer almaktadır. Buna göre Panel A’da yer alan Panel Fourier KPSS testinde optimum frekans sayısının frekans sayısına (k) göre sonuçları bakıldığında sabitli model ile sabitli ve trendli modelde INV ve SAV serileri için “seriler durağandır” yokluk hipotezi reddedilmekte ve serilerin düzeyde durağan olmadığı görülmektedir. KOF serisi için sabitli modelde serinin Panel Fourier KPSS testi sonuçlarına göre seviyede durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Ancak KOF serisinin zamana bağılı artan bir trende sahip olduğu grafik 2’de görülmektedir. Bu durumda sabitli ve trendli modelin durağanlığın araştırılmasında daha doğru olacağı düşünülmektedir. Bu nedenle sabitli ve trendli model dikkate alındığında KOF serisinin düzeyde durağan olmadığı görülmektedir.

Tablo 5. Panel Durağanlık Testleri Sonuçları

Değişkenler		Sabitli Model			Sabitli ve Trendli Model		
		k=1	k=2	k=3	k=1	k=2	k=3
INV	Panel istat.	9.321	9.079	6.151	6.028	4.471	3.280
	P-değeri	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001
SAV	Panel istat.	8.404	1.391	1.881	5.834	7.377	6.504
	P-değeri	0.000	0.082	0.030	0.000	0.000	0.000
KOF	Panel istat.	-0.825	0.220	-0.662	6.207	4.817	3.434
	P-değeri	0.795	0.413	0.746	0.000	0.000	0.000
Panel B: Keskin Kırılmalı Panel KPSS (Carrion-i-Silvestre vd., 2005)		Sabitte Kırılma			Sabitte ve Trendde Kırılma		
INV	Panel istat.	1.963			9.362		
	P-değeri	0.025			0.000		
SAV	Panel istat.	2.631			15.712		
	P-değeri	0.004			0.000		
KOF	Panel istat.	9.271			36.887		
	P-değeri	0.000			0.000		
Panel C: Panel KPSS (Hadri, 2000)		Sabitli			Sabitli ve Trendli Model		
ΔINV	Panel istat.	-1.870			-0.291		
	P-değeri	0.969			0.615		
ΔSAV	Panel istat.	0.495			-0.317		
	P-değeri	0.311			0.624		
ΔKOF	Panel istat.	-0.694			0.756		
	P-değeri	0.684			0.247		

Not: Panel Fourier KPSS testi için kritik değerler her bir k için hesaplanmış kritik değerler Becker vd. (2006) çalışmasında yer almaktadır (Becker vd., 2006: 389). Keskin kırılmalı panel KPSS ve kırılmasız panel KPSS testleri aynı kritik değerleri kullanmakta ve %1, %5 ve %10 için sırasıyla 2.326; 1.645; 1.282 kritik değerler kullanılmaktadır.

Panel B’de yer alan keskin yapısal kırılmalara sahip panel KPSS testinde yokluk hipotezi üç seri için de seviyede kırılmaya sahip test ile seviyede ve trendde kırılmaya sahip test için yokluk hipotezi reddedilmekte ve serilerin birim köklü olduğu görülmektedir. Bu anlamda Panel Fourier KPSS test sonuçları ile örtüşmektedir.

Serilerin düzeyde durağan olmadığı anlaşıldığından serilerin durağanlık derecelerini belirlemek için farkı alınmış serilere ait sonuçlar Panel C’de yer almaktadır. Burada serilerin farkı alındığında serilerin veri üretme sürecinde yapısal değişimlere ait bilgi kaybolacağı için yapısal kırılmanın dahil edilmediği panel KPSS testi kullanılmıştır. Buradaki sonuçlara göre serilerin durağan olduğunu ifade eden yokluk hipotezi kabul edilmiştir. Sonuçlar serilerin I(1)

düzeyinde entegre olduğunu ve uzun dönemli ilişkinin araştırılabileceğini göstermektedir. Serilerin uzun dönemde eşbütünleşik olup olmadığını araştırmadan önce katsayılarının homojenliğinin araştırılması gerekmektedir. Buna göre Tablo 5’te homojenlik testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 6 delta testi ve düzeltilmiş delta testi sonuçlarına göre yokluk hipotezi “eğim katsayıları homojendir” reddedilmekte ve katsayı tahminlerinin heterojen oldukları görülmektedir. Buna göre üç seriye ait sonuçlar serilerin $I(1)$ olduğu ve modelin heterojen özellikte olduğu anlaşılmakta ve olası uzun dönemli ilişkinin araştırılmasında heterojen panel eş bütünleşme testi kullanılabilmektedir.

Tablo 6. Homojenlik Testi

Model		Test istatistiği	P-değeri
$F(SAV, KOF)=INV$	$\hat{\Delta}$	16.614	0.000
	$\tilde{\Delta}_{adj}$	17.513	0.000

Tablo 7’de uzun dönemli ilişkinin araştırılması için Westerlund ve Edgerton (2007) yapısal kırılmasız eş bütünleşme testi, Westerlund ve Edgerton (2008) yapısal kırılmalı eş bütünleşme testine ait sonuçlar yer almaktadır. Buna göre yapısal kırılmaların yer almadığı sabitli, sabitli ve trendli modelde eş bütünleşmenin varlığını ifade eden yokluk hipotezi %5 olasılık düzeyinde reddedilmemektedir. Yapısal kırılmalı eş bütünleşme testinde kırılmasız modelde eş bütünleşmenin olmadığını sınavan yokluk hipotezi % olasılık düzeyinde reddedilmektedir. Ayrıca seviyede kırılmalı modelde $Z_{\phi}(N)$ test istatistiği %5 olasılık düzeyinde reddedilmekte ancak $Z_{\tau}(N)$ test istatistiğine göre yokluk hipotezi reddedilememektedir. Trendde kırılma olduğu varsayımı altında elde edilen her iki test istatistiğine göre yokluk hipotezleri reddedilememektedir. Sonuçlar trendde yapısal kırılmalı modele göre eş bütünleşme ilişkisinin olmadığını, yapısal kırılmanın olmadığı varsayımı altında uzun dönemli ilişkinin olduğu görülmektedir. Buna göre yapısal kırılmasız eş bütünleşme testlerine göre yurtiçi tasarruflar ve ekonomik küreselleşmeden yatırımlara doğru uzun dönemli ilişkinin olduğu görülmekte ve uzun dönem katsayılarının yorumlanmasında sahte ilişki sorunu olmadığını göstermektedir. Buna göre heterojen paneller için önerilen Panel AMG sonuçları Tablo 8’de yer almaktadır.

Tablo 7. Panel Eş Bütünleşme Testi Sonuçları

Westerlund ve Edgerton (2007)				
Model	LM istatistiği		Bootstrap P değeri	
Sabitli	6.136		0.385	
Sabitli ve Trendli	4.567		0.281	
Westerlund ve Edgerton (2008)				
Model	$Z_{\tau}(N)$	P-değeri	$Z_{\phi}(N)$	P-değeri
Kırılmasız	-5.034	0.000	-3.786	0.000
Seviyede Kırılma	-0.797	0.213	-2.069	0.019
Trendde Kırılma	0.193	0.577	-0.938	0.174

Not: Bootstrap P değeri, 1000 yineleme ile üretilmiş kritik değerlerden elde edilmiştir.

Tablo 8’de yer alan sonuçlar yurtiçi tasarrufların ve ekonomik küreselleşmenin yatırımlar üzerindeki etkisini göstermektedir. Modelin anlamlılığını test eden Wald test istatistiği %5 olasılık düzeyinde reddedilmekte ve modelin anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Panel veri analizinde sıkça karşılaşılan yatay kesit bağımlılığının araştırıldığında Pesaran (2004) CD testine göre %5 olasılık düzeyinde yokluk hipotezi kabul edilmekte, yatay kesit bağımlılığının olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 8. Panel AMG Sonuçları

Ülkeler	Sabit	P-değeri	SAV	P-değeri	KOF	P-değeri
<i>Panel</i>	18.148*	0.000	0.402*	0.000	-0.061	0.377
Bangladeş	6.577*	0.002	0.690*	0.000	-0.139	0.508
Brezilya	17.181*	0.000	0.418*	0.000	-0.136**	0.030
Bulgaristan	18.813**	0.015	0.543*	0.000	-0.101	0.302
Çin	19.999*	0.000	0.431*	0.002	0.048	0.515
Hindistan	17.730*	0.000	0.286***	0.091	0.170***	0.066
Endonezya	22.188*	0.000	0.485*	0.000	-0.112**	0.033
Malezya	77.947*	0.000	0.390***	0.078	-0.872*	0.000
Fas	16.144*	0.000	0.342*	0.010	0.093	0.146
Pakistan	18.238*	0.000	0.465*	0.000	-0.240*	0.001
Filipinler	24.901*	0.000	-0.001	0.994	-0.073	0.325
G. Afrika	2.414	0.352	1.022*	0.000	-0.021	0.473
Tayland	21.121*	0.000	1.214*	0.000	-0.492*	0.000
Türkiye	4.228	0.507	0.048	0.695	0.394*	0.000
Wald Test İstatistiği	30.80 (0.000)					
Pesaran (2004) CD Test	-0.935 (0.350)					

Not: Test istatistiklerinin anlamlılık düzeyi %1, 5 ve 10 için sırasıyla *, ** ve *** işaretleri ile gösterilmiştir. Parantez içindeki sayılar olasılık değerini göstermektedir.

Panel sonuçlarına bakıldığında gelişmekte olan ülke grubu için yatırım ve tasarruf arasında pozitif ilişki olduğu, yatırımların tasarruf tutma oranı yaklaşık 0,40 olduğu görülmektedir. Sonuçlar Chang ve Smith (2014) çalışmasında yer alan gelişmiş ülkelere göre gelişmekte olan ülkelerdeki tasarruf tutma oranının düşük olduğuna ilişkin bulguları desteklemektedir. Panel içerisinde yer alan ülke sonuçlarına bakıldığında yatırımların yurtiçi tasarrufları tutma katsayısı değişkenlik göstermektedir. Bu katsayılar istatistiksel olarak anlamlı olan sonuçlar açısından değerlendirildiğine 0,34-1,21 arasında değişmektedir. Bulgular Coakley vd. (2004) ve Ketenci (2012) çalışmalarına göre ülkelere göre bu ilişkinin heterojen yapıda olduğu ve genel bir örüntüden bahsedilemeyeceği görüşü ile uyumludur. Tayland ve Güney Afrika’ya ilişkin sonuçlar tasarruf tutma katsayısının 1’den büyük olduğunu göstermektedir. Bu oran 1’den büyük olduğunda, yurtiçi yatırımların bir kısmının yurtiçi tasarruflarla karşılanmadığını ve bu nedenle yurtiçi tasarruf açığı olduğu anlamına gelmektedir. Başka bir deyişle zamanlar arası bütçe kısıtı altında bugün için daha fazla yatırım yapabilme için gelecekteki dış borçlanma kapasitesi kullanılarak dış borç finansmanı ile tasarruf açığı karşılanmaktadır. Bu durum kısa dönem ekonomik büyüme ve kalkınma dinamiklerine pozitif etki ederken, artan dış borç yükü uzun dönemde finansal risklerin artmasına ve krizlerin ortaya çıkmasına yol açmaktadır. Bulgular Hindistan, Malezya, Filipinler ve Türkiye’de yatırım-tasarruf ilişkisinin %5 olasılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olmadığını, bu ülkelerde yatırımların yurtiçi tasarruflar ile ilişkili olmadığını göstermektedir. Bu durum sermaye hareketliliği altında yurt içi faiz oranlarında ve dolayısıyla yurt içi tasarruflarda artışa yol açan, ancak özellikle yurt içi yatırımlarda bir artışa neden olmayan daha yüksek dünya faiz oranları ve

finansal yapının yurtiçi tasarrufları yatırımlara yönlendiren finansal sistemin yetersiz olması ile açıklanabilir (Akkoyunlu, 2020: 146), bu nedenle Hindistan, Malezya, Filipinler ve Türkiye’ye ilişkin bulgular Akkoyunlu (2020) çalışması ile uyumludur. Panel içerisinde yer alan diğer ülkeler Bangladeş, Brezilya, Bulgaristan, Çin, Endonezya ve Fas’ta tasarruf tutma katsayıları %5 olasılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ancak Feldstein ve Horioka (1980), Narayan (2005) ve Dash (2019) çalışmalarında yüksek tasarruf tutma katsayılarına ilişkin ampirik kanıtlara göre nispeten daha düşük olduğu görülmektedir. Düşük tasarruf tutma katsayısı bu ülkelerde sermaye hareketliliğinin daha yüksek olduğu anlamına gelmektedir. Bulgular düşük tasarruf tutma katsayısına ilişkin kanıtlar sunan Ketenci (2012), Chang ve Smith (2014), Yilanci ve Kilci (2021) çalışmaları ile uyumludur. Yatırım ve tasarruf arasındaki ilişkisinin dolaylı olarak sermaye hareketliliğini test ettiğine dair FH hipotezine göre gelişmekte olan ülkelerde sermaye hareketliliği olduğu ancak bunun tam sermaye hareketliliği olmadığı tam olmayan sermaye hareketliliği olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu ülkelerde sermaye hareketliliğinin yüksekliği yatırımların dış koşullara bağlı olmasına neden olmakta ve dış şoklara karşı daha kırılgan bir ekonomik yapı meydana gelmektedir.

Tablo 8’de ekonomik küreselleşme katsayılarına bakıldığında panel sonuçları yatırımların ekonomik küreselleşme ile ilişkili olmadığını göstermektedir. Ancak ülkelere göre sonuçlarda Bangladeş, Bulgaristan, Çin, Hindistan, Fas, Filipinler ve Güney Afrika’da da benzer şekilde panel sonuçları ile örtüşmektedir. Bu ülkelerde küresel iktisadi sisteme entegrasyon derecesindeki artışların uzun dönemde yatırımlar üzerinde ilişkili olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Diğer sonuçlara bakıldığında Brezilya, Endonezya, Malezya, Pakistan ve Tayland’da yatırımlar ekonomik küreselleşme ile %5 olasılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir ilişki bulunmuştur. Bu ülkelerde ekonomik küreselleşme düzeyindeki artışların uzun dönemde yatırımları azaltıcı bir etki yaptığı görülmektedir. Nispeten düşük tasarruf tutma katsayısı, ekonomik küreselleşmenin negatif etkisi ile beraber düşünüldüğünde bu ülkelerde artan ekonomik küreselleşme yurtiçi firmaların rekabet gücünün azalmasına bağlı olarak firmaların yatırımlarının azalmasına yol açmış olabilir. Ayrıca ekonomik küreselleşmenin negatif etkisi, yatırım imkanlarının (tasarrufların) bu ülkelerden dışarıya doğru yönelmesini ve düşük tasarruf tutma katsayısını açıklayabilmektedir. Türkiye’de ekonomik küreselleşmenin yatırımlar üzerinde uzun dönemde pozitif etkisinin olduğu görülmektedir. Bununla beraber Türkiye’de küreselleşme düzeyi arttıkça firmaların rekabet gücünün artmasına, küresel ticari ve endüstriyel iş birliğindeki artışların teknoloji transferleri, yeni yatırım alanları, verimlilik artışı gibi etkenlere yol açmış olması mümkündür. Bu nedenle Türkiye’de ekonomik küreselleşme düzeyi uzun dönemde genel yatırım ortamını pozitif etki etmiş olabilir. Uzun dönemli ilişkiye ait sonuçların yanı sıra Tablo 9 ve Tablo 10’da kısa dönem ilişkiyi araştıran Panel Fourier Toda-Yamamoto nedensellik sonuçları yer almaktadır.

Tablo 9’a göre gelişmekte olan ülke grubu kısa dönemde tasarruflardan yatırımlara doğru nedensellik olduğu, yatırımlardan tasarruflara doğru nedenselliğin olmadığı, grup içerisinde kısa dönemde nedenselliğin daha çok tasarruflardan yatırımlara doğru gerçekleştiği görülmektedir. Yatırım ve tasarruf arasında çift yönlü nedenselliğin grup içerisinde yer almadığı görülmektedir. Buradaki sonuçlar literatürdeki gelişmekte olan ülke karakterine sahip ülke gruplarına ait nedensellik bulguları olan Pata’nın (2018) E7 ülkeleri; Yilanci ve Kilci (2019) Next11 ülkelerine ilişkin panel nedensellik sonuçları ile örtüşmektedir.

Tablo 9. Yatırım ve Tasarruf Panel Fourier Toda-Yamamoto Nedensellik Sonuçları

Ülkeler	H ₀ : INV \rightarrow SAV				H ₀ : SAV \rightarrow INV			
	Lag	Frekans	Wald test	P-değeri	Lag	Frekans	Wald test	P-değeri
Bangladeř	1	2	0.112	0.706	1	2	10.863	0.003
Bulgaristan	1	2	1.464	0.223	1	2	0.001	0.975
Brezilya	2	2	0.079	0.966	2	2	7.170	0.043
Çin	1	3	3.511	0.062	1	3	0.204	0.656
Endonezya	1	2	1.897	0.179	1	2	4.101	0.042
Hindistan	1	1	0.508	0.479	1	1	0.131	0.713
Fas	1	1	0.134	0.726	1	1	1.435	0.220
Malezya	1	1	0.079	0.784	1	1	5.682	0.032
Pakistan	1	1	0.156	0.689	1	1	0.066	0.799
Filipinler	2	1	2.297	0.316	2	1	0.285	0.889
Tayland	1	2	0.028	0.873	1	2	0.412	0.536
Türkiye	1	2	7.258	0.009	1	2	0.160	0.693
G. Afrika	1	1	0.238	0.638	1	1	0.259	0.595
Panel Fisher			29.008	0.311			39.437	0.044

Not: Test istatistiklerinin anlamlılık düzeyi %1, 5 ve 10 için sırasıyla *, ** ve *** işaretleri ile gösterilmiştir. Bootstrap P değeri, 1000 yineleme ile üretilmiş kritik değerlerden elde edilmiştir.

Tablo 10'da gelişmekte olan ülke grubu için yatırım ve ekonomik küreselleşme arasında çift yönlü nedensellik varken ülkeler göre sonuçlarda nedenselliğin olmadığını ifade eden boş hipotez reddedilememektedir. Kısa dönem nedensellik bulgularına göre yatırımların tasarruflar ve ekonomik küreselleşme düzeyi arasında kısa dönem ve uzun dönem dinamiklerinin farklı olduğu görülmektedir.

Tablo 10. Yatırım ve Ekonomik Küreselleşme Panel Fourier Toda-Yamamoto Nedensellik Sonuçları

Ülkeler	H ₀ : INV \rightarrow KOF				H ₀ : KOF \rightarrow INV			
	Lag	Frekans	Wald test	P-değeri	Lag	Frekans	Wald test	P-değeri
Bangladeř	1	2	1.989	0.171	1	2	2.872	0.105
Bulgaristan	1	2	1.100	0.293	1	2	0.840	0.356
Brezilya	1	2	8.243	0.011	1	2	0.049	0.842
Çin	1	1	0.754	0.392	1	1	2.724	0.117
Endonezya	1	2	7.905	0.009	1	2	0.868	0.359
Hindistan	2	1	22.400	0.001	2	1	1.070	0.582
Fas	1	2	0.646	0.419	1	2	1.811	0.183
Malezya	1	1	1.898	0.173	1	1	0.283	0.567
Pakistan	1	1	3.155	0.097	1	1	3.395	0.073
Filipinler	1	2	0.402	0.546	1	2	1.388	0.247
Tayland	2	1	1.916	0.398	2	1	4.036	0.153
Türkiye	1	3	0.904	0.338	1	3	1.006	0.329
G. Afrika	1	1	0.026	0.871	1	1	6.995	0.011
Panel Fisher			56.944	0.000			41.908	0.025

Not: Test istatistiklerinin anlamlılık düzeyi %1, 5 ve 10 için sırasıyla *, ** ve *** işaretleri ile gösterilmiştir. Bootstrap P değeri, 1000 yineleme ile üretilmiş kritik değerlerden elde edilmiştir.

5. Sonuç

FH hipotezi yüksek tasarruf tutma katsayısının artan sermaye hareketliliği ile çeliştiğine dair bulguların ileri sürülmesinden bu yana yaklaşık kırk yıl boyunca tartışılmıştır. Sonuçlar gelişmekte olan ülkeler için yatırım ve tasarruf arasında düşük ve pozitif bir ilişki olduğunu

göstermektedir. Panel sonuçlarına paralellik gösteren Bangladeş, Brezilya, Bulgaristan, Çin, Endonezya, Fas ve Pakistan’da düşük tasarruf tutma katsayısının yüksek sermaye hareketliliğini doğruladığı görülmekte ve FH hipotezindeki çelişkinin geçerli olmadığı görülmektedir. Bu ülkelerde yatırım ve tasarruf ilişkisinin görece zayıf olması, uzun dönem ekonomik büyüme ve kalkınma dinamiklerini olumsuz etkileyebilmektedir. Bu kapsamda politika yapıcılar tasarrufları ve yatırımları teşvik eden politikalar uygulayabilir. Bu politikalar tasarrufları teşvik edici vergi teşvikleri ve istisnaları, faiz oranlarının düşürülmesi ve finansal piyasaların geliştirilmesi gibi önlemleri içerebilir. Bir ülkede yüksek tasarruf oranları yurtiçi yatırımları tek başına artırmayabilir, dolayısıyla yatırım ortamını sağlayacak politikalar da geliştirilmelidir. Bunlar rekabet ortamının artması, daha fazla yatırım talebini oluşturmaktadır, ayrıca geleceği ilişkin beklentilerin pozitif, kurumsal alt yapının öngörülebilir, şeffaf bir şekilde oluşturulması da yatırım imkânlarını artırmaktadır ayrıca yenilikçi yatırımların teşvik edilmesi için teknolojik gelişmelerin desteklenmesi sağlanabilir. Bu ülkelerde yatırım ve tasarruf ilişkisinin zayıf olmasının aynı zamanda yüksek sermaye hareketliliği olduğu anlamına gelmektedir. Yüksek sermaye hareketliliği yurtiçi yatırımların finansmana erişimini kolaylaştırdığı gibi finansal risklerin de artmasına yol açabilir. Bu durumda yatırım ve diğer makro iktisadi koşullar dış iktisadi şartlara daha bağımlı hale gelmekte ve ekonomik kırılganlığı artmaktadır. Yüksek sermaye hareketliliğini azaltılması ya da oynaklığını kontrol altına almak için öncelikle ekonomik ve siyasi istikrarın sağlanması ve sürdürülmesi gerekmektedir. Zira istikrar koşulları altında sermayenin ani çıkışları önlenmiş olacaktır. Diğer taraftan yüksek sermaye hareketliliğinin meydana getirdiği aşırı oynaklık kur ve faiz gibi risklerin artmasına yol açabilmektedir. Bu nedenle politika yapıcılar gelişmekte olan ülkelerde finansal piyasaları ve kurumları spekülâtif faaliyetleri azaltmak için düzenlemeler getirmesi gerekmektedir.

Hindistan, Malezya, Filipinler ve Türkiye’de yatırım ve tasarruf arasında ilişkisini olmadığı görülmektedir. Bu ülkelerde yatırımları tasarruf dışındaki faiz oranları, ucuz dış finansman, tasarrufların yurtdışına yönelmiş olması gibi faktörlerin etkileri daha belirleyici olabilir. Bu nedenle uzun dönem iktisadi kalkınma süreci için yurtiçi tasarrufların artırılmasına yönelik gelir üzerinden alınan vergilerin düşürülmesi gerektiği, tasarruf düzeyini belirleyen enflasyon, kur ve faiz riski gibi makro iktisadi değişkenler üzerindeki belirsizliği ve oynaklığı azaltması, tasarruf eğilimini artırıcı teşvik politikaları gerekmektedir. Ayrıca tasarruf sahiplerinin daha düşük maliyetle ve düşük risk düzeyinde iyi işleyen finansal sistemin tesis edilmesi gerekmektedir. Kurumları iyi çalışmayan ve etkin olmayan finansal sistem içerisine tasarrufların çekilmesi daha zor olacaktır. Ayrıca bu ülkeler içerisinde sadece Türkiye’de ekonomik küreselleşmenin uzun dönem sonuçları yatırımların artırılmasında pozitif etki yaptığını göstermektedir. Bu sonuçlar Türkiye’de yatırımların tasarruflar ile bağının zayıflamasına yol açmış olabilir.

Ampirik bulgular ekonomik küreselleşme düzeyi kadar ekonomik küreselleşmenin ülke yapısal özelliklerine bağlı olarak yatırımları özendirmediği kadar caydırıcı bir etkisi olduğunu da göstermektedir. Bu nedenle ekonomik küreselleşmenin uzun dönemde gelişmekte olan ülkeler için “nimet mi, külfet mi?” olduğu konusu tartışmalıdır. Bangladeş, Bulgaristan, Çin, Hindistan, Fas, Filipinler ve Güney Afrika ve panele ilişkin bulgulara bakıldığında ekonomik küreselleşme ile yatırımlar arasındaki ilişki olmadığını göstermektedir. Bu ülkelerde ekonomik küreselleşme sürecinin yatırımları teşvik edecek şekilde politika kurgusunun dizayn edilmesi gerekmektedir. Diğer taraftan Brezilya, Endonezya, Malezya, Pakistan ve Tayland’da ekonomik küreselleşme yatırımları azaltıcı bir etkisi olduğu görülmektedir. Bu ülkelerde yerli sermayenin dışarı yönelmesi, yerleşik firmaların uluslararası rekabet edilebilirliğini düşük olması, küresel

sisteme kurumsal entegrasyon hkmetlerin daha etkin politika yapmasını engelleyebilmektedir. Bu neden kreselleşmenin negatif etkilerine yönelik hkmetlerin politika kurgularını belirlemesi gerekmektedir. Bu lkelerde siyasi ve ekonomik istikrarın sađlanması kreselleşme srecinin daha sađlıklı bir şekilde ilerlemesini sađlayacaktır. Ekonomik ve siyasi istikrar, kurumsal yapının hesap verilebilir, şeffaf ve ngrlebilir olmasına ve uzun dnem yatırımların artmasına, firmaların daha verimli ve rekabetçi hale gelmesine yardımcı olacaktır. Sz konusu geliřmekte olan lkelerde ekonomik ve siyasi istikrarını sađlamak iin alacađı nlemler, ekonomik kreselleşmenin fırsatlarından yararlanmasına ve ekonomik byme ve kalkınmasını desteklemesine yardımcı olacaktır.

Arařtırma ve Yayın Etiđi Beyanı

Etik kurul izni ve/veya yasal/zel 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

- Akkoyunlu, Ş. (2020). Revisiting the Feldstein-Horioka puzzle for Turkey. *Journal of Applied Economics*, 23(1), 129-148. <https://doi.org/10.1080/15140326.2020.1711592>
- Apergis, N. and Tsoumas, C. (2009). A survey of the Feldstein-Horioka puzzle: What has been done and where we stand. *Research in Economics*, 63(2), 64-76. <https://doi.org/10.1016/j.rie.2009.05.001>
- Baltagi, B.H., Feng, Q. and Kao, C. (2012). A Lagrange Multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. *Journal of Econometrics*, 170(1), 164-177. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2012.04.004>
- Becker, R., Enders, W. and Lee, J. (2006). A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2012.04.004>
- Blanchard, O. and Giavazzi, F. (2002). Current account deficits in the euro area: the end of the Feldstein-Horioka puzzle? *Brookings Papers on Economic Activity*, 2002(2), 147-209. <https://doi.org/10.1353/eca.2003.0001>
- Breusch, T.S. and Pagan, A.R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Carrion-i-Silvestre, J.L., del Barrio-Castro, T. and Lopez-Bazo, E. (2005). Breaking the panels: An application to the GDP per capita. *The Econometrics Journal*, 159-175. Retrieved from <https://www.jstor.org>
- Chang, Y. and Smith, R.T. (2014). Feldstein-Horioka puzzles. *European Economic Review*, 72, 98-112. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2014.09.001>
- Chen, S.W. and Shen, C.H. (2015). Revisiting the Feldstein-Horioka puzzle with regime switching: New evidence from European countries. *Economic Modelling*, 49, 260-269. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.03.020>
- Coakley, J., Fuertes, A.M. and Spagnolo, F. (2004). Is the Feldstein-Horioka puzzle history? *The Manchester School*, 72(5), 569-590. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2004.00409.x>
- Coakley, J., Kulasi, F. and Smith, R. (1998). The Feldstein-Horioka puzzle and capital mobility: A review. *International Journal of Finance & Economics*, 3(2), 169-188. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1158\(199804\)3:2<169::AID-IJFE74>3.0.CO;2-H](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1158(199804)3:2<169::AID-IJFE74>3.0.CO;2-H)
- Çınar, M. (2021). *Panel Veri Ekonometrisi Stata ve Eviews Uygulamalı*. (1. bs.). Bursa: Ekin Basım Yayın Dağıtım.
- Dash, S.K. (2019). Has the Feldstein-Horioka puzzle waned? Evidence from time series and dynamic panel data analysis. *Economic Modelling*, 83, 256-269. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.02.015>
- De Vita, G. and Abbott, A. (2002). Are saving and investment cointegrated? An ARDL bounds testing approach. *Economics Letters*, 77(2), 293-299. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(02\)00139-8](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(02)00139-8)
- Dreher, A. (2006). Does globalization affect growth? Evidence from a new index of globalization. *Applied Economics*, 38(10), 1091-1110. <https://doi.org/10.1080/00036840500392078>
- Duran, H.E. and Ferreira-Lopes, A. (2022). The revival of the Feldstein-Horioka puzzle and moderation of capital flows after the global financial crisis (2008/09). *Research in International Business and Finance*, 60, 101580. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2021.101580>
- Eyuboglu, S. and Uzar, U. (2020). Is the Feldstein-Horioka puzzle valid in lucky seven countries? *The Journal of International Trade & Economic Development*, 29(4), 399-419. <https://doi.org/10.1080/00036840500392078>

- Feldstein, M. (1983). Domestic saving and international capital movements in the long run and the short run. *European Economic Review*, 21(1-2), 129-151. doi: 10.3386/w0947
- Feldstein, M. and Horioka, C. (1980). Domestic saving and international capital flows. *The Economic Journal*, 90(358), 314-329. <https://doi.org/10.2307/2231790>
- Fouquau, J., Hurlin, C. and Rabaud, I. (2008). The Feldstein–Horioka puzzle: A panel smooth transition regression approach. *Economic Modelling*, 25(2), 284-299. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2007.06.008>
- Frankel, J.A. (1992). Measuring international capital mobility: A review. *The American Economic Review*, 82(2), 197-202. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Ghosh, D. (2011). International capital mobility and the Feldstein-Horioka Puzzle: An empirical examination for the G5 nations. *Southwestern Economic Review*, 38, 27-36. Retrieved from <http://www.ser.tcu.edu/>
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, 3(2), 148-161. <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00043>
- Katsimi, M. and Zoega, G. (2016). European integration and the Feldstein–Horioka puzzle. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 78(6), 834-852. <https://doi.org/10.1111/obes.12130>
- Ketenci, N. (2012). The Feldstein–Horioka Puzzle and structural breaks: Evidence from EU members. *Economic Modelling*, 29(2), 262-270. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2011.10.003>
- Khan, S. (2017). The savings and investment relationship: The Feldstein–Horioka puzzle revisited. *Journal of Policy Modeling*, 39(2), 324-332. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2017.02.002>
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Levin, A., Lin, C.F. and Chu, C.S.J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Narayan, K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990. <https://doi.org/10.1080/00036840500278103>
- Nazlioglu, S., Gormus, N.A. and Soytaş, U. (2016). Oil prices and real estate investment trusts (REITs): Gradual-shift causality and volatility transmission analysis. *Energy Economics*, 60, 168-175. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.09.009>
- Nazlioglu, S. and Karul, C. (2017). A panel stationarity test with gradual structural shifts: Re-investigate the international commodity price shocks. *Economic Modelling*, 61, 181-192. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.09.009>
- Patra, S.K. and Mohanty, R.K. (2020). Does the Feldstein–Horioka puzzle exist among South Asian countries? A regime-switching approach. *Journal of Public Affairs*, 20(3), e2061. <https://doi.org/10.1002/pa.2061>
- Pesaran, M.H. (2004), *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels* (CESifo Working Paper Series No. 1229; IZA Discussion Paper No. 1240). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.572504>
- Pesaran, M.H. and Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68(1), 79-113. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01644-F](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01644-F)
- Pesaran, M.H. and Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>

- Swamy, P.A. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 311-323. <https://doi.org/10.2307/1913012>
- Teal, F. and Eberhardt, M. (2010). *Productivity Analysis in Global Manufacturing Production* (University of Oxford Department of Economics Discussion Paper Series Number 515). Retrieved from <https://ora.ox.ac.uk/objects/uuid:f9d91b40-d8b7-402d-95eb-75a9cbdc000/files/sfx719m85k>
- Westerlund, J. and Edgerton, D.L. (2007). A panel bootstrap cointegration test. *Economics Letters*, 97(3), 185-190. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2007.03.003>
- Westerlund, J. and Edgerton, D.L. (2008). A simple test for cointegration in dependent panels with structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(5), 665-704. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00513.x>
- Yilanci, V. and Gorus, M.S. (2020). Does economic globalization have predictive power for ecological footprint in MENA counties? A panel causality test with a Fourier function. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(32), 40552-40562. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-10092-9>
- Yilanci, V. and Kilci, E.N. (2021). The Feldstein-Horioka puzzle for the Next Eleven Countries: A panel data analysis with Fourier functions. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 30(3), 341-364. <https://doi.org/10.1080/09638199.2021.1879901>

REVISITING THE FELDSTEIN-HORIOKA HYPOTHESIS WITH ECONOMIC GLOBALIZATION: EVIDENCE FROM DEVELOPING COUNTRIES

EXTENDED SUMMARY

Subject and Purpose of the Study

The study revisits the hypothesis based on empirical evidence that the theoretical framework of Feldstein and Horioka (1980) that the strong relationship between investment and saving weakens as international capital mobility increases is not valid, considering the phenomenon of economic globalization, which is different from the literature. The results are revisited using panel data analysis methods that allow for heterogeneity and cross-sectional dependence.

Literature

Through an extensive literature review, Apergis and Tsoumas (2008) classify the studies that support and criticize the FH hypothesis with specific patterns and argue that most studies support a strong relationship between saving and investment. Still, most of the results do not confirm the capital mobility hypothesis. Chang and Smith (2014) provide evidence that while investment dependence on domestic savings is high in developed countries, it is much lower in developing countries. Khan (2017) shows that there has been a declining time-varying saving retention coefficient since the mid-1970s and that there is a dynamic relationship between saving and investment. Ho and Chiu (2001) show that the strength of the relationship between investment and saving increases when country size is included in the model. Coakley et al. (2004) support the view that capital mobility is high in the long run for OECD economies under sustainable current account deficit with different panel estimators. Similarly, Fouquau et al. (2008) show that this relationship is sensitive to GDP size and current account deficit ratio. Chen and Shen (2015) argue that the strength of this relationship may decrease over time. Khan (2017) also shows that the relationship between saving and investment decreases over time. Similarly, Katsimi and Zoegema (2016) argue that structural changes in European countries, such as the transition to the Euro and the 2008 Global Financial Crisis, affect the relationship between investment and saving. Duran and Ferreira-Lopez (2022) argue that after the 2008 Global Financial Crisis, the relationship between investment and saving increased due to decreased capital mobility.

Methodology

In this study, using annual data for the period 1981-2020 for 13 developing countries, the long-run relationship is investigated with the bootstrap panel co-integration test of Westerlund and Edgerton (2007) and the panel co-integration test with structural breaks proposed in Westerlund and Edgerton (2008). The long-run coefficients for the models are obtained using the augmented mean group (AMG) estimator proposed by Eberhardt and Teal (2010).

Findings

Panel results show a positive relationship between investment and savings for the developing country group, and the ratio of investment to savings is approximately 0.40. In India, Malaysia, Philippines, and Turkey, the investment-savings relationship is not statistically significant at the 5% probability level, indicating that investments are unrelated to domestic savings in these countries. In the other countries in the panel, Bangladesh, Brazil, Bulgaria, China, Indonesia, and Morocco, the coefficients on savings retention are statistically significant at the 5% probability level but relatively lower than the empirical evidence of high savings retention coefficients in Feldstein and Horioka (1980), Narayan (2005) and Dash (2019).

Conclusion

The FH hypothesis has been debated for nearly four decades since the findings that a high coefficient of saving retention is inconsistent with increased capital mobility. The results show a low and positive relationship between investment and saving for developing countries. In line with the panel results, in Bangladesh, Brazil, Bulgaria, China, Indonesia, Morocco, and Pakistan, the low savings retention coefficient confirms high capital mobility, and the contradiction in the FH hypothesis does not hold. The relatively weak relationship between investment and savings in these countries may adversely affect long-term economic growth and development dynamics. In this context, policymakers can implement policies that encourage savings and investments. These policies may include tax incentives and exemptions to encourage savings, lower interest rates, and develop financial markets. Empirical evidence suggests that the level of economic globalization, as well as the structural characteristics of a country, can both encourage and discourage investment. Therefore, it is debatable whether economic globalization is a "boon or a burden" for developing countries in the long run.

POLİTİK İSTİKRAR VE DEMOKRASİ FİNANSAL GELİŐME ÜZERİNDE ETKİLİ Mİ? SAHRA-ALTI AFRİKA ÜLKELERİNDEN KANITLAR

Are Political Stability and Democracy Effective on Financial Development? Evidence from Sub-Saharan African Countries

Hakan YILDIRIM* & İnan AKDAĞ**

Öz

Politik istikrar ve demokrasi gibi kurumsal olgular ile finansal sistem arasındaki etkileşim, uzun yıllardır arařtırılan önemli bir konudur. Politik istikrarsızlık ve terör eylemleri Sahra altı Afrika ülkelerinin yařadığı önemli sorunlardan birkaçıdır. Bu sebeple alıřmada 2002-2019 döneminde Sahra-altı Afrika ülkelerinde politik istikrarın ve demokrasinin finansal sistemin gelişimi üzerindeki etkileri arařtırılmıştır. İki Ařamalı Sistem Genelleştirilmiş Momentler Metodu tahmincisinin kullanıldığı alıřmada bağımlı deęişken, finansal kurumlar gelişme endeksidir. alıřmanın açıklayıcı deęişkenleri, politik istikrar ve demokrasi göstergeleridir. Kiři başına GSYİH'deki büyüme, ticari açıklık, enflasyon oranı, doğrudan yabancı yatırımlar ve kentsel nüfus oranı ise kontrol deęişkeni olarak kullanılmıştır. Yapılan analizler, demokrasi ve politik istikrarın finansal gelişme üzerinde pozitif etkili olduğunu ortaya koymaktadır. Kontrol deęişkenleri açısından; enflasyon oranı finansal gelişme üzerinde negatif etkili olmakta iken gelirdeki artış ve ticari açıklık finansal gelişmeyi pozitif yönde etkilemektedir. Elde edilen bulgular ışığında, Sahra altı Afrika ülkelerindeki politika yapıcılara, finansal gelişmeyi saęlamak için, politik istikrarı saęlayıcı ve demokrasi düzeyini artırıcı düzenlemeler yapmaları tavsiye edilmektedir.

Abstract

The interaction between institutional phenomena such as political stability and democracy and the financial system is an important issue that has been researched for many years. Political instability and acts of terrorism are some of the important problems faced by sub-Saharan African countries. For this reason, in this study, the effects of political stability and democracy on the financial system in Sub-Saharan African countries during the period from 2002 to 2019 are investigated. In the study, in which the Two-Stage System Generalized Moments Method estimator was used, the dependent variable is the financial institutions development index. The explanatory variables of the study are the indicators of political stability and democracy. The control variables are the growth in GDP per capita, trade openness, inflation rate, foreign direct investment, and urban population ratio. The analyses display that democracy and political stability have positive effects on financial development. In terms of control variables, while the inflation rate has a negative effect on financial development, economic growth and trade openness affect financial development positively. In light of the findings, it is recommended that policymakers in Sub-Saharan African countries make arrangements to ensure political stability and increase the level of democracy to ensure financial development.

Anahtar Kelimeler:
Politik İstikrar,
Kurumsal Ortam,
Finansal Gelişme

JEL Kodları:
G18, G28, P48

Keywords:
Politic Stability,
Democracy,
Financial
Development

JEL Codes:
G18, G28, P48

* Öğr. Gör. Dr., Amasya Üniversitesi, Gümüşhacıköy Hasan Duman Meslek Yüksekokulu, Finans, Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, Amasya, Türkiye, hakan_emin_yildirim@hotmail.com, ORCID: 0000-0002-3173-0247

** Dr. Öğr. Üyesi., Amasya Üniversitesi, Merzifon İİBF, Siyaset Bilimi ve Kamu Yönetimi Bölümü, Amasya, Türkiye, inanakdag@yahoo.com, ORCID: 0000-0001-5531-403X

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 21.07.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 28.09.2023

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



1. Giriş

Günümüzde birçok ülke için en temel problemlerden biri ekonomik büyüme için gerekli sermayenin teminidir. Ülkelerin ekonomik büyüme için ihtiyaç duyduğu sermayenin temin edilmesinde finans sektörü çok önemli bir role sahiptir. Bu nedenle özellikle az gelişmiş ve gelişmişte olan ülkelerin finans sektörünü geliştirmeye yönelik politikaları son yıllarda büyük bir hız kazanmıştır. Ülkelerin demokratik gelişim düzeyleri ve politik istikrar finansal gelişme ve ekonomik büyümeyi etkileyen en önemli faktörlerden biridir.

Bu çalışmanın temel motivasyonu; Sahra-altı Afrika ülkelerinde politik istikrar (Pİ) ve demokrasi, finansal gelişmenin (FG) bir belirleyicisi midir? ve Politik istikrarın sağlanması ve demokrasinin gelişimi finansal sistemde gelişim için pozitif bir etki yaratıyor mu? sorularının yanıtlanmasıdır. Çalışmada bu sorulara cevap aranarak politik istikrarsızlık ve düşük demokrasi düzeyine sahip olan Sahra-altı Afrika ülkelerinde Pİ ve demokrasinin FG üzerindeki hem ayrı ayrı hem de bütünsel etkileri incelenerek literatüre katkı sağlanmaya çalışılmıştır. Kurumsal faktörlerin FG üzerindeki etkisini inceleyen çalışmalar henüz yeterli düzeyde değildir. Bu nedenle, FG ve Pİ ile demokrasi arasındaki ilişki son yıllarda literatürde ilgi çeken konulardan biri olarak kabul edilmektedir. FG, literatürde genel olarak tekil göstergeler üzerinden araştırılmaktadır (örn; Yang, 2011; Bekana, 2023). IMF tarafından hesaplanan Finansal Gelişme Endeksi (FGE) finansal gelişmeyi birçok boyut üzerinden değerlendiren kapsamlı bir göstergedir. Bu sebeple çalışmada FG, bu gösterge üzerinden ele alınmıştır. Bu hususlar, çalışmanın önemini ve literatürdeki benzer çalışmalardan farkını ortaya koyan hususlar olarak kabul edilebilir.

Çalışma beş bölüm şeklinde tasarlanmıştır. Giriş bölümünü takip eden ikinci bölümde çalışmanın kavramsal çerçevesi ve literatür taramasına yer verilmiş, üçüncü bölümde çalışma kapsamında incelenen veriler ve metodoloji tanıtılmıştır. Dördüncü bölümde, 2002-2019 dönemi için Pİ ve demokrasinin FG üzerindeki etkisi, İki Aşamalı Genelleştirilmiş Momentler Metodu (İki Aşamalı GMM) kullanılarak araştırılmış ve yapılan analizlerden elde edilen bulgular sunulmuştur. Beşinci ve son bölümde ise yapılan analizler neticesinde elde edilen bulgular konu ile ilgili yapılmış diğer çalışmaların bulguları ile karşılaştırmalı olarak tartışılmıştır.

2. Kavramsal Çerçeve ve Literatür

Toplumsal olgular, birbirleriyle ilişkili bir bütündür. Toplumsal yapıyı oluşturan ekonomi, politika, hukuk vs. olgular birbiriyle eklemlenmiş bir bütünsellikten mürekkep toplumsal hayatı oluşturmaktadır. Sosyoloji, bu parçalar arasında ilişkileri anlamak için farklı yaklaşımlar içerisindedir. Bu bağlamda, çatışmacı kuram, yapısal işlevselci kuram, sembolik etkileşimcilik vs. birçok modern sosyoloji yöntemi kuramsallaştırılmıştır. Bu çalışmada, politik istikrar ve finansal gelişme arasındaki ilişkiyi anlamak için en geçerli sosyolojik yöntem olarak, kökenleri Emile Durkheim ve Herbert Spencer’a kadar giden yapısal işlevselci yaklaşım benimsenmiştir. İşlevselciliğe göre; “işlevselciler sebep ve sonucu birleştiren bir nedensel döngü ya da geri besleme tanımlarlar” (Holmwood, 2020: 458). Bu çalışmada, Pİ ve FG olgularının veya daha soyutta politika toplumsal parçasıyla ekonomi toplumsal parçası arasındaki ilişkinin sebep ve sonucunu birleştiren bütünsellik incelenmiştir. Elde edilebilecek sonuç, rastlantısal elde edilen bir sonuç

olmayıp, arařtırmacıyı, bilim disiplininin keskin ayrılıkları olan ekollerine kadar götürebilecek bir tartiřmanın parçası haline getirebilecektir. Bu çerçevede iki rakip ekole bakmak gereklidir.

Modern bilimlerin ortaya çıkışından itibaren, özellikle 19. yy.'da şekillenen liberal ekol ve Marksist ekol, farklı varsayımlara sahip iki uzlaşmaz yaklaşımdır. Birey özgürlüğü varsayımı üzerinden şekillenen liberalizm, kitle siyaseti ve daha karmaşık bir ekonomik sistemin içinde yer alan çeşitli örgütlü grupların ve çıkarlarının devletten talepleri sonucu toplum ve ekonominin politize olması (Bellamy, 2000: 74) anlamına gelmesi sonucu, toplum ve ekonominin belirleyeni olarak politika üzerine ön kabulü bulunmaktadır. Böylece politika neden ve ekonomi ise sonuç konumuna geçmektedir. Burada yapısalcı işlevselci anlamda politika, çeşitli grup ve çıkarlarının ekonomik anlamda maksimize olmaya çalışması işleviyle bir yapı inşa eden bir pozisyona yerleşmektedir. Çalışmanın ana konusu olan PS-FD ilişkisi bağlamında liberal ekolün bakış açısı, Pİ'nin FG'yi sağlaması yönündedir. Burada çeşitli grup ve çıkarların başta finansal çıkarların maksimize olmaya çalışması ve bunun için Pİ'ı araması liberal varsayımın temel düşünceleridir.

İkinci ekol olan Marksist ekol, diğer tüm ekoller gibi tek bakış açılı olmamakla ve içerisinde pek çok ekol barındırmakla birlikte klasik Marksizm, toplumun hukuki ve politik üstyapısı, temel olan iktisadi yapısı üzerinde yükselmektedir (Marx, 1979: 25). Liberalizmin bireyi yerine toplumu referans alan Marksizm de ekonomi temeli, hukuk ve politika gibi parçaları belirleme gücüne sahiptir. Yapısalcı işlevselci bakış açısıyla ekonomi parçasının gelişmişliği politikanın ve hukukun da gelişmesinin ön koşuludur ve ekonominin geliştirici bir işlevi söz konusudur. Bu çalışmanın kapsamı içerisinde ekonominin bir parçası olan finans ve FG doğal olarak Pİ'ı tetikleyecektir.

Pİ, literatürde tartışılan önemli bir sorunsaldır ve ölçümü oldukça zor kabul edilmektedir. Pİ oluşması için hangi şartların gerekli olduğu üzerine henüz tam olarak bir uzlaşma yoktur. Tarihin en eski dönemlerinden itibaren düşünürler, bu konu üzerine düşünmüştür. Platon'un aristokrasisi, Aristoteles'in en iyi devleti, Thomas Hobbes'un Leviathan'ı, J. J. Rousseau'nun eşitlikçiliği ve Karl Marx'ın sınıf mücadelesi ve sosyalist devleti (Qassem, 2009: 15) Pİ'nin en iyi görüldüğü durumlara örnek verilebilir. Ancak görülebileceği gibi bu düşünceler olan (de facto) değil olması gerekendir (de jure). Bu bağlamda 20. yy. ve 21. yy.'ın biliminde en önemli Pİ göstergesi; mevcut iktidar ve iktidarın barışçıl bir biçimde el değiştirmesidir. Özellikle 20. yy.'da askeri darbelerden pek çok sıkıntı çeken Latin Amerika ülkelerinin üzerine yazılan literatürde Pİ ve demokrasi üzerine geniş bir literatür vardır. O'Donnell ve Schmitter'e (1986) göre; gizli oylama, genel oy hakkı, düzenli seçimler, rekabet, örgütlenme özgürlüğü en önemli Pİ göstergeleridir. Burada en önemli sorunsal, askeri darbelerle kesintiye uğrayan Latin Amerika demokrasileri için barışçıl iktidar değişimidir. Pİ bu örneklerde demokrasiye ve demokratik yönetimlere indirgenmiştir.

İkinci bir politik istikrarsızlık durumu ise bugün, özellikle Ortadoğu'da sık görülen terör olaylarıdır. Terörizmin, modern topluma birçok tehdit oluşturduğu genel olarak kabul edilmektedir ve hayat kalitesi üzerinde ciddi etkileri bulunmaktadır. Terörizmin belki de en önemli tehlikeleri; sıradan insanların güvenliği, refahı ve hakları ile ilgili olanlar, devlet sisteminin istikrarı, ekonomik kalkınmanın sağlığı ve hızı, demokrasinin gelişmesi, hatta hayatta kalması olarak sıralanabilir (Alexander, 2015: 68). Buradan da görülebileceği gibi terörün en önemli sonuçlarından birisi de demokrasi ve devlet sisteminin varlığıdır. Demokrasiyle ilgili

durum Latin Amerika askeri darbelerinde de açıkça görülmüştür. Bu çerçevede demokrasinin varlığı ve hayatını sürdürmesi Pİ’in temel dinamiklerinden denilebilir.

Buradan görülebileceği gibi, yapısal işlevselci yaklaşım çerçevesinde ele aldığımız politika parçası ve onun istikrarı için geçmiş çağlardan günümüze birçok düşünce üretilmiştir. Modern çağ öncesi güçlü bir devlet yaklaşımı Pİ için kilit unsur olurken modern çağda demokrasi meselesine dönüşmüştür. Demokrasi, modern çağda insan için en önemli yönetim biçimi kabul edilirken onun kesintiye uğramaması ve belirli bir standarda yerleştirilmesi önemli bir düşünsel hedef olmuştur. Gelişmiş ülkeler, gelişmekte olan ülkelere model olmuş ve buradan türetilen standartlar ideal bir model oluşturmuştur. Bu model içerisinde en önemli nokta, iktidarın barışçıl bir biçimde el değiştirmesidir. Gerek askeri darbeler gerekse de terör bu standarda meydan okumaktadır. Bu çalışmada, Pİ’in ve demokrasinin FG üzerindeki etkisine odaklanılmaktadır. Pİ unsurları olarak ise askeri darbeler ve terör yokluğu üzerine yoğunlaşmaktadır.

Fon arz edenler ile fon talep edenler arasında bir köprü konumunda bulunan finansal sistem, ekonomik faaliyetler için gerekli fonu sağlayarak ekonomik büyüme ve kalkınmada kilit bir rol oynamaktadır. FG ile ekonomik büyüme arasındaki etkileşime ilişkin literatürde dört temel görüş bulunmaktadır. Schumpeter (1911) tarafından ileri sürülen ve Gurley ve Shaw (1955), Patrick (1966), McKinnon (1973), Shaw (1973) vb. tarafından geliştirilen arz öncüllü hipoteze göre; FG ekonomik büyümeye neden olmaktadır. Robinson’un (1952) öncüsü olduğu talep takipli hipoteze göre, tam tersine ekonomik büyüme FG’yi sağlamaktadır. Patrick (1966) tarafından ileri sürülen FG ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin karşılıklı olduğu savunan bir diğer hipoteze göre; ekonomik büyümenin ilk aşamalarında arz yönlü hipotez, sonrasında ise talep yönlü hipotez geçerli olmaktadır. Yansızlık hipotezine göre ise ekonomik büyüme ile FG arasında bir ilişki bulunmamaktadır. Konu ile ilgili çalışmalarda bu ilişkinin yönüne dair farklılıklar olmakla birlikte, çok sayıda çalışmada (örn; Thangavelu vd., 2004; Rathinam ve Raja, 2010; Bist, 2018) FG’nin ekonomik büyümeye sebep olduğu tespit edilmiştir. Bekana (2023) göre FG, ulusal tasarruf düzeyini belirlediğinden finansal sektörün gelişimi için büyük önem arz etmektedir. Zira gelişmiş bir finansal sistem; doğru yatırımlara finansman sağlayarak yatırımları teşvik eder, tasarrufları harekete geçirir ve riskten korunma imkânlarını artırarak ekonomik büyümeyi destekler. Dolayısıyla ülke ekonomileri için finansal sistemde istikrarın ve verimliliğin sağlanması, büyük önem arz etmektedir. 2007 küresel finans krizi de finansal sistemin ekonomiler için önemini pekiştirmiştir. FG ile ekonomik büyüme arasındaki bu etkileşim; FG’ye verilen önemini ve dolayısıyla politika yapıcılarının ve araştırmacıların bu konuya olan ilgisini her geçen gün artırmaktadır.

Roa ve Siegel (2011) göre; FG üzerinde etkili birçok faktör bulunmaktadır. Ancak Pİ ekonomik kalkınmayı etkilediği gibi finansal gelişmeyi de etkileyebilir. Dolayısıyla Pİ ve onu tetikleyen unsurlar, modern finansal gelişmenin dinamikleri olarak ele alınmalıdır. Onlara göre, demokrasinin iyi işlemediği ve Pİ’in olmadığı durumlarda, yatırımcıları koruyan yasal düzenlemeler ve uygulayıcılar etkin işlememektedir. Bu durum ise FG’yi de negatif yönde etkileyebilmektedir. Dolayısıyla demokrasi eksikliği ve politik istikrarsızlık, yatırımcı davranışlarını olumsuz etkileyerek FG’nin önündeki birincil engellerden olabilmektedir. Aksoy’a (2014) göre de terör saldırıları ve dolayısıyla ortaya çıkan politik istikrarsızlık, ekonomik yapı içerisindeki tüketicilerin ve firmalarda güven problemini artırmakta dolayısıyla riskten kaçınmaya neden olmaktadır. Bu kaçış ise ekonomik yavaşlamayı tetiklemektedir. Benzer şekilde Elnahass (2022) da bu görüştedir. Ona göre, terörizm neticesinde oluşan politik

istikrarsızlık çeřitli kayıplara neden olabileceđi gibi finansal sistem üzerinde de negatif etkili olmakta ve yatırımcıların güvenini sarsarak mali ve ekonomik kararlar üzerinde řoklar yaratmaktadır.

Hukuk ve finans teorisi de özünde bu görüşü esas almaktadır. Bu teoriye göre; yasal sistemlerin özel mülkiyet haklarını ve yatırımcıların yasal haklarını koruduđu ülkelerde tasarruf sahipleri finansal sisteme girerek fon ihtiyacını gidermede daha hevesli davranmaktadır. Bu heves de finansal sistemin gelişimini tetiklemektedir (Beck ve Levine, 2003: 1-2). La Porta vd. (1998), Rajan ve Zingales (2003) ve Acemoglu ve Johnson (2005) gibi birçok teorisyen de FG'in mülkiyet haklarının korunması, hukukun üstünlüğü vb. kurumsal faktörler ile ilişkili olduğunu savunmaktadır. Haber vd. (2007) göre; demokrasinin, siyasi katılımı ve rekabet, teşvik ederek finansal sistemde rekabeti artırmakta, fırsatçılığı azaltmakta ve bankacılık sisteminin verimliliğini artırmaktadır.

Acemođlu vd. (2003) toplumları; demokratikleşme, eşitlik, toplumsal bölünme yaşanması ve politikacıların denetlenmesi gibi hususlar doğrultusunda iki grupta değerlendirmişlerdir. Birinci grup; demokratik, görece eşit, daha az toplumsal ayrışmaya maruz kalmış ve politikacıların eylemlerinin daha etkin kontrol edildiđi kurumsal toplumlardır. İkinci grup; demokrasi ile diktatörlük arasında bir yerde konumlanan, eşitsizliğin yüksek olduđu, politikacılar ve seçkin kesimin kısıtlanmadığı zayıf kurumsal toplumlardır. Yazarlara göre, kurumsal olarak zayıf toplumlarda, daha fazla ekonomik istikrarsızlık beklenmektedir. Bu beklentinin başlıca sebepleri; zayıf toplumlarda yöneticiler üzerinde çok az kısıtlama vardır. Siyasi güç el deđiştikten sonra gücü ele geçiren kesim, güçlerini kendi lehlerine kullanabilir. Bu toplumlarda, iktidara gelmenin büyük kazanımlarını elde etmek için, gruplar arasında önemli çatışmalar yaşanabilir ve bu çatışmalar, politik ve ekonomik türbülanslara sebep olabilir. Zayıf toplumlarda politikacılar, birtakım çevreleri memnun ederek iktidarda kalabilmek amacıyla sürdürülebilirliği olmayan politikalar izleyebilir. Bu politikardan vazgeçildiğinde ise dalgalanmalar yaşanabilir. Ve bu toplumlarda, müteşebbisler sahip oldukları sermayeyi genellikle hızla geri çekecekleri sektörlere yönlendirdiğinden ekonomik istikrarsızlığa sebep olabilirler. Acemođlu (2008) bireysel çalışmasında ise hesap verilebilirliğin önemini vurgulayarak otokrasilerde hükümetin onların çıkarlarını koruyan çıkar gruplarına karşı sorumlu olmasına karşın demokrasilerde; hükümetin kamu çıkarlarını koruyarak sosyal refahı iyileştirmek amacıyla olduğunu dolayısıyla tüm halka karşı sorumlu olduğunu savunmuştur. Acemođlu'na göre; otokrasilerde kamu politikaları FG'yi engellemektedir. Ancak demokrasilerde yapılan politika düzenlemeleri, çıkar gruplarına göre şekillenmediđi için FG'yi artırıcı kamu politikalarına zemin oluşturmaktadır. Bahsedilen hususlardan anlaşılacağı gibi kurumsal faktörler, politik koşulların yanı sıra ekonomik faaliyetler üzerinde de oldukça önemli bir etkiye sahip olmaktadır.

Literatürde genel olarak Pİ, demokrasi gibi kurumsal faktörlerin FG üzerinde pozitif etkili olduđu görüşü yaygındır. Örneğin; Anayiotos, ve Toroyan (2009), Gries vd. (2010) çalışmalarında Sahra-altı Afrika ülkelerinde PS gibi kurumsal faktörlerin FD üzerine olumlu etkilerini tespit etmişlerdir. Huang vd. (2010) politik istikrarsızlığın bankalar üzerindeki etkilerini arařtırdıkları çalışmalarında, politik istikrarsızlığın fon kullanımı üzerinde negatif etkili olduğunu saptamışlardır. Roe ve Siegel (2011) çalışmalarında, politik istikrarsızlığın finansal gelişmeyi engellediğini tespit etmiş ve Pİ'nin FG'nin birincil belirleyicilerinden biri olduğunu savunmuşlardır. Manassah vd. (2014) Nijerya'da FG'nin kurumsal belirleyicilerini arařtırdıkları çalışmalarında, Pİ dâhil kurumsal faktörlerin FG üzerinde pozitif etkilerini tespit

etmişlerdir. Begović vd. (2017) çalışmalarında, demokrasi düzeyinin FG üzerinde demokrasi süresinden daha etkili olduğunu ve FG’yi pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Compaoré vd. (2020) çalışmalarında, gelişmekte olan ülkelerde çatışma ortamı ve politik istikrarsızlığın bankacılık krizleri üzerine etkilerini araştırmışlardır. Yazarlar, politik istikrarsızlığın bankacılık krizleri üzerinde etkili olduğunu ve bu etkinin sadece ilgili ülkelerde değil komşu ülkelerde de olabileceğini ortaya koymuşlardır. Ellahi vd. (2021), SAARC bölgesinde kurumsal faktörlerin FD üzerindeki etkisini araştırdıkları çalışmalarında; kurumsal faktörlerin (Pİ, düzenleyici kalite, hukuk vb.) FG üzerinde pozitif etkili olduğunu tespit etmişlerdir. Bu çalışmaların aksine Batila Ngouala Kombo ve Bongo Koumou (2021), CAAMC ülkelerinde kurumsal faktörlerin FG üzerine etkilerini araştırdıkları çalışmalarında, Pİ’ın FG’yi azalttığı sonucuna ulaşmışlardır. Bekana (2023) ise çalışmasında, Afrika ülkelerinde kurumsal yönetişimin (hükümet etkinliği, hukuk, PS vb.) finansal gelişme üzerinde pozitif etkili olduğunu tespit etmiştir.

Terör eylemleri ve bu eylemler sonucunda oluşan sıkıntılar ile finansal sistem arasındaki etkileşim literatürde çok sayıda çalışmaya konu olmuştur. Örneğin; Eldor ve Melnick (2004), İsrail’de terör saldırılarının hisse senedi ve döviz piyasaları üzerindeki etkisini araştırdıkları çalışmalarında, terör saldırılarının hisse senedi piyasaları üzerinde kalıcı ve negatif bir etki oluşturduğunu tespit etmişlerdir. Abadie ve Gardeazabal (2005) çalışmalarında, 186 ülkede terör eylemlerinin ekonomik faaliyetler üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Yazarlara göre terör eylemleri, risk algısını artırarak yatırım tahsisini etkileyen beklenen getiriye ve doğrudan yabancı yatırımları azaltmaktadır. Chesney vd. (2011) 21 ülkede terör saldırılarının borsa üzerindeki etkilerini araştırdıkları çalışmalarında, terör saldırılarının borsa performansları üzerinde negatif etkili olduğunu ve bu etkinin şiddetinin ülkelere göre farklılaştığı sonucuna ulaşmışlardır. Aksoy (2014) çalışmasında, terör saldırılarının Türkiye Hisse Senedi Piyasası üzerindeki etkilerini araştırmıştır. Türkiye’deki hisse senedi piyasalarının terör eylemlerine duyarlı olduğunu saptayan Aksoy’a göre, bazı terör olayları yüksek negatif getiriye neden olmaktadır. Ancak çoğu terör olayında, olay gerçekleşme tarihinden beş ve on gün sonrasındaki kümülatif negatif etki, olay günündeki anormal etkiden daha yüksek olmaktadır. Alhassan vd. (2019) çalışmalarında, politik istikrarsızlığın finansal kapsayıcılık üzerindeki etkilerini araştırmış ve finansal kapsayıcılığın politik istikrarsızlıktan negatif yönde etkilendiği sonucuna ulaşmışlardır. Shnekat ve Al-Assaf (2020), Ürdün ve Katar’da Pİ’in finansal krizler üzerindeki etkisini araştırdıkları çalışmalarında; Pİ’in finansal krizler üzerinde makroekonomik faktörlerden daha çok etkili olduğunu tespit etmişlerdir. Can Gaberli vd. (2022) 137 ülkede Pİ’in turizm üzerine etkilerini araştırdıkları çalışmalarında, turist sayısı ile Pİ arasında pozitif bir ilişki olduğunu ortaya koymuşlardır. Elnahass vd. (2022), terör saldırıları ve siyasi istikrarsızlığın MENA bölgesindeki bankacılık sektörü istikrarı üzerinde negatif etkili olduğunu saptamışlardır.

Yukarıda yer alan literatür taramasında görüldüğü gibi genellikle terörizm yokluğu, demokrasi ve Pİ genellikle FG üzerinde pozitif etkili olmaktadır. Buna karşın farklı sonuçlara ulaşan çalışmalarda bulunmaktadır. Örneğin; Yuang (2011) çalışmasında, demokrasi ile bankaların gelişimi arasında tespit edilen pozitif ilişkinin ülkeye özgü faktörler doğrultusunda ortadan kaybolduğunu saptamıştır. Borsa gelişimi ile demokrasi arasında ise herhangi bir ilişki tespit edemeyen Yuang’a (2011) göre, demokrasi mutlak olarak finansal gelişmeyi artırıcı olmamaktadır.

3. Arařtırma Metodolojisi

Bu alıřmada, Sahra-Altı Afrika lkelerinde Pİ ve demokrasinin FG zerindeki etkisi, 2002-2019 dneminde arařtırılmaktadır. Bařlangı ve bitiř yılları verilerin ulařılabilirliđi dođrultusunda belirlenmiř ve ilgili dnemde eksik verisi olan lkeler rneklemeden ıkarılarak dengeli bir panel veri seti oluřturulmuřtur. Arařtırmanın veri seti 26 dřk ve orta gelirli Sahra altı Afrika lkesine (Tablo 1) ait verilerden oluřmaktadır.

Tablo 1. Arařtırma Kapsamında Yer Alan lkeler

Angola	ad	Kenya	Senegal
Benin	Kongo Cumhuriyeti	Madagascar	Gney Africa
Botswana	Fil diři Sahili	Mali	Tanzanya
Burkina Faso	Eswatini	Mauritius	Togo
Cabo Verde	Gabon	Nijer	Uganda
Kameroun	Gana	Nijerya	
Merkezi Afrika Cumhuriyeti	Gine-Bissau	Ruanda	

Dinamik panel veri tahmincilerinin en gncel ve geliřmiř versiyonlarından biri olarak kabul edilen İki Ařamalı Sistem Genelleřtirilmiř Momentler Yntemi, bađımlı deđiřkenin gemiř deđerlerinin de etkisini incelemek amacıyla tercih edilmiřtir. Arařtırmada, bađımlı deđiřken olarak IMF Finansal Kurumlar Geliřme Endeksi (FIDX) kullanılmıřtır. nknn bu endeks derinlik, eriřilebilirlik ve verimlilik olmak zere  boyuta iliřkin ok sayıda gsterge zerinden hesaplanmaktadır ve dolayısıyla FG'nin geliřimini daha kapsamlı gstermektedir. Bu alıřmada, aıklayıcı deđiřkenler olarak Pİ'ı temsil eden POLS, demokrasiyi temsil eden DEM ve hem Pİ'ı hem de demokrasiyi bir btn olarak deđerlendirmek iin Sarma'dan (2008) yola ıkarak hesapladığımız POLDEM indeksi kullanılmıřtır. Ayrıca sonuların geerliliđini test etmek ve anlamlılıđını artırmak amacıyla enflasyon oranı (DEFLATR), kiři bařına dřen GSYH bymesi (PGROW), dođrudan yabancı yatırımların GSYH iindeki payı (INVEST), ticari aıklık (TRADE) ve kentsel nfus oranı kontrol deđiřkeni olarak kullanılmıřtır. (URBAN) Arařtırmada kullanılan deđiřkenler, yapılan literatr taraması neticesinde belirlenmiřtir (Yuang, 2011; Manasseh vd., 2014; Alhassan vd., 2019; Shnekat ve Al-Assaf, 2020; Ellahi vd., 2021; Can Gaberli vd., 2022; Bekana, 2023; Okara, 2023). Bu deđiřkenlere iliřkin detaylı bilgiler, Tablo 2'de sunulmuřtur.

Tablo 2. Deđiřkenlerin Tanımları

Deđiřken Kodu	Aıklama	Kaynak
POLS	Pİ Endeksi (WGI ynetiřim gstergelerinden biridir. Hkmetlerin istikrarı, toplumsal huzursuzluk, siyasi řiddet olasılıđı, terr eylemleri, protestolar, gsteriler vb. siyasi boyutlar zerinden hesaplanır. -2,5 arasında puanlanır ve +2,5. +2,5 en yksek Pİ seviyesini temsil eder)	WGI
DEM	DEM Demokrasi ve Hesap Verebilirlik Endeksi (WGI ynetiřim gstergelerinden biridir. Bir lke vatandařlarının ifade ve gsteri vb. zgrlklerini ifade eder. -2,5 ile +2,5 arasında puanlanır ve lkenin toplam gstergedeki puanını verir.	WGI
POLDEM	Tarafımızca Sarma (2008) izlenerek hesaplanmıřtır. Pİ (POLS) ve demokrasi (VOICE) bir arada ifade eder. Endeks 0 ile 1 arasında deđerler alır. 0 endeksi en dřk seviyeyi, 1 ise en yksek seviyeyi gsterir.	

Tablo 2. Devamı

FIDX*	Derinlik	Özel sektör kredisinin GSYH'ye oranı	IMF
		Emeklilik fonu varlıklarının GSYH'ye oranı	
		Yatırım fonu varlıklarının GSYH'ye oranı	
		Sigorta primleri, hayat ve hayat dışının GSYH'ye oranı	
	Erişim	100.000 yetişkin başına banka şubesi	
		100.000 yetişkin başına ATM sayısı	
	Etkinlik	Net faiz marjı	
		Borç verme-mevduat farkı	
		Faiz dışı gelirin toplam gelire oranı	
		Genel giderlerin toplam varlıklara oranı	
Varlık getirisi			
	Özkaynak kârlılığı		
PGROW	Kişi başına GSYH büyümesi (yıllık %)	WDI	
INF	Enflasyon, GSYİH deflatörü (yıllık %)	WDI	
INVEST	Doğrudan yabancı yatırım, net girişler (GSYH'nin yüzdesi)	WDI	
LNTRADE	İhracat ve İthalat Oranının GSYH içindeki logaritması	WDI	
LNURBAN	Kentsel Nüfus Yüzdesinin Logaritması	WDI	

Not: * Finansal Gelişme Endeksi derinlik, erişim ve verimlilik göstergeleri ile hesaplanmıştır.

WDI: Dünya Kalkınma Göstergeleri, WGI: Dünya Çapında Hükümet Göstergeleri, IMF: FG Endeksi Veri Tabanı.

Sarma (2008) çalışmasında, finansal katılımın birçok boyutunu bir arada ele alarak çok boyutlu bir endeks hesaplanmıştır. Bu çalışmada Pİ ve demokrasinin bütünleşik bir göstergesi POLDEM aşağıdaki gibi hesaplanmıştır (Sarma, 2008: 6-8).

Denklem 1'e göre, POLDEM'in iki boyutu (d_1 : Pİ ve terör yokluğu, d_2 : Demokrasi ve hesap verebilirlik) şu şekilde hesaplanmaktadır;

$$D_i = \frac{A_i - m_i}{M_i - m_i} \quad (1)$$

Denklem 1'de yer alan; A_i : i boyutunun düzey değerini, m_i : i boyutunun minimum değerini ve M_i : i boyutunun maksimum değerini göstermektedir.

Her iki boyut da yukarıdaki gibi hesaplandıktan sonra POLDEM aşağıda yer alan Denklem 2'ye göre hesaplanmaktadır;

$$POLDEM = 1 - \frac{\sqrt{(1 - d_1)^2 + (1 - d_2)^2}}{\sqrt{2}} \quad (2)$$

Denklem 1'de d_i 0 ile 1 arasında bir değer almaktadır ve d_i değeri ne kadar yüksek olursa ilgili birimin o boyuttaki başarısı da o kadar yüksek olmaktadır. Daha sonra iki boyutun entegre edildiği POLDEM hesaplanmaktadır ve 0 ile 1 arasında bir değer almaktadır. Bu değer 0'a yaklaşması, ilgili birimdeki Pİ ve demokrasi düzeyinde azalmaya, 1'e yaklaşması ise Pİ düzeyindeki artmaya işaret etmektedir.

Bu çalışmada Pİ ve demokrasinin FG üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Pİ ve demokrasinin ülke riskini azalttığı toplumsal güveni arttırdığı birçok çalışmada ortaya konmuştur. Bu doğrultuda çalışmanın hipotezleri şu şekildedir;

H₁: Pİ, FG üzerinde pozitif etkilidir.

H₂: Demokrasi, FG üzerinde pozitif etkilidir.

İlgili hipotezleri test etmek ve Pİ'nin FG üzerindeki etkisini arařtırmak için Model 1, Demokrasinin FD üzerindeki etkisini arařtırmak için Model 2, PS ve demokrasinin FG üzerindeki etkisini birlikte arařtırmak için Model 3 kullanılmıřtır;

$$\text{Model 1: LNFIDX}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{LNFIDX}_{it-1} + \beta_2 \text{POLS} + \beta_3 Z_{it} + u_{it} \quad (3)$$

$$\text{Model 2: LNFIDX}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{LNFIDX}_{it-1} + \beta_2 \text{DEM} + \beta_3 Z_{it} + u_{it} \quad (4)$$

$$\text{Model 3: LNFIDX}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{LNFIDX}_{it-1} + \beta_2 \text{POLDEM} + \beta_3 Z_{it} + u_{it} \quad (5)$$

Yukarıdaki modellerde yer alan α_0 model sabitini, u_{it} hata terimini, i birim boyutunu, t zaman boyutunu, β 'lar bağımsız deęişkenlerin bağımlı deęişken üzerindeki etkisini ve Z_{it} kontrol deęişkenlerini ifade etmektedir.

4. Ampirik Bulgular

Tablo 3'te çalışmada kullanılan deęişkenlere ilişkin açıklayıcı bilgiler yer almaktadır. Tablo 3 incelendiğinde, Sahra Altı Afrika ülkelerinde ortalama PS düzeyi -0,5 civarında olduęu görülmektedir. Bu endeksin -2,5 ile +2,5 arasında bir deęere sahip olduęu dikkate alındığında ilgili ülkelerdeki Pİ düzeyinin düşük olduęu söylenebilir. İlgili ülkelerdeki FG düzeyi ortalama 0,22 civarındadır. FG endeksinin 0 ile 1 arasında bir deęer aldığı dikkate alındığında bu ortalama, bu ülkelerdeki FG düzeyinin düşük olduęunu göstermektedir. Bu ortalama, Sahra altı Afrika ülkelerinde daha önce bahsedilen düşük FG seviyesini doğrulamaktadır. Bu ülkelerdeki demokrasi düzeyinin ortalama -0,42 seviyesinde olması, Sahra Altı Afrika'da genel bir demokrasi eksikliği olarak yorumlanabilir.

Tablo 3: Deęişkenlere İliřkin Tanımlayıcı İstatistikler

Deęişkenler	Gözlem. Sayısı	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
FIDX	468	0.225	0.132	0.04	0.73
POLS	468	-0.477	0.829	-2.69	1.11
DEM	468	-0.425	0.701	-1.53	0.974
POLDEM	468	0.428	0.190	0.021	0.826
PGROW	468	1.89	4.09	-36.7	27.8
INF	468	6.47	13.3	-21.1	196.9
INVEST	468	3.21	4.87	-11.2	46.2
TRADE	468	66.6	28.1	20.7	175.7
URBAN	468	41.5	17.35	15.6	89.7

Deęişkenler arasındaki korelasyonların gösterildięi Tablo 4'e göre, POLS, DEM, POLDEM ile FIDX arasında pozitif bir korelasyon bulunmaktadır. Deęişkenler arasındaki korelasyon deęerleri incelendiğinde, açıklayıcı deęişkenler ile bağımlı deęişkenler arasında sonuçların güvenilirliğini tehlikeye atabilecek düzeyde bir ilişkinin olmadığı gözlemlenmektedir.

Tablo 4. Korelasyonlar

	FIDX	OLS	DEM.	POLDEM	PGROW	INF	INVEST	TRADE	URBAN
FIDX	1.000								
POLS	0.502	1.000							
DEM	0.645	0.608	1.000						
POLDEM	0.642	0.844	0.937	1.000					
PGROW	0.043	0.069	0.111	0.107	1.000				
INF	-0.056	-0.061	-0.034	-0.047	0.110	1.000			
INVEST	-0.053	0.045	-0.002	0.020	0.032	0.068	1.000		
TRADE	0.270	0.421	0.083	0.222	0.040	0.080	0.320	1.000	
URBAN	0.350	0.333	0.232	0.283	-0.160	0.035	0.116	0.395	1.000

Tablo 5, Tablo 6 ve Tablo 7’de yapılan analizlere ilişkin bulgular yer almaktadır. Tablolarda görüldüğü üzere çalışma kapsamında yapılan analizler ve elde edilen bulguların tutarlılık ve istikrarını test etmek için çalışmanın üç ana modelinin her biri için 6 adet olmak üzere toplam 18 adet alt model türetilmiştir.

Tablo 5. Analiz Bulguları (Model 1)

Bağımlı Değ.	Model 1.1	Model 1.2	Model 1.3	Model 1.4	Model 1.5	Model 1.6
LNFDX						
LNFDX _{t-1}	0.924783 (0.020) [0.000]***	0.9115704 (0.025) [0.000]***	0.9250566 (0.033) [0.000]***	0.9268677 (0.024) [0.000]***	0.9133081 (0.023) [0.000]***	0.9059803 (0.020) [0.000]***
POLS	0.0332563 (0.011) [0.004]***	0.0365477 (0.014) [0.011]**	0.0311499 (0.013) [0.020]**	0.0305446 (0.013) [0.023]**	0.0220027 (0.011) [0.060]*	0.028768 (0.012) [0.024]**
INF		-0.000841 (0.0004) [0.043]**	-0.000948 (0.0004) [0.033]**	-0.0009743 (0.0004) [0.032]**	-0.000803 (0.0003) [0.043]**	-0.0015933 (0.0004) [0.001]***
PGROW			0.0041573 (0.001) [0.001]***	0.0041501 (0.0008) [0.003]***	0.0030678 (0.001) [0.041]**	0.004191 (0.0013) [0.002]***
INVEST				0.0004977 (0.0008) [0.548]	-0.000289 (0.0008) [0.724]	0.000482 (0.0006) [0.459]
LNTRADE					0.0235631 (0.019) [0.238]	0.0186623 (0.020) [0.354]
URBAN						0.0182025 (0.021) [0.395]
C	-0.0851457 (0.028) [0.003]***	-0.101097 (0.036) [0.005]***	-0.088663 (0.035) [0.012]**	-0.0874553 (0.034) [0.011]**	-0.20312 (0.103) [0.049]**	-0.260071 (0.084) [0.002]***
Wald Value(p)	67643.55 [0.000]	58740.21 [0.000]	67203.05 [0.000]	69870.16 [0.000]	60102.49 [0.000]	74370.55 [0.000]
Ar(2)	0.703	0.653	0.680	0.675	0.686	0.650
Hansen	0.746	0.572	0.574	0.568	0.525	0.794
Araç Değ. Sayısı	6	8	9	10	16	11
Gözlem Sayısı	442	442	442	442	442	442

Not: Parantezlerin dışı katsayı değerlerini, parantezlerin içi standart sapma değerlerini ve köşeli parantezlerin içi olasılık değerlerini göstermektedir. *,**,*** ise sırasıyla; %10, %5, %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

POLS'un FIDX üzerindeki etkisini gösteren analiz sonuçları Tablo 5'te sunulmuřtur. Tabloda sunulan tanısıl test sonuçlarına göre (Wald, Ar(2), ve Hansen) kurulan tüm modeller istatistiksel olarak anlamlıdır ve açıklayıcı deęişkenlerin baęımlı deęişkeni açıklama gücü yeterlidir. Modellerde ikinci dereceden serisel otokorelasyon yoktur. Araç deęişkenler dışsaldır ve araç deęişken sayısı birim sayısını aşmamaktadır. Tablo 5'te yer alan sonuçlara göre, Model 1'den türetilen tüm modellerde FIDX'in gecikmeli deęeri, cari dönem FIDX üzerinde olumlu bir etkiye sahiptir. Ayrıca POLS'un FIDX üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve olumlu bir etkisi bulunmaktadır (Model 1.1 için %1 düzeyinde, Model 1.2, Model 1.3, Model 1.4 ve Model 1.6 için %5 düzeyinde; Model 1.5 için %10 düzeyinde). Ayrıca kontrol deęişkenleri açısından INF, genellikle FIDX üzerinde olumsuz bir etkiye sahipken PGROW olumlu bir etki göstermektedir.

DEM'in FIDX üzerindeki etkisini gösteren analiz sonuçları Tablo 6'da sunulmuřtur. Tablo 6'da sunulan tanısıl test sonuçlarına göre (Wald, Ar(2), Hansen) kurulan tüm modeller istatistiksel olarak anlamlıdır ve açıklayıcı deęişkenlerin baęımlı deęişkeni açıklama gücü yeterlidir. Modellerde ikinci dereceden serisel otokorelasyon yoktur. Araç deęişkenler dışsaldır ve araç deęişken sayısı birim sayısını aşmamaktadır.

Tablo 6. Analiz Bulguları (Model 2)

Baęımlı Deę. LNFIDX	Model 2.1	Model 2.2	Model 2.3	Model 2.4	Model 2.5	Model 2.6
LNFIDX _{t-1}	0.9039682 (0.034) [0.000]***	0.8829905 (0.033) [0.000]***	0.8994021 (0.036) [0.000]***	0.9021501 (0.036) [0.000]***	0.9002905 (0.033) [0.000]***	0.8924608 (0.036) [0.000]***
DEM	0.0525933 (0.020) [0.010]***	0.0614099 (0.021) [0.004]***	0.0504994 (0.023) [0.034]**	0.0491758 (0.024) [0.042]**	0.0456788 (0.021) [0.034]**	0.0470075 (0.022) [0.035]**
INF		-0.000873 (0.0004) [0.045]**	-0.0009528 (0.0004) [0.032]**	-0.0009874 (0.0004) [0.032]**	-0.0011229 (0.0004) [0.013]**	-0.0011115 (0.0004) [0.013]**
PGROW			0.0037495 (0.0014) [0.011]**	0.0037638 (0.0015) [0.016]**	0.0035305 (0.0015) [0.015]**	0.003665 (0.0014) [0.010]**
INVEST				0.0004754 (0.0009) [0.630]	-0.0002048 (0.0009) [0.826]	-0.0002742 (0.0009) [0.776]
LNTRADE					0.0452361 (0.018) [0.013]**	0.0422239 (0.019) [0.029]**
LNURBAN						0.0148592 (0.017) [0.395]
C	-0.1170378 (0.048) [0.016]**	-0.1408996 (0.048) [0.003]***	-0.1254116 (0.050) [0.014]**	-0.1228474 (0.050) [0.015]**	-0.3087368 (.109) [0.005]***	-0.3624959 (0.120) [0.003]***
Wald Value(p)	49125.55 [0.000]	37745.58 [0.000]	45993.01 [0.000]	47675.60 [0.000]	102282.66 [0.000]	109084.33 [0.000]
Ar(2)	0.664	0.605	0.631	0.625	0.643	0.642
Hansen	0.507	0.469	0.483	0.470	0.603	0.586
Araç Deę. Sayısı	7	8	9	10	11	12
Gözlem Sayısı	442	442	442	442	442	442

Not: Parantezlerin dışı katsayı deęerlerini, parantezlerin içi standart sapma deęerlerini ve köşeli parantezlerin içi olasılık deęerlerini göstermektedir. *,**,*** ise sırasıyla; %10, %5, %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 6’da yer alan sonuçlar incelendiğinde, Model 2’den türetilen tüm modellerde FIDX’in gecikmeli değerinin, cari dönem FIDX üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Ayrıca DEM’in FIDX üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve olumlu bir etkisi bulunmaktadır (Model 2.1 ve Model 2.2 için %1 düzeyinde, Model 2.3, Model 2.4, Model 2.5 ve Model 2.6 için %5 düzeyinde). Ayrıca kontrol değişkenleri açısından INF, FIDX üzerinde olumsuz bir etkiye sahipken, PGROW ve LNTRADE’in olumlu bir etkisi olduğu görülmektedir.

POLDEM’in FIDX üzerindeki etkisini gösteren analiz sonuçları Tablo 7’de sunulmuştur. Tablo 7’de yer alan tanısal test sonuçlarına göre (Wald, Ar(2), Hansen) kurulan tüm modeller istatistiksel olarak anlamlıdır ve açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişkeni açıklama gücü yeterlidir. Modellerde ikinci dereceden serisel otokorelasyon yoktur. Araç değişkenler dışsaldır ve araç değişken sayısı birim sayısını aşmamaktadır.

Table 7. Analiz Bulguları (Model 3)

Bağımlı Değ.	Model 3.1	Model 3.2	Model 3.3	Model 3.4	Model 3.5	Model 3.6
LNFDIX						
FIDX _{t-1}	0.917035 (0.030) [0.000]***	0.898883 (0.029) [0.000]***	0.9124391 (0.029) [0.000]***	0.9147235 (0.029) [0.000]***	0.9128398 (0.027) [0.000]***	0.9047306 (0.022) [0.000]***
POLDEM	0.1452672 (0.053) [0.006]***	0.1687032 (0.055) [0.003]***	0.1406039 (0.058) [0.016]**	0.1372259 (0.058) [0.019]**	0.1214258 (0.055) [0.029]**	0.1134886 (0.049) [0.021]**
INF		-0.000849 (0.0004) [0.048]**	-0.000940 (0.0004) [0.035]**	-0.000971 (0.0004) [0.035]**	-0.001081 (0.0004) [0.019]**	-0.001886 (0.0005) [0.001]***
PGROW			0.0038106 (0.0013) [0.006]***	0.0038168 (0.0014) [0.010]***	0.003715 (0.0014) [0.008]**	0.0039227 (0.0013) [0.004]***
INVEST				0.0004598 (0.0009) [0.619]	-0.000015 (0.0008) [0.985]	0.0006995 (0.0007) [0.335]
LNTRADE					0.0328819 (0.017) [0.062]***	0.030511 (0.018) [0.094]*
LNURBAN						0.0130743 (.00018) [0.480]
C	-0.188962 (0.070) [0.007]***	-0.223958 (0.070) [0.001]***	-0.194460 (0.073) [0.008]***	-0.190404 (0.073) [0.09]***	-0.317702 (0.108) [0.004]***	-0.361167 (0.085) [0.000]***
Wald Value(p)	67733.80 [0.000]	55750.15 [0.000]	66066.76 [0.000]	67087.51 [0.000]	88830.42 [0.000]	76186.92 [0.000]
Ar(2)	0.677	0.622	0.648	0.643	0.655	0.612
Hansen	0.555	0.525	0.533	0.522	0.618	0.552
Araç Değ. Sayısı	7	8	9	10	11	10
Gözlem Sayısı	442	442	442	442	442	442

Not: Parantezlerin dışı katsayı değerlerini; parantezlerin içi standart sapma değerlerini ve köşeli parantezlerin içi olasılık değerlerini göstermektedir. *, **, *** sırasıyla; %10, %5, %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 7’de yer alan bulgular, Model 3’ten türetilen tüm modellerde FIDX’in gecikmeli değerinin, cari dönem FIDX üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Ayrıca POLDEM’in FIDX üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve olumlu bir etkisi bulunmaktadır

(Model 3.1 ve Model 3.2 için %1 düzeyinde, Model 3.3, Model 3.4, Model 3.5 ve Model 3.6 için %5 düzeyinde). Kontrol deęiřkenleri aısından INF, FIDX üzerinde olumsuz bir etkiye sahipken PGROW ve LNTRADE'in olumlu bir etkisi olduęu grlmektedir.

Yapılan tm analizlerin sonuları birlikte deęerlendirildięinde, FG'nin gecikmeli deęeri tm modellerde cari dnem FG üzerinde olumlu bir etki yaratmaktadır. Bu sonu, arařtırmanın dinamik panel veri tahmincisi ile yrtlmesinin doęruluęunu gstermektedir. Bununla birlikte Sahra-Altı Afrika lkelerindeki Pİ ve demokrasi seviyeleri, FG üzerinde olumlu ve anlamlı bir etki yaratmaktadır. Bu nedenle, her iki arařtırma hipotezi de kabul edilmiřtir. Kontrol deęiřkenleri aısından teorik literatrle uyumlu bir řekilde enflasyon ile FG arasında negatif bir iliřki sz konusu iken ekonomik byme ve ticari aıklık ile FG arasında pozitif bir iliřki bulunmaktadır.

5. Sonu ve Politika nerileri

lkeler arasında birtakım farklılıklar bulunmakla birlikte, Sahra-Altı Afrika lkelerinde finansal sistemin geliřim seviyesi genellikle dřktr. Bu geri kalmıřlıęın bařlıca nedenleri arasında politik istikrarsızlık, atıřma, zayıf demokrasi, yetersiz yasal dzenlemeler, dřk tasarruflara yol aan yoksulluk, alt yapı eksiklikleri ve dřk finansal okuryazarlık seviyeleri sayılabilir. Bu hususlar arasında zellikle politik istikrarsızlık ve dřk demokrasi seviyesi, yatırımcılar arasında artmıř bir risk algısına, piyasa istikrarsızlıęına ve ekonomik geliřmenin engellenmesine neden olarak finansal sistemin geliřimine engel olmaktadır.

Bu alıřmada, Sahra-altı Afrika lkelerinde politik istikrar ve demokrasinin finansal geliřme üzerindeki etkileri dinamik panel veri analizi yntemiyle analiz edilmiřtir. Yapılan analizler neticesinde ulařılan bulgular, hemen hemen tm modellerde demokrasi dzeyindeki artıřın, siyasi istikrar ve terr yokluęunun finansal geliřmeyi artırdıęını gstermektedir. Elde edilen bulgular literatrde demokrasi ile politik istikrarın finansal geliřmeyi artırdıęını tespit eden alıřmalar (rneęin; Anayiotos ve Toroyan, 2009; Gries vd. 2010; Roe ve Siegel, 2011; Manassah vd. 2014; Begovi vd. 2017; Compaor vd. 2020; Ellahi vd. 2021; Batila Ngouala Kombo ve Bongo Koumou, 2021; Bekana, 2023) ile uyumlu olup Yuang'ın (2011) alıřması ile tutarsızdır. Finans sektr, birok faktrden etkilenen ve aynı zamanda birok farklı alanda doęrudan ve dolaylı etkileri bulunan dinamik bir sektrdr. Bu sektrn dinamikleri, genel olarak sektre zg ve makro ekonomik aıdan deęerlendirilmektedir. Ancak yapılmıř ve alıřmanın literatr kısmında deęinilen birok alıřma, finansal aktiviteler ile sosyo-politik konjonktr arasında nemli etkileřimler saptamıřlardır. Konu ile ilgili literatrn temel dřncesine gre, siyasi istikrarsızlık ve demokrasinin zayıf iřlemesi, finansal aktivitelere zarar vererek finansal geliřmeyi negatif ynde etkilemektedir. Ampirik olarak ulařılan bulgular da bu grř ile tutarlıdır.

zetle analiz kapsamında elde edilen sonular, politik istikrar ve demokrasinin geliřimi adına atılan adımların aynı zamanda finansal geliřmeyi de teřvik edeceęini gstermektedir. Ayrıca elde edilen bulgular; siyasi istikrarın saęlanmasının, hesap verilebilirlięin ve demokrasi dzeyinin artırılmasının finansal sistemde sistematik riski azaltarak, yatırımlarda ngrlebilirlięi, gven duygusunu artırarak yatırımları ve tasarrufları teřvik edeceęine iliřkin grřleri destekleyen ampirik kanıtlar sunmuřtur. Bu sonular, finansal sistem ile sosyo-politik konjonktr arasındaki etkileřimi ortaya koyarak, finansal sistemin geliřimi iin politika

yapıcılara da önemli çıkarımlar sağlamaktadır. Bu doğrultuda son yıllarda yoğun bir şekilde terör saldırılarına maruz kalmış ve bu sebeple politik istikrarsızlık yaşamış Sahra-altı Afrika ülkelerindeki politika yapıcılara; finansal sektörün gelişimi için sadece makro ekonomik faktörlere odaklanarak politika oluşturmanın yetersiz kalabileceği dolayısıyla finansal gelişmeyi hızlandırmak için politik istikrarı ve demokrasi seviyesini tetikleyen politikalar geliştirmeleri önerilmektedir. Gelecekteki çalışmalarda, farklı göstergeler ve farklı yöntemler benimsenerek bölgeler arası karşılaştırmalar yapılabilir.

Araştırma ve Yayın Etiği

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 eder.

Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Acemoglu, D. and Johnson, S. (2005). Unbundling institutions. *Journal of Political Economy*, 113(6), 949-995. <https://doi.org/10.1086/432166>
- Acemoglu, D. (2008). Oligarchic vs. democratic societies. *Journal of the European Economic Association*, 6(1), 1-44. <https://doi.org/10.1162/JEEA.2008.6.1.1>
- Acemoglu, D., Johnson, S., Robinson, J. and Thaichaoen, Y. (2003). Institutional causes, macro economic symptoms: Volatility, crises and growth. *Journal of Monetary Economics*, 50(1), 49-123. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(02\)00208-8](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(02)00208-8)
- Aksoy, M. (2014). The effects of terrorism on Turkish stock market. *Ege Academic Review*, 14(1), 31-41. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/eab>
- Alexander, Y. (2015). Media and terrorism. In D. Carlton and C. Schaerf (Eds.), *Contemporary terror studies in sub-state violence* (pp. 50-65). Routledge.
- Alhassan, A., Li, L., Reddy, K. and Duppati, G. (2019). The relationship between political instability and financial inclusion: Evidence from Middle East and North Africa. *International Journal of Finance & Economics*, 26(1), 353-374. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1793>
- Anayiotos, G.C. and Toroyan, H. (2009). *Institutional factors and financial sector development: Evidence from Sub-Saharan Africa* (IMF Working Paper No 2009/258). Retrieved from <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Institutional-Factors-and-Financial-Sector-Development-Evidence-from-Sub-Saharan-Africa-23418>
- Arellano, M. and Bover, O. (1995). Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-52. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Batila Ngouala Kombo, P. and Bongo Koumou, G. (2021). The role of the quality of institutions in the financial development of CEMAC countries. *Modern Economy*, 12(2), 452-468. <https://doi.org/10.4236/me.2021.122023>
- Beck, T. and Levine, R. (2003). *Legal institutions and financial development* (World Bank Policy Research Working Paper No. 3136). Retrieved from <https://elibrary.worldbank.org/doi/pdf/10.1596/1813-9450-3136>
- Begović, B., Mladenović, Z. and Popović, D. (2017). *Democracy, financial development, and economic growth: An empirical analysis* (CLDS Working Paper #0317). Retrieved from <https://www.clds.rs/newsite/Democracy%20financial%20intermediation%20and%20economic%20growth%20WP0317.pdf>
- Bekana, A.M. (2023). Governance quality and financial development in Africa. *World Development Sustainability*, 2, 100044. <https://doi.org/10.1016/j.wds.2023.100044>
- Bist, J.P. (2018). Financial development and economic growth: Evidence from a panel of 16 African and Non-African low-income countries. *Cogent Economics & Finance*, 6(1), 1449780. <https://doi.org/10.1080/23322039.2018.1449780>
- Blundell, R. and Bond, S. (1998). Initial conditions and moments restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Can Gaberli, Y., Gaberli, Ü. and Güler, M.E. (2022). Impact of political stability and absence of violence/terrorism on tourism: A panel co-integration analysis. *Journal of Management and Economics Research*, 20(4), 387-400. <https://doi.org/10.11611/yead.1168124>
- Chesney, M., Reshetar G. and Karaman, M. (2011). The impact of terrorism on financial markets: An empirical study. *Journal of Banking & Finance*, 35(2), 253-267. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.07.026>
- Eldor, R. and Melnick, R. (2004). Financial markets and terrorism. *European Journal of Political Economy*, 20(2), 367-386. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2004.03.002>

- Ellahi, N., Kiani, A.K, Awais, M., Affandi, H., Saghir, R. and Qaim, S. (2021). Investigating the institutional determinants of financial development: Empirical evidence from SAARC countries. *SAGE Open*, 11(2). <https://doi.org/10.1177/21582440211006029>
- Elnahass, M., Marie, M. and Elgammal, M. (2022). Terrorist attacks and bank financial stability: Evidence from MENA economies. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 59, 383-427. <https://doi.org/10.1007/s11156-022-01043-1>
- Gries, T., Kraft, M. and Meierrieks, D. (2009). Linkages between financial deepening, trade openness and economic development: Causality evidence from Sub-Saharan Africa. *World Development*, 37(12), 1849-1860. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2009.05.008>
- Gurley, J.G. and Shaw, E.S. (1955). Financial aspects of economic development. *The American Economic Review*, 45(4), 515-538. Retrieved from <http://www.jstor.org/>
- Holmwood, J. (2020). “İşlevselcilik” *Sosyoloji sözlüğü* (Ed. B. Turner, Çev. K. Akbaş ve A. Beyaz). İstanbul: Pinhan.
- Huang, C-L., Chen, C-R. and Huarng, F. (2010). The impacts of political instability on banking development and operational efficiencies. Retrieved from http://www.iippe.org/wiki/images/0/05/CONF_FINANCE_Huang.pdf
- IMF (2023). *Financial development index database* [Dataset]. Retrieved from <https://data.imf.org/?sk=f8032e80-b36c-43b1-ac26-493c5b1cd33b>
- Kaufmann, D., Kraay, A. and Mastruzzi, M. (2011). The worldwide governance indicators: Methodology and analytical issues. *Hague Journal on the Rule of Law*, 3(2), 220-246. <https://doi.org/10.1017/S1876404511200046>
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. and Vishny, R.W. (1998). Law and finance. *Journal of Political Economy*, 106(6), 1113-1155. <https://doi.org/10.1086/250042>
- Liu, W.M and Ngo, P.T.H. (2014). Elections, political competition and bank failure. *Journal of Financial Economics*, 112(2), 251-268. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.02.005>
- Manasseh C.O., Asogwa, F. and Attama, M. (2014). Financial sector development: Evidence from institutional reforms in Nigeria. *Research Journal of Finance and Accounting*, 5(15), 128-142. Retrieved from <https://www.iiste.org/Journals/index.php/RJFA>
- Marx, K. (1979). *Ekonomi politiğin eleştirisine katkı* (Çev. S. Belli). Ankara: Sol Yayınları.
- McKinnon, R.I. (1973). *Money and capital in economic development*. Washington: The Brookings Institution.
- O'Donnell, G. and Schmitter, P.C. (1986). *Transitions from authoritarian rule tentative conclusions about uncertain democracies*. Baltimore: The John Hopkins University Press.
- Okara, A. (2023). Does foreign direct investment promote political stability? Evidence from developing economies. *Economic Modelling*, 123, 106249. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2023.106249>
- Ouedraogo, R., Mlachila, M., Sourouema, W.S. and Compaoré, A. (2022). The impact of conflict and political instability on banking crises in developing countries. *The World Economy*, 45(6), 1937-1977. <https://doi.org/10.1111/twec.13218>
- Patrick, H.T. (1966). Financial development and economic growth in underdeveloped countries. *Economic Development and Cultural Change*, 14, 174-189. Retrieved from <http://www.jstor.org/>
- Qassem, A.S. (2009). *Afghanistan's political stability*. Oxford: Routledge.
- Rajan, R.G. and Zingales, L. (2003). The great reversals: The politics of financial development in the twentieth century. *Journal of Financial Economics*, 69(1), 5-50. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(03\)00125-9](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(03)00125-9)
- Rathinam, F.X. and Raja, A.V. (2010). Law regulation and institutions for financial development: Evidence from India. *Emerging Markets Review*, 11(2), 106-118. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2010.01.002>

- Robinson, J. (1952). *The generalization of the general theory, in the rate of interest and other essays*. London: MacMillan.
- Roe, M.J. and Siegel, J.I. (2011). Political instability: Its effects on financial development, its roots in the severity of economic inequality. *Journal of Comparative Economics*, 39(3), 279-309. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2011.02.001>
- Sarma, M. (2008). *Index of financial inclusion* (Indian Council for Research on International Economic Relations, Working Paper No. 215). Retrieved from https://www.icrier.org/pdf/Working_Paper_215.pdf
- Schumpeter, J. (1911). *The theory of economic development*. Cambridge: Harvard University Press.
- Shaw, E. (1973). *Financial deepening in economic development*. Oxford: Oxford University Press.
- Shnekat, B. and Al-Assaf, G. (2020). The impact of political stability on the effectiveness of the early warning systems in predicting the financial crises: The case of Jordan and Qatar. *International Journal of Financial Research*, 11(4), 398-407. <https://doi.org/10.5430/ijfr.v11n4p398>
- Svirydzenka, K. (2016). *Introducing a new broad-based index of financial development* (IMF Working Paper No. 2016/005). Retrieved from <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Introducing-a-New-Broad-based-Index-of-Financial-Development-43621>
- Thangavelu, S.M. and James, A.B.J. (2004). Financial development and economic growth in Australia: An empirical analysis. *Empirical Economics*, 29(2), 247-260. <https://doi.org/10.1007/s00181-003-0163-7>
- The World Bank. (1989). *Sub-Saharan Africa from crisis to sustainable growth: A long-term perspective study* (The World Bank Working Paper No. 8209). Retrieved from <https://documents1.worldbank.org/curated/en/498241468742846138/pdf/multi0page.pdf>
- The World Bank. (2023). *World development indicators (WDI)* [Dataset]. Retrieved from <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- The World Bank, (2023). *World wide governance indicators (WGI)* [Dataset]. Retrieved from <https://databank.worldbank.org/source/worldwide-governance-indicators>
- The World Bank. (2023). *World wide governance indicators documents (2023)* [Dateset]. Retrieved from <https://info.worldbank.org/governance/wgi/Home/Documents>
- UNDP. (2023). *Calculating the human development indices graphical presentation* (UNDP Human Development Reports, Technical Notes). Retrieved from https://hdr.undp.org/sites/default/files/2021-22_HDR/hdr2021-22_technical_notes.pdf
- Yang, B. (2011). Does democracy foster financial development? An empirical analysis. *Economics Letters*, 112(3), 262-265. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2011.05.012>

ARE POLITICAL STABILITY AND DEMOCRACY EFFECTIVE ON FINANCIAL DEVELOPMENT? EVIDENCE FROM SUB-SAHARAN AFRICAN COUNTRIES

EXTENDED SUMMARY

Research Subject and Purpose

In today's world, the financial sector, which serves as the function to provide the necessary capital for economic growth, holds significant societal importance. In line with this significance, policies aimed at developing the financial sector have gained momentum worldwide in recent years, leading to a noticeable increase in the number of studies focusing on the development of the financial sector. At the core of this study, the questions being explored are: 'Are political stability and democracy determinants of financial development in low and middle-income countries in Sub-Saharan Africa? Does political stability and democracy have a positive impact on the development of the financial sector? Based on these motivations, the study has been designed in five sections. In the second section following the introduction, the conceptual framework and literature of the study are given, and in the third section, the data and methodology used in the study are explained. In the fourth section, the impact of political stability and democracy on financial development for the period 2002-2019, the obtained findings from the analysis using the Two-Stage Generalized Method of Moments (Two-Stage GMM) are discussed, and in the fifth section, the results and policy recommendations are presented.

Data and Method

The Two-Step System Generalized Moments Method (Two-Step GMM), which is accepted as one of the most up-to-date and advanced versions of dynamic panel data estimators, was used to examine the effect of past values of dependent variables in the study. The dependent variable used in the study is Financial Development. The IMF Financial Institutes Development Index (FIDX) is preferred to evaluate financial development comprehensively. This index is calculated over many indicators related to three dimensions: depth, accessibility, and efficiency, and shows the development of the financial system more comprehensively. In the present study, POLS represents political stability, DEM represents democracy, and POLDEM index calculated following Sarma (2008) to evaluate both political stability and democracy were used as explanatory variables. Moreover, to test the validity of the results and increase their significance, inflation rate (DEFLATR), growth in GDP per capita (PGROW), the share of foreign direct investments in GDP (INVEST), trade openness (TRADE) and urban population ratio (URBAN) were used as control variables in the models. The dataset of the study comprises data from 26 low and middle-income countries in Sub-Saharan Africa. The dependent variable in the study is financial development. To comprehensively evaluate financial development, the IMF Financial Institutes Development Index (FIDX) is preferred. This index is calculated based on numerous indicators related to three dimensions: depth, accessibility, and efficiency, making it a more comprehensive measure of financial sector development. In this

study, POLS representing political stability, DEM representing democracy, and the POLDEM index calculated by us, following Sarma (2008), to assess both political stability and democracy were used as explanatory variables. Additionally, to test the validity and enhance the significance of the results, control variables such as the inflation rate (DEFLATR), growth in GDP per capita (PGROW), the share of foreign direct investments in GDP (INVEST), trade openness (TRADE), and the urban population ratio (URBAN) were used in the models.

Results

According to the findings obtained from the analysis, the lagged value of financial development has a positive effect on current-period financial development in all models. This result validates the accuracy of conducting the research with a dynamic panel data estimator. The levels of political stability and democracy in Sub-Saharan African countries have a positive and significant effect on financial development. Therefore, both research hypotheses are accepted. In terms of control variables, in line with the theoretical literature, inflation negatively affects financial development. However, economic growth and trade openness positively impact financial development.

The findings of the study provide significant implications for policymakers for the development of the financial system by revealing the interaction between the financial system and socio-political conditions. Considering these results, it can be said that in Sub-Saharan African countries that have been heavily exposed to terrorist attacks in recent years, leading to political instability, the development of the financial system should not be focused solely on macroeconomic factors. Indeed, the results obtained in this study and the findings of many previous studies demonstrate that political stability and the advancement of democracy promote financial development. Therefore, it is recommended that policymakers in Sub-Saharan African countries take this importance into account when formulating policies.