

JOURNAL OF RESEARCH IN ECONOMICS, POLITICS & FINANCE

EKONOMİ, POLİTİKA & FİNANS
ARAŞTIRMALARI DERGİSİ



Volume: 9

Issue: 1

2024

e-ISSN: 2587-151X

EKONOMİ, POLİTİKA & FİNANS ARAŞTIRMALARI DERGİSİ

Journal of Research in Economics, Politics & Finance

EDITORIAL BOARD / EDİTÖRLER KURULU

Editor in Chief / Baş Editör

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

Associate Editor / Yardımcı Editör

Prof. Ersan Ersoy
Uşak University, Turkey

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 / Sekreteryası

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, DOAJ, EBSCO, RePEc, ERIH PLUS, SOBIAD, Idealonline.

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

Contact / İletişim: epfjournal@gmail.com

Year: 2024, Volume: 9, Issue: 1, December / Yıl: 2024, Cilt: 9, Sayı: 1, Aralık

ISSN: 2587-151X

PUBLICATION POLICY

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

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

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

Review Process and Acceptation Conditions:

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

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

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

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

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

YAYIN POLİTİKASI

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

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

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

Hakem Değerlendirme Süreci ve Makale Kabul Koşulları:

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

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

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

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

REFEREES OF THIS ISSUE / BU SAYIDA KATKISI OLAN HAKEMLER

Tayfur Bayat	İnönü University
Müge Sağlam Bezin	Karamanoğlu Mehmetbey University
Mehmet Sinan Çelik	Niğde Ömer Halisdemir University
Süleyman Değirmen	Mersin University
Serkan Demirel	İstanbul Gelişim University
Erhan Demireli	Dokuz Eylül University
Volkan Eteman	Munzur University
Samet Evci	Osmaniye Korkut Ata University
Tuna Can Güleç	Manisa Celâl Bayar University
Fatih Günay	Isparta Uygulamalı Bilimler University
Recep Güneş	Artvin Çoruh University
Tunahan Hacıimamoğlu	Recep Tayyip Erdoğan University
Meltem Karaatlı	Süleyman Demirel University
Dündar Kök	Pamukkale University
Cumali Marangoz	Ağrı İbrahim Çeçen University
Nevin Özer	Düzce University
Arif Saldanlı	İstanbul University
Ömür Saltık	Marbaş Menkul Değerler
Şenay Saraç	Zonguldak Bülent Ecevit University
Ahmet Şit	Malatya Turgut Özal University
Can Türgüt	Adana Alparslan Türkeş Bilim ve Teknoloji University
Cihan Yılmaz	Ardahan University

CONTENTS / İÇİNDEKİLER

Research Papers / Araştırma Makaleleri

Examining the Nexus of Financial Inclusion, Household Consumption, and Economic Growth: A 3SLS Approach / Finansal Kapsayıcılık, Hane Halkı Tüketimi ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Bağlantının İncelenmesi: 3SLS Yaklaşımı İbrahim Ekmen, Yalçın Karatepe	1-25
The Validity of CAPM and ICAPM in the Istanbul Stock Exchange / Borsa İstanbul'da Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modelleri SVFM ve USVFM'nin Geçerliliği Muhammad Muddasır, Gülşah Kulalı	26-42
Calendar Anomalies in NFT Coins / NFT Paralarında Takvim Anomalileri Zeliha Can Ergün	43-60
Do Geopolitical Risks and Political Stability Drive Foreign Direct Investments? New Evidence from Dynamic Panel CS-ARDL Model / Jeopolitik Riskler ve Siyasi İstikrar Yabancı Doğrudan Yatırımları Etkiler mi? Dinamik Panel CS-ARDL Modelinden Yeni Kanıtlar Alper Yılmaz	61-87
Navigating the Stock Market: Modeling Wealth Exchange and Network Interaction with Loss Aversion, Disposition Effect and Anchoring and Adjustment Bias / Hisse Senedi Piyasasında Yön Bulma: Kayıptan Kaçınma, Eğilim Etkisi ve Çapa ve Ayarlama Yanlılığı ile Zenginlik Değişimi ve Ağ Etkileşimi Modellemesi Ömür Saltık	88-122
Kripto Para Birimi Piyasalarında GPH Yöntemi ile Uzun Hafıza Analizi: Bitcoin Örneği / Long Memory Analysis Using the GPH Method in Cryptocurrency Markets: The Case of Bitcoin İpek M. Yurttagüler	123-139
Türkiye Pay Senedi Piyasası ve Makroekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkiler / The Relationships between the Turkish Stock Market and Macroeconomic Variables Elif Hilal Nazlıoğlu	140-158
Halka Arz Sonrası Faaliyet Performansı: Borsa İstanbul Halka Arzlarından Yeni Kanıtlar / The Post-Initial Public Offering (IPO) Operating Performance: Further Evidence from Borsa İstanbul IPOs Cengiz Önder, Ali Osman Gürbüz	159-182
Emtia Piyasalarının Birlikte Hareketlerinin Veri Madenciliği ile İncelenmesi / An Investigation of Co-movements of Commodity Markets by Data Mining Binali Selman Eren	183-212
İşletme Değeri ile Finansal Riskler Arasındaki İlişki: BIST Sürdürülebilirlik Endeksi Üzerine Uygulama / The Relationship between Firm Value and Financial Risks: An Application on BIST Sustainability Index Ayşegül Ertuğrul, İlknur Külekçi, Mete Bumin	213-229

EXAMINING THE NEXUS OF FINANCIAL INCLUSION, HOUSEHOLD CONSUMPTION, AND ECONOMIC GROWTH: A 3SLS APPROACH

Finansal Kapsayıcılık, Hane Halkı Tüketimi ve Ekonomik Büyüme Arasındaki
Bağlantının İncelenmesi: 3SLS Yaklaşımı

İbrahim EKMEN*^{ID} & Yalçın KARATEPE**^{ID}

Abstract

The relationship between finance and economy is a long-standing debate in the development literature. While some researchers argue that finance simply follows economic development, others argue that finance is a critical determinant of economic growth. Research findings on this issue vary across countries, periods, data sets, and research methodologies. On the other hand, the relationship between economic growth and financial inclusion is a relatively new area of study in the academic literature. The primary goal of financial inclusion is to ensure that everyone can access and use financial products at an affordable cost. In this context, access to and use of financial products is seen in the context of financial citizenship. This paper examines the impact of digital banking and financial inclusion on economic growth and household consumption in Turkey. For this purpose, financial inclusion and digital banking indices have been constructed. Furthermore, the relationship of these indices with the GDP index and household consumption index is examined using the three-stage least square (3SLS) method with two separate equations. The results show that digital banking and financial inclusion have a positive impact on economic growth and household consumption in Turkey.

Keywords:

Financial Inclusion
Index, Digital Banking
Index, Economic
Growth, Digital
Financial Inclusion,
3SLS, Household
Consumption Capital
Expenditure.

JEL Codes:

C36, G21, G28,
G51, O16

Anahtar Kelimeler:

Finansal Kapsayıcılık
Endeksi, Dijital
Bankacılık Endeksi,
Ekonomik Büyüme,
Dijital Finansal
Kapsayıcılık,
3SLS, Hane Halkı
Tüketimi, Sabit
Sermaye Harcaması.

JEL Kodları:

C36, G21, G28,
G51, O16

Öz

Finans ve ekonomi ilişkisi kalkınma literatüründe uzun zamandan beri tartışma konusu olmuştur. Kimi arařtırmacılar finansın basitçe ekonomik gelişmeyi takip ettiğini ifade ederken, kimileri finansın ekonomik büyümenin en önemli belirleyicilerinden birisi olduğunu ifade etmişlerdir. Yapılan arařtırmaların sonuçları, ülkeden ülkeye, arařtırma dönemine, kullanılan verilerin içeriğine ve arařtırma yönteme göre farklılık göstermektedir. Öte yandan, ekonomik büyüme ve finansal kapsayıcılık ilişkisi literatürde çok uzak geçmişe sahip olmayan bir inceleme alanıdır. Finansal kapsayıcılık konusunun önceliği, yetişkin her bireyin finansal kuruluşlara ve finansal ürünlere erişebilmesi ve bunları uygun bir maliyetle kullanabilmesidir. Bu çerçevede, finansal ürünlere erişim finansal vatandaşlık kavramı çerçevesinde ele alınmaktadır. Bu çalışma, dijital bankacılık ve finansal kapsayıcılığın ekonomik büyüme ve hane halkı tüketimi üzerindeki etkisini Türkiye örneği açısından incelenmiştir. Bu amaçla öncelikle dijital bankacılık ve finansal kapsayıcılık endeksleri oluşturulmuş ve bu endeksler ile GSYİH Endeksi ve Yerleşik Hane Halkı Tüketim Endeksi arasındaki ilişki üç aşamalı en küçük kareler (3SLS) yöntemi ve iki farklı denklem seti ile analiz edilmiştir. Sonuçlar, dijital bankacılığın ve finansal kapsayıcılığın, ekonomik büyüme ve hane halkı tüketimi üzerinde pozitif etkisi olduğunu ortaya koymaktadır.

*Dr., Banking Regulation and Supervision Agency, Türkiye, iekmen76@gmail.com, (Corresponding Author)

**Prof. Dr., Ankara University, The Faculty of Political Science, Türkiye, karatepe@politics.ankara.edu.tr

Received Date (Makale Geliş Tarihi): 13.02.2024 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 25.03.2024

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



1. Introduction

The relationship between finance and the economy is a long-standing debate in the development literature. Some researchers argue that finance is the handmaiden of the economy and merely follows economic development, while others argue that finance is a crucial determinant of economic growth. Studies examining the link between finance and the economy vary by country, period, data content, and methodology. Consequently, there is no consensus on the relationship between finance and economic growth within this framework. On the other hand, the relationship between economic growth and financial inclusion is a relatively new area of study in the economic development literature. The fundamental concept of financial inclusion is to ensure that every adult has convenient access to financial products at a reasonable cost.

This research paper examines the relationship between digital banking, financial inclusion, economic growth, and household consumption in Turkey. To this aim, the study develops digital banking and financial inclusion indices. Then, it analyzes their relations with GDP and household consumption indices using the method proposed in the literature. Principal component analysis (PCA) is used to determine the optimal vector combination of different indicators of the indices. The index series is constructed from quarterly data from December 2006 to December 2020. The study uses two sets of equations and three-stage least squares (3SLS) to analyze the impact of the indices on economic growth and household consumption.

A digital banking index has been developed for Turkey to evaluate the extent of digital banking. As 87% of the financial sector comprises banking assets, this index is based on the internet and mobile banking data of the banking system. Additionally, the digital banking index is used to create the financial inclusion index. Through analyzing the relationship between these indices and the Gross Domestic Product (GDP) and Household Consumption Index using the 3SLS method, it has been found that both indices positively impact economic growth and household consumption in Turkey. Additionally, the analysis shows that increasing the total assets of the banking sector in Turkey will increase capital expenditure.

The paper's contribution to the literature is integrating the digital aspect of financial inclusion into the financial inclusion index. Additionally, this study aims to measure the impacts of financial inclusion and digital financial inclusion on economic growth and household consumption. The study will implement the 3SLS methodology to measure this impact.

2. Relationship between Financial Development and Economic Growth

The financial sector is a set of institutions, instruments, and markets that enable transactions on credit. The development of the financial sector is fundamentally linked to overcoming "costs" in the financial system. Reducing information, transaction, and contract enforcement costs has led to the emergence of financial contracts, markets, and intermediaries. Financial systems contribute to reducing poverty and inequality by (i) increasing access to finance for vulnerable groups of society, (ii) reducing vulnerability to financial shocks, (iii) enabling the management of risk, (iv) expanding investment opportunities, and (v) increasing productivity (World Bank, 2016).

A literature review on economic development shows disagreement about the interaction between the financial sector and economic growth. In this context, there are two views of the relationship between finance and the economy. According to the first view, finance is

essentially the handmaiden to industry, and financial development follows economic growth (King and Levine, 1993). According to Robinson (1952), who is considered the foremost economist of this view, economic initiatives drive finance, and finance follows. In this framework, finance does not cause growth but merely responds to the demands of the real sector (Levine, 2005). According to Robinson, economic growth increases the demand for financial contracts, and finance responds. This view is the growth-led finance hypothesis (Choong and Chan 2011). This skeptical view that finance does not affect the economy is derived from the mechanics of the neoclassical growth model. Most economists who held this view believed that financial systems had only minor effects on physical capital and investment rates. As a result of Solow's (1956, 1957) analyses, finance had only minor effects on economic growth following changes in investment (King and Levine, 1993).

On the other hand, the opposite view argues that the financial system is a crucial determinant of economic growth. This view is defined as the finance-led growth hypothesis. Walter Bagehot (1873) was the first to state this view. (Huang, 2010: 1). According to Bagehot, lendable funds are allocated to investors, then these funds support the adoption of new technologies, increasing the production process of the economy, and gradually this process spreads to the whole economy (Sethy, 2016).

Schumpeter (1912), Gurley and Shaw (1955), Hicks (1969), and Goldsmith (1969) argue that advanced financial systems and markets accelerate economic development, while underdeveloped financial systems impede economic growth. Hicks (1969) also states that the industrial revolution had to wait for the financial revolution due to the large capital requirements and long-term commitments to projects (Mutlugün, 2014).

However, studies of the finance-growth relationship using different statistical methods for different countries and over different periods have produced different results, and no consensus conclusions have been reached on the direction, magnitude, and mutual influence of the finance-growth relationship.

On the other hand, it is acknowledged that finance can contribute to reducing poverty and inequality for poor and vulnerable groups, by reducing their vulnerability to financial shocks, managing risks, and increasing their productivity and investment (World Bank, 2016).

2.1. Access to Finance, Financial Inclusion, and Financial Development

The concept of financial inclusion was first introduced in 1993 by geographers concerned with the closure of bank branches, resulting in limited physical access to banking services (European Commission 2008: 9). Leyshon and Thrift (1995) and Thrift and Leyshon (1999) discussed access to finance in the context of its opposite, financial exclusion. The authors defined *access* to finance as the processes that prevent poor and disadvantaged social groups from accessing the financial system. It was argued that financial exclusion exacerbates geographical disparities in income and economic development and indicates inequitable development. This situation should be addressed within “financial citizenship” and resolved regarding poor individuals and disadvantaged groups (Leyshon and Thrift 1995; Thrift and Leyshon, 1999).

On the other hand, *financial inclusion* is defined as making financial services available to disadvantaged, vulnerable, and low-income groups -including households, small and medium-

sized enterprises, and traders - fairly and transparently and at an affordable cost. Financial inclusion is a necessary structure for equal opportunities for all segments of society in a country, for endogenous growth, economic and social development, and job opportunities (Devi, 2015).

Financial inclusion and access to finance are different issues. Financial inclusion is focused on use, but a lack of use does not always mean a lack of access. Many people need access to financial services because these services have prohibitive costs or have barriers to their use, such as regulations requiring onerous paperwork, travel distance, legal hurdles, or other market failures. Others may choose to refrain from using financial services despite having access at affordable prices. Nevertheless, there is growing recognition that most of the barriers that limit access to services can be overcome by better policies (Demirgüç-Kunt et al., 2015).

Well-functioning financial systems serve a vital purpose, offering people with various needs savings, payment, credit, and risk management products. Inclusive financial systems can benefit poor and disadvantaged groups by granting them access to appropriate financial services. For example, access to formal savings and credit mechanisms can help people invest in productive activities like education or entrepreneurship. Without such access, individuals rely on their limited informal savings, and small businesses depend on their limited earnings to seize opportunities for growth, leading to persistent income inequality and slower economic growth (Demirgüç-Kunt and Klapper, 2013).

Policy-setting organizations have defined financial access and inclusion in different ways, and these definitions outline the significant elements of these concepts. The World Bank defines financial access as "having an account with a formal financial institution." Having and using an account with a formal financial institution facilitates access to financial services by reducing account operating costs and providing proximity to financial intermediaries (Allen et al., 2016). Another World Bank study defined financial inclusion as the absence of price and non-price barriers in using financial services (Demirgüç-Kunt et al., 2015).

The International Monetary Fund (IMF) defines access to finance as excluding individuals and businesses from access to financial services beyond the efficiency criteria. There are voluntary and involuntary forms of financial exclusion, and the main objective should be to include all segments of society, excluding those who cannot access financial services due to income criteria and those who are considered risky (Amidzic et al., 2014).

The OECD defines financial inclusion as the access of society to a wide range of regulated financial products at an affordable cost, in a timely and adequate manner, as well as the extension of the use of these products and services by all segments of society by making the existing structure available to all segments of society (Atkinson and Messy, 2013: 11). The European Union (EU) defines access to finance through financial exclusion. In the EU's definition, financial exclusion refers to the difficulties experienced by individuals in accessing and using suitable financial products and services that meet their own needs and enable them to participate in social activities within the community (Kempson et al., 2007).

Kempson and Whyley (1999: 1-21) identify five forms of financial exclusion.

1- Access Exclusion: It defines the population excluded from the financial system due to distance or risk management processes in the financial system.

2- Condition Exclusion: Refers to the exclusion that arises because the conditions are unsuitable for certain individuals.

- 3- Price Exclusion:** It occurs because the prices of financial products are unaffordable for some people.
- 4- Market Exclusion:** This occurs due to the marketing and selling of financial products only to a targeted audience.
- 5- Self-exclusion:** Occurs when a person excludes himself/herself from the financial market within the framework of psychological barriers due to fear of rejection or other factors.

The World Bank presents four forms of financial exclusion in Figure 1 (World Bank, 2013: 16).

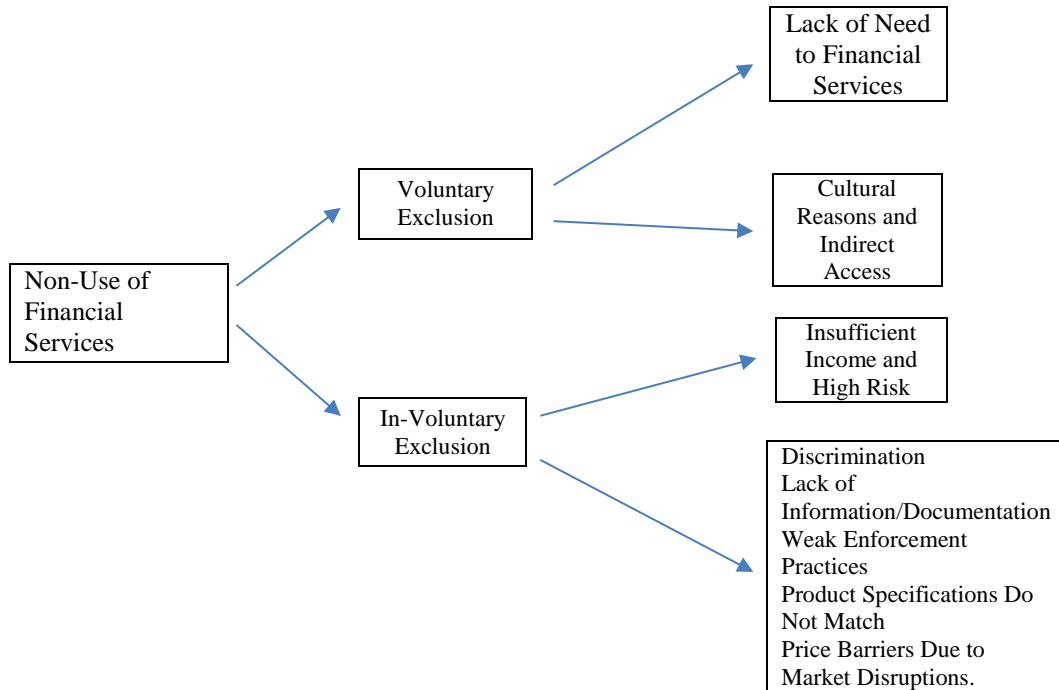


Figure 1. Types of Financial Exclusion
Source: Adopted from World Bank, 2013: 16.

Voluntary exclusion refers to individuals or firms who choose not to use financial services for various reasons, such as lack of a suitable project, cultural or religious reasons, or simply not needing the service. This type of exclusion arises due to a lack of demand. In contrast, specific segments of the population are involuntarily excluded from the financial system because they have insufficient income or are deemed too risky for the credit market. This type of exclusion cannot be attributed to market failures. As a result, there is limited scope for addressing this kind of exclusion. However, financial literacy or supporting financial institutions that offer tailored products for cultural and religious demands can be used to improve financial inclusion. Another category of non-voluntary exclusion refers to individuals and organizations that are excluded due to regulatory barriers and market failures. This category requires policy action when there are individuals for whom the marginal returns of financial services exceed marginal costs. However, these individuals are excluded due to market failures,

such as high account fees, distance of access, and lack of suitable products (Amidzic et al., 2014).

Inclusive financial systems are desirable for various reasons. First of all, it allows for an efficient allocation of resources. Secondly, access to appropriate financial services enables individuals and firms to conduct daily financial transactions. Thirdly, an inclusive financial system reduces informal credit channels. In this framework, an inclusive financial system increases investment by efficiently allocating productive resources, accelerates economic growth, and contributes to capital formation (Sarma, 2012). On the other hand, access to financial markets enables individuals to continue their education, enhance their professional skills, and obtain the capital they need for their ventures beyond what their families can provide. It provides expanded opportunities that might not otherwise have been available (Demirgüç-Kunt and Levine, 2008).

The view of policymakers that an inclusive financial system is an essential component of economic and social development is supported by a growing body of evidence in the literature. There is a growing recognition that financial inclusion is a critical factor in reducing poverty and in the internalization of economic growth that is inclusive of all sectors. Research shows that when individuals participate in the financial system, they can more easily start new businesses, improve existing ones, invest in education, manage risks, and absorb financial shocks (Demirgüç-Kunt et al., 2015).

On the other hand, according to Honohan (2008), while there is some econometric evidence that greater household access to finance reduces inequality, there is little evidence that financial access and inclusion are directly related to poverty reduction. The studies show that financial access and inclusion are essential, but their statistical significance disappears when income and distribution variables are included. In other words, financial development reduces poverty through the depth dimension beyond the access and inclusion dimension. Interestingly, the interaction between the more traditional measure of financial development, depth (bank credit), and financial access is high, making financial access important. However, when the depth dimension is below average income per capita, the marginal effect of access is positive.

2.2. Indicators of Financial Inclusion

According to Amidzic et al. (2014), an inclusive financial system has three primary dimensions. These are physical access, using a bank account to save, and using the bank account frequently. The physical access dimension refers to the ease of physical access to the service point. The World Bank's 2021 Global Findex report shows that distance is a barrier for 31 percent of unbanked adults (Demirgüç-Kunt et al., 2021). The lack of physical availability of financial service points mainly affects people living in rural areas. On the other hand, in some countries, people living in the cities may also be in this situation. More financial inclusion is associated with a better environment that enables people to access financial services, such as lower banking costs and more proximity to branches. The dimensions of use and quality of financial services are related to meeting consumers' needs. Financial inclusion is the optimal combination of these three dimensions (Amidzic et al., 2014).

Camara and Tuesta (2014) define financial inclusion in three dimensions: usage, access, and barriers to access. According to the authors, a high level of use of financial services or a

high number of financial access points indicates an inclusive financial system. However, factors such as GDP per capita, financial literacy, legal infrastructure, cultural habits, and public attitudes toward financial services can affect the use of formal financial institutions. In this context, physical infrastructure like ATMs and bank branches partially indicates the accessibility of the financial system. On the other hand, it may be incorrect to assume that a higher rate indicates a more inclusive financial system, given the need for more information on the concentration and location of these infrastructures. In this sense, focusing only on access and usage leads to a limited financial inclusion measurement. Researchers argue that an inclusive financial system should minimize involuntary exclusion while maximizing usage and access. Therefore, the three dimensions of financial inclusion -usage, access, and barriers to access- should be assessed together to measure financial inclusion.

Kainth (2013) considered the financial inclusion index to have three dimensions and defined these dimensions as the penetration of banking services in the market, availability, and usage. AFI (2013b: 38), identified the dimensions of financial inclusion as access, usage, and quality, defining access as formal and regulated financial services and proposing physical proximity and affordability as criteria for this dimension. The usage dimension states that regular and frequent use of financial services and the duration of use should be essential. The quality dimension is defined as developing products that meet customers' needs and income levels.

Sarma (2012) divides financial inclusion indicators into macro and micro indicators. While macro indicators are bank accounts per 1,000 people, bank branches per 100,000 people, domestic credit/GDP ratio, domestic deposit GDP ratio, and micro indicators are the percentage of people with an account in a formal financial institution, the percentage of people using an account in a formal financial institution for savings, the percentage of people using an account in a formal institution for borrowing, and the percentage of people borrowing from a non-formal institution.

As indicators of access and use in the banking sector, Beck et al. (2007) propose the following criteria in their study:

- Branch distribution by region (geographical): Number of branches per 1,000 km²,
- Branch distribution per capita (demographic): Number of branches per 100,000 inhabitants,
- Distribution of ATMs by region (geographical): Number of ATMs per 1,000 km²,
- ATM distribution per capita (demographic): ATMs per 100,000 inhabitants,
- Number of loans per capita (prevalence): Number of loans per 1,000 inhabitants,
- Loan-to-income ratio (affordability): Ratio of the average loan amount to per capita income,
- Number of deposits per capita (prevalence): Number of deposits per 1,000 population,

The financial inclusion indicators identified by the Alliance for Financial Inclusion (AFI, 2013a) are presented in Table 1.

Table 1. AFI Financial Inclusion Indicators

Dimension	Definition	Main Indicator	Proxy Indicator	Description
Access	Ability to Use Financial Services: Minimum Barrier to Open an Account	Number of Access Points per 10,000 Adults in the Country		Regulated Access Points where cash-in and cash-out transactions can be performed.
	Physical Proximity, Affordability	Access Unit with At Least One Processing Point (%) Total Population Living in Access Unit with At Least One Access Point		Available if the Distance to the Access Point is Consistently Detected
Usage	Actual Use of Financial Products/Services (Frequency of Use)	The proportion of Adults with at least one Deposit Account (%)	Number of Deposit Accounts per 10,000Adult	Country Defined Adult Age
		The proportion of Adults with at least one Credit Account (%)	Number of Credit Accounts per 10,000 Adult	

Source: AFI (2013a).

The G-20 Global Partnership for Financial Inclusion (GPII) has identified a different set of financial inclusion indicators, as presented in Table 2.

Table 2. G-20 Financial Inclusion Indicators

Dimension	Category	Indicator	Global Data Source
Usage	Officially Banked Adults	% of Adults with an Account at a Formal Financial Institution Deposit Accounts Per 1,000 Adults	Global Findex IMF Fas
Usage	Adults with credit at regulated institutions	% of Adults with Loans at Regulated Institutions Outstanding loans per 1,000 adults	Global Findex IMF Fas
Usage	Formally banked enterprises	SMEs with an account at a formal financial institution (%)	WB Entrepreneur Survey
		Number of SME deposit accounts at a formal financial institution	IMF Fas
Usage	Enterprises with outstanding loans or line of credit at regulated institutions	SMEs with an outstanding loan or line of credit (%)	WB Entrepreneur Survey
		Percentage of adults with at least one loan outstanding from a bank or other formal financial institution	IMF Fas
Access	Physical Points of Service	Number of branches per 100,000 adults	IMF Fas

Source: CGAP (2012).

In line with the literature, financial inclusion has been analyzed along three dimensions: 1) Penetration, 2) Access, 3) Usage. The indicators of these dimensions are defined as follows as suggested by (Ekmen, 2023a);

Indicators of 1) Penetration consists of i) number of active users of mobile and ii) internet banking in the banking system; 2) Access dimension consists of i) number of bank branches, ii) number of ATM's, iii) number of bank employees; 3) Usage dimension consists of i) total loan amount (Million TL), ii) deposits per capita (Million TL), iii) digital Banking Index (Author's calculation).

3. Construction of the Indices

In order to evaluate the extent of financial inclusion in an economy, it is essential to have a scale that combines all aspects of financial inclusion into one number. This scale should measure financial inclusion consistently across different economies and countries. Additionally, this scale should be appropriate for tracking policy changes over time (Camara and Tuesta, 2014).

In this context, indicators related to different dimensions of financial inclusion should be combined in a multidimensional index framework to create an index with a value between 0 and 1. An index value of 0 indicates complete financial exclusion in the economy, while an index value of 1 indicates complete inclusion in the economy (Sethy, 2016). The financial inclusion index will be calculated based on data obtained from the banking sector, which accounts for 87% of the Turkish financial sector's assets.

3.1. Data

The data used to construct the indices is classified into two categories. The first set of data comprises banking data that is used to construct the financial inclusion index. These data points include the number of active bank customers, total loans, total deposits, total number of branches, ATMs, bank employees, and total assets.

The second set of data includes indicators of the use of digital banking, which consists of transactions carried out via banks' mobile and Internet banking platforms. These transactions include non-financial transactions, money transfers, bill payments, credit card payments, other financial transactions, and the number of active customers.

The digital banking data is derived from the Internet and mobile banking statistics reports available on The Banks Association of Turkey (TBA) website. The other banking data is obtained from the interactive monthly bulletin of the Banking Regulation and Supervision Agency (BRSA). Lastly, macro aggregates data macro aggregates data is sourced from the Turkish Statistical Institute (TURKSTAT) website. Note that the figures are quarterly and cover periods from December 2006 to December 2020.

3.2. Methodology

At this research stage, each indicator's quarterly values, representing different index dimensions, should be combined to create an index. Each indicator has been considered a separate index dimension in constructing the index. Therefore, there will be no aggregation of indicators within the same dimension.

To construct the index, it is first necessary to determine the optimal vector between the time series of different dimensions. PCA was applied to these indicators to find the optimal vector combination. The coefficients obtained from the PCA analysis were multiplied by the indicator values in the time series to generate the optimal vector combination.

After this calculation, the quarterly values of the optimal vector were converted into index series ranging from 0 to 1 in order with the following formulation.

$$di = \frac{A(i) - \text{Min}(i)}{\text{Max}(i) - \text{Min}(i)} \quad (1)$$

where d(i) is the value of the index for each period; A(i) is the current value of the variable; Max (i) is the maximum value of the variable for all the periods analyzed; and Min (i) is the minimum value of the variable for all the periods analyzed.

3.3. Construction of the Financial Inclusion Index

The following indicators are used to construct the Financial Inclusion Index, representing the dimensions of penetration, access, and usage;

- Number of the active customers¹
- Outstanding Deposit Amount (TL million)
- Outstanding Loan (TL million)
- Number of the Bank Employees
- Number of the Bank Branches
- Number of ATMs
- Digital Banking Index (DBI) (Author's calculations)

The optimal vector coefficients found by the PCA analysis in the framework described above are shown in Table 3.

Table 3. Result of PCA Analysis for the Financial Inclusion Index

Variables	Coefficient of PCA
Outstanding Loan (OL) (β_1)	0.412942
Number of ATM's (ATM) (β_2)	0.403639
Total Deposits (TD)(β_3)	0.404315
Number of Active Customers (AC) (β_4)	0.395549
Digital Banking Index (DBI) (β_5)	0.366804
Number of Bank Branches (BB) (β_6)	0.332323
Number of Bank Employees (BE) (β_7)	0.318811

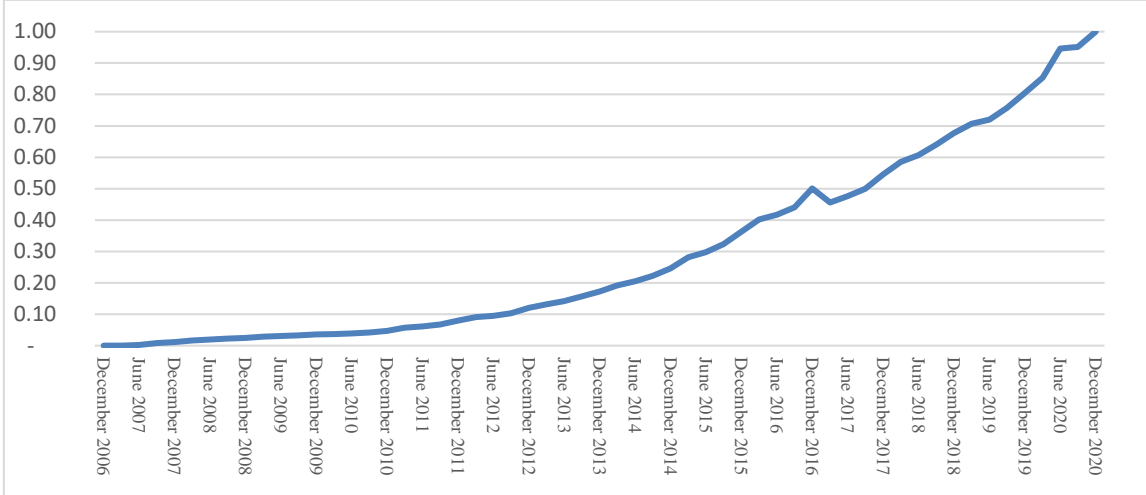
Source: BRSA Monthly Bulletin, Digital Internet and Mobile Banking Reports, TBA

As can be seen from the results of the PCA analysis, although the ratios are pretty close, outstanding loans, number of ATMs, and total deposits contribute most to the financial inclusion index. On the other hand, the contribution of the number of bank branches and the

¹ Number of customers actively using Internet and mobile banking platforms in the banking system

number of bank employees to the financial inclusion index remains low. As a result, the optimum vector values have been calculated as follows;

$$FIIT = \beta_1 OLT + \beta_2 ATMT + \beta_3 TDT + \beta_4 ACT + \beta_5 DBI + \beta_6 SBT + \beta_7 BE \quad (2)$$



Graph 1. Financial Inclusion Index

The graph of the constructed Financial Inclusion Index is shown in Graph 1. As shown in Graph 1, financial inclusion has increased rapidly over the period under review. However, while financial inclusion was relatively low in 2006, it has increased in Turkey since the 2010s. The increase after 2015 is remarkable.

3.4. Construction of the Digital Banking Index

The Digital Banking Index has been calculated using the abovementioned index calculation method. Data for the Digital Banking Index is based on digital, mobile, and internet banking statistics from the Banking Association of Turkey (BAT).

In constructing the Digital Banking Index, the indicators used in the calculation to represent each dimension are listed below:

- Number of active customers² (representative of the penetration dimension)
- Total number of payments³ (representative of the usage dimension)
- Number of Money transfers⁴ (representative of the usage dimension)

² Number of customers actively using Internet and mobile banking platforms in the banking system

³ Includes; bill payments, tax payments, SSK and Bag-Kur (Social Security) payments, loan payments, MTV (Vehicle Tax), traffic fines and other payments.

⁴ Includes Electronic Fund Transfers, wire, and currency remittance (Includes payments such as foreign currency transfers via SWIFT and similar payment systems, MoneyGram, Western Union, etc.).

- Number of other financial transactions⁵ (representative of the access dimension)
- Number of credit card transactions⁶ (representative of the usage dimension)
- Number of non-financial transactions⁷ (representative of the access dimension)

PCA analysis was performed on the time series data, and the resulting coefficients for the optimal vector combination are presented in Table 4.

Table 4. PCA Coefficient for Digital Banking Index

Variables	Coefficient of PCA
Money transfers (β_1)	0.4138
Credit Card Transactions (β_2)	0.4133
Payments (β_3)	0.4122
Non-financial transactions (β_4)	0.4103
Active Customers (β_5)	0.4021
Other financial transactions (β_6)	0.3972

Source: BAT Mobile and Internet Banking Transactions Reports

Although the obtained coefficients are close, the most significant contribution to the optimal vector size, hence to digital financial inclusion, among these indicators are the Number of Money Transfers, Number of Credit Card Transactions, and Number of Payments.

In this context, the optimum vector values are calculated as follows;

$$DBIT = \beta_1 MTT + \beta_2 CCTT + \beta_3 PYMT + \beta_4 NFTT + \beta_5 AC + \beta_6 OFTT \quad (3)$$

where; MT is Money Transfers; CCT is Credit Card Transactions; PYM is Payments; NFT is Non-Financial Transactions; ACT is Active Customers; and OFT is Other financial transactions.

After calculating the optimal vector, the periodic values were converted into an index series ranging from 0 to 1, based on the following formula to obtain the Digital Banking Index.

$$di = \frac{A(i) - Min(i)}{Max(i) - Min(i)} \quad (4)$$

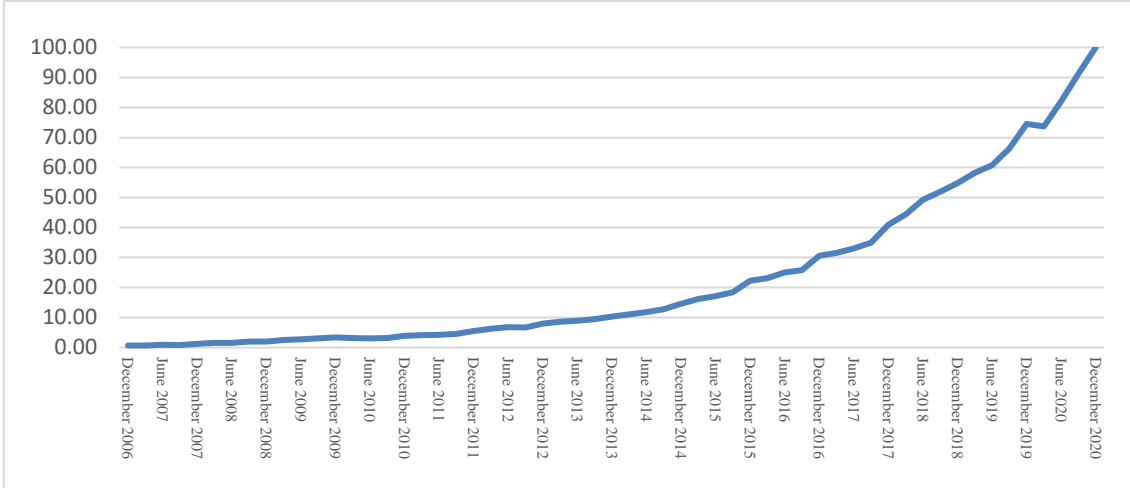
where d(i) is the value of the index for each period; A(i) is the current value of the variable; Max (i) is the maximum value of the variable for all the periods; and Min (i) is the minimum value of the variable for all the periods.

The resulting Digital Banking Index graph is shown in Graph 2. It clearly shows a significant uptick in the index since 2010, indicating a remarkable increase in digital banking transactions. The Digital Banking Index is an essential tool for tracking the progress of all mobile and internet banking transactions within a single, comprehensive index.

⁵ Includes data on transfers from investment account to time/demand deposit account or from time/demand deposit account to investment account, time deposit partial withdrawal/deposit, virtual POS transactions, virtual card transactions, bulk transfer transactions, credit utilization transactions against securities, VIOP (Turkish Derivatives Exchange) collateral deposit/withdrawal, etc.

⁶ Includes the sum of the cash advance, cash advance in instalments, debt paid on own card, debt paid on someone else's card.

⁷ Includes data on loan applications, credit card applications, and the number of regular payment instructions (instructions given for future/regular EFT, money orders, dues, private school fees, apartment building fees, rent and cooperative payments, public offering instalment payments, etc.).



Graph 2. Digital Banking Index

4. Relationship between the Indices and the Macro Economic Variables

After constructing the indices, the 3SLS method and E-Views 10 econometric software are used to analyze the impact of digital banking on economic growth and household consumption.

4.1. Macro Data

The macro-aggregate data are indexed figures published by TURKSTAT, covering the 57 quarterly periods between December 2006 and December 2020. The figures for the total number of ATMs and total banking assets are obtained from BRSA monthly reports and are indexed series based on the period starting in March 2007.

4.2. The Model

The 3SLS, based on the seemingly unrelated regression (SUR) model, provides a solution as a system of equations. This method is called "unrelated" because the dependent variables in the equations appear to be unrelated. However, the error terms are correlated. By removing the relationship between the error terms in the model's equations, the computation of the SUR equation system becomes a separate ordinary least squares (OLS) system. This way, the SUR method allows for the joint estimation of the relationship between different banking variables and growth and macroeconomic aggregates (Koç, 2018; Koç et.al., 2021).

A simultaneous equations model can be illustrated as

$$\begin{bmatrix} y1 \\ y2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ yn \end{bmatrix} \cdot xi = \begin{bmatrix} x1 & 0 & \cdot & 0 \\ 0 & x2 & & 0 \\ \cdot & & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ 0 & & & xn \end{bmatrix} \cdot \beta i = \begin{bmatrix} \beta 1 \\ \beta 2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \beta n \end{bmatrix} \cdot \phi 1 = \begin{bmatrix} \phi 1 \\ \phi 2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ n \end{bmatrix}$$

where $y_i = \beta_i x_i + \phi_i$

Here, the mean of ϕ is zero, and the variance-covariance matrix of the equation represents the correlation between the error terms of the different structural equations (Koç vd., 2021). However, as with other multi-equation models, the variables in the 3SLS model should be stationary. Otherwise, "spurious regression" may occur. On the other hand, multi-equation methods such as 3SLS or 2SLS can be applied to non-stationary but long-run co-integrated time series (Hsiao: 1997a, b; Hillebrand and Koray, 2008; Koç et al., 2021).

On the other hand, in the case of bidirectional causality between variables, there may be a correlation between the error terms and the explanatory variables, in which case the endogeneity problem may arise. In this context, the correct estimation method is 3SLS (Görmüş and Hotunluoğlu, 2011).

The 3SLS equation system is considered the most efficient method of controlling the endogeneity of regressors and cross-equation error correlation. It is stated that 3SLS is an efficient estimator if the equations in the equation sets are properly defined. This equation system is more effective in capturing the interrelationships between equations and the causal and feedback effects between the main variables in the system. (Soukiazis et al., 2013; Soukiazis et al., 2018).

There are three stages in the estimation procedure of the equation with the SUR method;

1. Each equation is estimated separately using the OLS method.
2. The variances of the estimators and the covariance of the model are calculated by using residuals obtained by the OLS estimates.
3. Using the estimates obtained in the second stage, all equations are estimated jointly in a generalized OLS framework (Hill, 2011).

The paper first examines whether the time series is stationary in this context. Then, it looks for a co-integration relationship between the different series using the Johansen co-integration test. Finally, it estimates the relationship between the digital banking index and macroeconomic aggregates using the 3SLS model.

4.3. Stationarity Analysis

In studies that involve time series data, it is essential to check whether the series are stationary. If non-stationary series are used, the regression analysis results can be unreliable and lead to incorrect conclusions. On the other hand, a stationary series does not have a unit root,

and its mean, variance, and covariance do not change over time (Enders, 2004: 171; Gujarati, 2004, p.713; onkar and Vergili, 2017).

In a dynamic model, the value of each variable in the current period depends on its value in the previous period or periods. Therefore, all kinds of information from the previous period and the shocks exposed to it can affect the variable. By examining how the variable's value in the previous period affects the current period, one can discover the long-run characteristics of a series. Therefore, to understand the data generation process of the series, it is sufficient to regress the value of the series in each period on its previous value (Torun, 2015; Bekiođlu et al., 2018).

“If our definition of this series is Y_t , then we obtain the equation of

$$Y_t = \beta Y_{t-1} + U_t \quad U_t \cong N(0, \sigma^2) \quad (5)$$

If the value of β equals 1, then the variable Y_t is influenced by its value one period earlier, i.e., by the shocks it experienced. But if β is less than 1, the effect of previous period shocks will gradually diminish and disappear entirely after a short time. This hypothesis can be summarized as follows;

$H_0: \beta=1$ The series has a unit root (the series is not stationary).

$H_a: \beta<1$ The series has no unit root (the series is stationary).

The hypothesis mentioned above has been developed using the Dickey-Fuller test, which is widely used due to its ease of use. However, if the residuals obtained by estimating the equations exhibit autocorrelation, the results of the unit root test may not be reliable. To address this issue, Dickey and Fuller introduced the Augmented Dickey-Fuller (ADF) test, which involves a model as shown below:

$$\Delta Y_t = \mu + \partial_t + (\beta - 1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-i} + U_t \quad (6)$$

Hypothesis for the ADF test is as follows;

$H_0: \beta=1$ the series has a unit root (the series is not stationary).

$H_a: \beta<1$ the series has no unit root (the series is stationary). (Yurdakul, 2000).

Results show non-stationary indicators at level values but become stationary at first-order differences.

ADF tests assume the error terms have constant variance, and their means are time-varying. From this perspective, ensuring that the error terms are not correlated and have constant variance is necessary. Phillips and Perron (1988) extended the ADF test and proposed a non-parametric unit root test method. This method considers serial correlation and variance changes in the error terms.

In the PP methodology,

$$R_t = x_0 + x_1 * R_{t-1} + et$$

$$R_t = x_0 + x_1 * R_{t-1} + x_2 = \left(t - \frac{T}{2}\right) + et \quad (7)$$

T is the number of observations, and et denotes the error term. (Yavuzaslan et al., 2017).

Table 5. ADF and PP Test Results

Variables	Symbol	ADF	PP
GDP	Y	0.0000	0.0000
Economic Confidence Index (ECI)	Θ	0.0000	0.0000
Resident Household Consumption Index	C	0.0010	0.0000
Financial Inclusion Index	A	0.0004	0.0003
Digital Banking Index (DBI)	B	0.0000	0.0000
Number of ATMs	Φ	0.0145	0.0159
Unemployment Index (UI)	Θ	0.0012	0.0002
Capital Expenditure (CE)	∅	0.0000	0.0001
Total Assets (TA)	Π	0.0000	0.0000

Note: *Results for differences of the first order.

Table 5 shows the ADF and PP test results for the time series used in the paper. In order to use the 3SLS method, it is necessary for the data being analyzed to be stationary in the same order as mentioned above. The null hypothesis is rejected after calculating the first-order differences in the data. So, if the Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) tests indicate that the series is stationary, then the 3SLS method can be applied to these series. After conducting the stationarity analysis, the Johansen co-integration test was performed on the series.

4.4. Co-Integration Test

Soren Johansen and Katarina Juselius created the Johansen co-integration test in 1988 and 1990 to test the idea of co-integration. This method tests for the structure of multiple co-integrations in cases where more than one variable is analyzed. This method gets estimates of the co-integration parameters and counts the number of co-integration vectors using Johansen's maximum likelihood estimation approach. The Johansen approach is preferred when the equations have more than two variables (Koç et al., 2021).

The co-integration test is a method used to determine if the residuals of a regression model are stationary or have unit roots. If the residuals are stationary, there is a long-run relationship between the variables and no spurious regression. On the other hand, to apply this method, all variables in the model should be non-stationary before the application and stationary in the first differences (İçellioğlu and Öztürk, 2018).

The stationarity of the series has been tested in our previous analyses and the results are presented in Table 6.

The hypotheses that have been tested using the Johansen method are as follows:

H0: $\rho < 0.05$ There is co-integration in the series.

Ha: $\rho > 0.05$ There is no co-integration in the series.

Table 6. Johansen Co-integration Test Results

	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value	(Prob.)
Trace	0.844521	3.913.903	2.084.374	0.0000
Max.Eigen Value	0.807095	2.927.445	1.695.991	0.0000

As can be seen from the results in Table 6, the probability value is less than the critical value of 0.05. This indicates that there is a long-run co-integration relationship between the series. Given that the time series are co-integrated, we can apply the 3SLS model.

4.5. Model Implementation

This study uses two sets of 3SLS equations to examine the relationship between the financial inclusion and digital banking indices with GDP and household consumption indices. The first set of equations is defined as follows;

$$\gamma_t = \delta_0 + \delta_1 * \alpha_t + \delta_2 * \theta_t \quad (8)$$

$$C_t = \nu_0 + \nu_1 * \beta_t + \nu_2 * \varphi_t \quad (9)$$

$$\emptyset = \phi_0 + \phi_1 * \vartheta_t + \phi_2 * \pi_t \quad (10)$$

where γ is Gross Domestic Product (GDP); α is Index of Financial Inclusion (FI); C is Household Consumption; β is Digital Banking Index (DBI); θ is Economic Confidence Index (ECI); φ is Total Number of ATMs (ATM); ϑ is Unemployment Index (UI); \emptyset is Capital Expenditure (CE); and π is Banking Sector Total Asset (TA).

The equation (8) examines the connection between GDP, financial inclusion, and the economic confidence index. The equation (9) analyzes the relationship between household consumption (a subcomponent of GDP), digital banking, and the total number of ATMs. Finally, the equation (10) links capital expenditure (another subcomponent of GDP), the total assets of the banking sector, and unemployment.

4.5.1 Results of the First Model

Table 7 displays the findings from the analysis of the 3SLS model. The model mainly investigates the relationship between financial inclusion and GDP, household consumption with digital banking, and the number of ATMs. The final equation assesses the effect of total banking assets on capital expenditure.

Table 7. Results for the First Equation Set

Dependent Variables	Independent Variables	Coefficient	t Statistic	Probability
GDP (γ)	Constant Coefficient (δ)	59.75954	3.281360	0.0013
	Financial Inclusion Index (α)	0.001864	15.77005	0.0000
	Economic Confidence Index (θ)	0.535105	3.044859	0.0027
Household Consumption (C)	Constant Coefficient (ν)	61.52737	18.89568	0.0000
	Digital Banking Index (β)	0.001979	9.12116	0.0000
	Total ATM (φ)	0.351401	19.89568	0.0000
Capital Expenditure (\emptyset)	Constant Coefficient (ϕ)	145.4443	14.89199	0.0000
	Unemployment Index (ϑ)	-0.387640	-4.469557	0.0000
	Total Assets (π)	0.041105	3.764480	0.0002

The results can be interpreted as follows;

(i) A statistically significant positive relationship exists between the GDP and financial inclusion indexes. When the financial inclusion index increases one unit, there is an associated

increase in the GDP by 0.18%. This result shows that increased financial inclusion increases economic growth in Turkey.

(ii) As expected, a statistically significant and positive relationship exists between the economic confidence index and GDP. One unit increase in economic confidence raises the GDP by 53.5%.

(iii) A statistically significant and positive relationship exists between digital banking and household consumption, with a one-unit increase in digital banking resulting in a 0.19% increase in household consumption.

(iv) A statistically significant positive relationship exists between the total ATMs and the resident household consumption index. One unit increase in the total number of ATMs results in a 35.1% increase in resident household consumption. This result indicates that improving access to finance increases household consumption as well.

(v) As expected, there is a negative relationship between the capital expenditure and unemployment indexes. An increase of one unit in the unemployment rate index reduces capital expenditure by 38.7%.

(vi) A statistically significant positive relationship exists between the capital expenditure index and total banking assets. An increase of one unit in total assets of the banking system increases capital expenditure by 4.1%.

4.5.2. Results of the Second Model

The second equation set examines the relationship between the digital banking index and GDP and between the financial inclusion index and household consumption. The third equation set is identical to the first set. The formulation for the second set of equations is as follows:

$$\gamma t = \delta 0 + \delta 1 * \beta t + \delta 2 * \theta t \quad (11)$$

$$Ct = \nu 0 + \nu 1 * \alpha t + \nu 2 * \varphi t \quad (12)$$

$$\emptyset = \mu 0 + \mu 1 * \vartheta t + \mu 2 * \pi t \quad (13)$$

Table 8 presents the results of the second set of equations estimated using the 3SLS model. The model primarily examines the relationship between digital banking, GDP, financial inclusion, and the number of ATMs and household consumption. The final equation estimates the influence of total banking assets on capital expenditures.

Table 8. Results for the Second Equation Set

Dependent Variables	Independent Variables	Coefficient	t Statistic	Probability
GDP (Y)	Constant Coefficient (δ)	74.36284	2.939863	0.0038
	Digital Banking Index (β)	0.005515	10.23952	0.0000
	Economic Confidence Index (θ)	0.473055	1.926875	0,0558
Household Consumption (C)	Constant Coefficient (ν)	64.47886	18.09437	0.0000
	Financial Inclusion Index (α)	0.000664	8.427266	0.0000
	Total ATM (φ)	0.321763	15.21265	0.0000
Capital Expenditure (\emptyset)	Constant Coefficient (μ)	145.7953	14.85766	0.0000
	Unemployment Index (ϑ)	-0.386253	-4.433836	0.0000
	Total Assets (π)	0.039807	3.639317	0.0004

The results can be interpreted as follows:

(i) A statistically significant and positive relationship exists between the GDP and digital banking. An increase of one unit in the digital banking index leads to a 0.5% increase in the GDP index. This result indicates that with an increase in the use of digital banking channels, economic growth will also increase. As digital banking channels are the access points to finance, strengthening access to finance will also raise economic growth.

(ii) As expected, a statistically significant and positive relationship exists between the economic confidence index and GDP. An increase of one unit in economic confidence increases the GDP by 47.3%.

(iii) There is a statistically significant and positive relationship between the financial inclusion and household consumption indexes. An increase of one unit in financial inclusion results in a 0.06% increase in household consumption.

(iv) A statistically significant positive relationship exists between the total ATMs and the household consumption index. An increase of one unit in the total number of ATMs raised the resident household consumption by 32.1%. This significant result highlights the importance of financial access points where households can carry out financial transactions.

(v) A statistically significant and positive relationship exists between total assets in the banking sector, which can be considered a proxy indicator of the financial inclusion and capital expenditure index. Increasing one unit in the banking sector's total assets raises capital expenditures by 3.9% in Turkey.

(vi) As expected, there is a negative relationship between unemployment and capital expenditure. An increase of one unit in the Unemployment Index reduces the Capital Expenditure Index by 38.6%.

5. Conclusion and Recommendations

Although the relationship between finance and economic growth has long been discussed in the economics literature, the link between financial inclusion and economic growth is a relatively new area of research.

The main objective of financial inclusion is to ensure that every adult has access to and can afford financial products and services. In this context, the access of all adults to financial products and services is addressed within the framework of “financial citizenship”. Access to and cost-effective use of financial services increases the quality of life of individuals, enables them to carry out daily financial transactions, and enables them to manage risks and make savings.

Within the context of this article, the relationship between financial inclusion and economic growth is analyzed in the case of Turkey. In order to reveal this connection, firstly, digital banking and financial inclusion indices are constructed, and their relationship with the GDP index and resident household consumption index is analyzed.

To construct the indices, various indicators were identified from the literature. The optimal vector size was determined using PCA analysis and combined accordingly. The resulting optimal vector time series was then converted into a quarterly index series.

After creating the digital banking index, it has been added to the financial inclusion index. With the integration of the Digital Banking Index as a vector dimension in constructing the Financial Inclusion Index, financial inclusion has become inclusive of the digital financial inclusion dimension. This differentiation distinguishes the constructed financial inclusion index from previous financial inclusion indices in the literature. After constructing the indices, the relationship between the indices and the macroeconomic variables is analyzed using the 3SLS model and two sets of equations.

The analysis conducted on the Financial Inclusion Index indicates that in Turkey, financial inclusion positively impacts economic growth and household consumption. Moreover, the analysis carried out on the Digital Banking Index reveals that the rise in digital banking transactions is associated with an increase in GDP and household consumption.

Meanwhile, the results of both models show that increasing the number of ATMs also raises the household consumption index. These results imply that the development of access to finance increases household consumption and, thus, household welfare. In the meantime, analyzing the relationship between total banking sector assets, which can be seen as a proxy for financial inclusion, it is found that an increase in total banking sector assets increases capital expenditure.

This study has significantly contributed to the literature by creating a digital banking index and integrating the digital financial inclusion dimension into the financial inclusion index via the digital banking index. The other contribution to the literature is measuring the impact of both financial inclusion and digital financial inclusion on economic growth and household consumption using the 3SLS model. Moreover, the study also reveals that the increase in financial sector assets leads to a direct increase in capital expenditure

The findings on financial inclusion are consistent with the results obtained for financial inclusion are in line with Sahay et al. (2015), who states that financial inclusion increases economic growth up to a point, Loukoianova et al. (2018), who find that a 1% increase in the financial inclusion index leads to a cumulative increase of 0.2% per capita for low-income developing countries, Sharma (2016), who find positive and significant association between the various dimensions of financial inclusion, Ali et al. (2019), who found that financial inclusion has a positive effect on economic growth both in the short run and the long run, Thatasarani et al. (2021), who found that financial inclusion has a positive effect on economic growth in the short run, Bozkurt and Karakuş (2020), who found a causal relationship from GDP per capita to the Financial Inclusion Index score, both in the long run and in the short run, Kaya (2017), who found co-integration relationship between financial access and economic growth in Turkey, and Avcı (2022), who found that financial inclusion increases economic growth in the short and long run.

The findings on digital financial inclusion are also in line with Thatasarani (2021), which states that digital banking contributes to the achievement of sustainable development goals in South Asian countries, Li et al. (2022), which states that digital financial inclusion has a positive effect on farmers' income growth in China, Adeoye, and Alenogehna (2019), which states that internet usage has a positive effect on financial access and economic growth, Khera et al. (2021), which states that digital financial inclusion is positively correlated with GDP per capita growth for 52 developing countries, Andrianaivo and Kpodar (2011), which reveals that the use of mobile phones and other ICTs contributes to growth in African countries, and Shen et

al. (2018), which states that there is a significant and positive relationship between the use of digital financial products and financial inclusion.

In this context, our policy recommendations for enhancing financial inclusion and supporting economic growth and household consumption are as follows;

(i) Increasing the scope and penetration of banking applications through online platforms such as Internet banking, call center banking, mobile banking applications, and fin-techs,

(ii) Increasing the number of physical points of access to finance, such as ATMs,

(iii) Establishing agent banking infrastructures that allow basic banking transactions such as money transfers and deposits to be carried out in shopping centers such as pharmacies, grocery stores, and markets, as has been observed in many countries,

(iv) Improving access to a range of financial products and services for especially small and family businesses.

"With the advancements in information and communication technology, mobile phones are now considered as virtual bank branches" (Ekmen, 2023b). Therefore, it is crucial to support fin-tech initiatives and expand digital banking platforms to enhance financial inclusion, particularly for households residing in rural areas where distance is a hindrance in utilizing financial services.

Declaration of Research and Publication Ethics

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

Researcher's Contribution Rate Statement

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

Declaration of Researcher's Conflict of Interest

There are no potential conflicts of interest in this study.

References

- Adeoye, B.W. and Alenoghena, R.O. (2019). Internet usage, financial inclusion and economic growth in Nigeria. *Ovidius University Annals, Economic Sciences Series*, 19(2), 2-12. Retrieved from <https://doaj.org/>
- AFI. (2013a). *Measuring financial inclusion core set of financial inclusion indicators* [Dataset]. Retrieved from <https://www.afi-global.org/wp-content/uploads/publications/afi%20fidwg%20report.pdf>
- AFI. (2013b). Defining and measuring financial inclusion. In T. Triki and I. Faye (Eds.), *Financial inclusion in Africa* (pp. 31-42). Tunisia: African Development Bank.
- Ali, N., Fatima, K. and Ahmed, J. (2019). Impact of financial inclusion on economic growth in Pakistan. *Journal of Managerial Sciences*, 13(3), 166-174. Retrieved from <https://journals.qurtuba.edu.pk/>
- Allen, F., Demirguc-Kunt, A., Klapper, L. and Peria, M.S.M. (2016). The foundations of financial inclusion: Understanding ownership and use of formal accounts. *Journal of Financial Intermediation*, 27, 1-30. <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2015.12.003>
- Amidzic, G., Massara, M.A. and Mialou, A. (2014). *Assessing countries' financial inclusion standing - A new composite index* (International Monetary Fund Working Paper No. 14/36). Retrieved from <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/001/001-overview.xml>
- Andrianaivo, M. and Kpodar, K. (2011). *ICT, financial inclusion, and growth: Evidence from African countries*. Retrieved from <https://www.afdb.org/pt/documents/document/aec-2010-ict-financial-inclusion-and-growth-evidence-from-african-countries-21771>
- Atkinson, A. and Messy, F.A. (2013). *Promoting financial inclusion through financial education: OECD/INFE evidence, policies and practice* (OECD Working Papers on Finance, Insurance and Private Pensions No. 34). <https://doi.org/10.1787/5k3xz6m88smp-en>
- Avcı, B.S. (2022). Financial inclusion and economic growth: An analysis for Turkey. *KMU Journal of Social and Economic Research*, 24(42), 241-254. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/pub/kmusekad>
- Bagehot, W. (1873). *Lombard Street: A description of the money market*. London: HS King.
- Beck, T., Demirguc-Kunt, A. and Peria, M.S.M. (2007). Reaching out: Access to and use of banking services across countries. *Journal of Financial Economics*, 85(1), 234-266. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2006.07.002>
- Bekçioğlu, S., Kaderli, Y. and Varlık, B. (2018). BİST 100 endeksinin spektral analiz yöntemiyle incelenmesi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 78, 87-110. <https://doi.org/10.25095/mufad.412530>
- Bozkurt, I. and Karakus, R. (2020). Finansal içerme-ekonomik gelişmişlik ilişkisi: Dünya geneli için ampirik bir inceleme. *Third Sector Social Economic Review*, 55(3), 1504-1523. <https://doi.org/10.15659/3.sektor-sosyal-ekonomi.20.06.1357>
- Cámara, N. and Tuesta, D. (2014). *Measuring financial inclusion: A multidimensional index* (BBVA Working Paper No. 14/26). Retrieved from https://www.bbva-research.com/wp-content/uploads/2014/09/WP14-26_Financial-Inclusion.pdf
- CGAP. (2012). *Better data can mean better decisions for financial inclusion*. Retrieved from <https://www.cgap.org/blog/better-data-can-mean-better-decisions-for-financial-inclusion>
- Choong, C.K., and Chan, S.G. (2011). Financial development and economic growth: A review. *African Journal of Business Management*, 5(6), 2017-2027. <https://doi.org/10.5897/AJBM10.772>
- Çonkar, M.K., and Vergili, G. (2017). Kredi temerrüt swapları ile döviz kurları arasındaki ilişki: Türkiye için ampirik bir analiz. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10(4), 59-66. <https://doi.org/10.38057/bifd.1213894>

- Demirgüç-Kunt, A. and Klapper, L. (2013). Measuring financial inclusion: Explaining variation in use of financial services across and within countries. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2013(1), 279-340. <https://doi.org/10.1353/eca.2013.0002>
- Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D. and Ansar, S. (2021). *The global finindex database 2021: Financial inclusion, digital payments, and resilience in the age of COVID-19*. Washington, DC: World Bank.
- Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L.F., Singer, D. and Van Oudheusden, P. (2015). *The global finindex database 2014: Measuring financial inclusion around the world* (World Bank Policy Research Working Paper No. 7255). Retrieved from <https://documents1.worldbank.org/curated/en/187761468179367706/pdf/%20WPS7255.pdf>
- Demirgüç-Kunt, A. and Levine, R. (2008). *Finance and economic opportunity*. Washington, DC: World Bank.
- Devi, S.K.D. (2015). Promoting financial inclusion in rural areas through co-operative banks: With special reference to DCCB, Paderu agency. *International Journal of Research in Commerce, Economics and Management*, 5(1), 85-88. Retrieved from <https://ijrcms.com/>
- Ekmen, İ. (2023a). *Finansal kapsama ve internet bankacılığının ekonomik büyüme ve hane halkı tüketimine etkisi Türkiye örneği* (Yayımlanmamış doktora tezi). Ankara Üniversitesi, Ankara.
- Ekmen, İ. (2023b). Internet banking index as a measure of digital financial inclusion in banking. *Journal of Human Sciences*, 20(1), 1-15. Retrieved from <https://www.j-humansciences.com>
- Enders, W. (2004). *Applied econometric time series* (2. ed.). New York: University of Alabama.
- European Commission. (2008). *Financial services provision and the prevention of financial exclusion report*. Retrieved from <https://www.bristol.ac.uk>
- Goldsmith, R.W. (1969). *Financial structure and development*. New Haven, CT: Yale University Press.
- Görmüş, Ş. and Hotunluoğlu, H. (2011). Demokrasinin Türkiye'nin ihracat ve ithalatı üzerine etkisi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 24(4), 99-111. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/pub/trendbusecon>
- Gujarati, D.N. (2004). *Applied econometrics*. Singapore: Mc. Graw-Hill International Editions.
- Gurley, J.G. and Shaw, E.S. (1955). Financial aspects of economic development. *The American Economic Review*, 45(4), 515-538. Retrieved from <https://www.jstor.org>
- Hicks, J.R. (1969). *A theory of economic history*. Oxford: Clarendon Press.
- Hill, R. (2011). *Hedonic price indexes for housing* (OECD Working Paper No. 01). Retrieved from https://www.oecd-ilibrary.org/economics/hedonic-price-indexes-for-housing_5kgzxpt6g6f-en
- Hillebrand, E. and Koray, F. (2008). Interest rate volatility and home mortgage loans. *Applied Economics*, 40(18), 2381-2385. <https://doi.org/10.1080/00036840600949538/>
- Honohan, P. (2008). Cross-country variation in household access to financial services. *Journal of Banking & Finance*, 32(11), 2493-2500. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2008.05.004>
- Hsiao, C. (1997a). Cointegration and dynamic simultaneous equations model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 65(3), 647-670. <https://doi.org/10.2307/2171757/>
- Hsiao, C. (1997b). Statistical properties of the two-stage least squares estimator under cointegration. *The Review of Economic Studies*, 64(3), 385-398. <https://doi.org/10.2307/2971719/>
- Huang, Y. (2010). *Determinants of financial development*. Berlin: Springer Nature.
- İçellioğlu, C.Ş. and Öztürk, M.B.E. (2018). Bitcoin ile seçili döviz kurları arasındaki ilişkinin araştırılması: 2013-2017 dönemi için Johansen testi ve Granger nedensellik testi. *Maliye ve Finans Yazıları*, 109, 51-70. <https://doi.org/10.33203/mfy.343217>
- Kainth, G.S. (2013). Developing an index of financial inclusion. *Anvesha*, 6(2), 1-10. Retrieved from <https://www.proquest.com/>

- Kaya, B. (2017). Türkiye'de finansal erişim ve ekonomik büyüme ilişkisi: Eşbütünleşme ve nedensellik analizi. *Düşünce Dünyasında Türkiz*, 44, 139-167. Retrieved from <https://www.tasav.org/>
- Kempson, E., Crame, M. and Finney, A. (2007). *Financial services provision and prevention of financial exclusion* (Eurobarometer Report, August 2007). Retrieved from <https://www.bristol.ac.uk/media-library/sites/geography/migrated/documents/pfrc0808.pdf>
- Kempson, H.E. and Whyley, C.M. (1999). Understanding and combating financial exclusion. *Insurance Trends*, 21, 18-22. Retrieved from <https://www.bristol.ac.uk/>
- Khera, P., Ogawa, M.S. and Sahay, M.R. (2021). *Is digital financial inclusion unlocking growth?* (IMF Working Papers No. 167). Retrieved from <https://0-www-elibrary-imf-org.library.svsu.edu/view/journals/001/2021/167/001.2021.issue-167-en.xml>
- King, R.G. and Levine, R. (1993). Finance, entrepreneurship and growth. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 513-542. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(93\)90028-E](https://doi.org/10.1016/0304-3932(93)90028-E)
- Koç, İ. (2018). Interest rate risk in interest-free banks: An empirical research on Turkish participation banks. *Turkish Journal of Islamic Economics*, 5(1), 89-108. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/beuntujise>
- Koç, İ., Bumin, M. and Demir, Y. (2021). Piyasa volatilitesinin konut kredi hacmine etkisi: Türk bankacılık sektörüne ilişkin bir uygulama. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 13(25), 608-622. <https://doi.org/10.14784/marufacd.976616>
- Levine, R. (2005). Finance and growth: Theory and evidence. In P. Aghion and S.N. Durlauf (Eds.), *Handbook of Economic Growth* (Volume 1, Part A) (pp. 865-934). [https://doi.org/10.1016/S1574-0684\(05\)01012-9/](https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01012-9/)
- Leyshon, A., and Thrift, N. (1995). Geographies of financial exclusion: Financial abandonment in Britain and the United States. *Transactions of the Institute of British Geographers*, 20(3), 312-341. <https://doi.org/10.2307/622654>
- Li, Y., Wang, M., Liao, G. and Wang, J. (2022). Spatial spillover effect and threshold effect of digital financial inclusion on farmers' income growth - Based on provincial data of China. *Sustainability*, 14(3), 1838. <https://doi.org/10.3390/su14031838>
- Loukoianova, E., Yang, Y., Guo, S., Hunter, L., Jahan, S., Jamaludin, F., ... Wu, Y. (2018). *Financial Inclusion in Asia-Pacific*. *International Monetary Fund* (IMF Departmental Paper No. 18/17). Retrieved from <https://www.imf.org/en/Publications/Departmental-Papers-Policy-Papers/Issues/2018/09/18/Financial-Inclusion-in-Asia-Pacific-46115>
- Mutlugün, B. (2014). The relationship between financial development and economic growth for Turkey. *Journal of Economic Policy Researches*, 1(2), 85-115. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/iuipad>
- Robinson, J. (1952). The model of an expanding economy. *The Economic Journal*, 62(245), 42-53. <https://doi.org/10.2307/2227172>
- Sahay, M.R., Cihak, M., N'Diaye, M.P., Barajas, M.A., Mitra, M.S., Kyobe, ... Yousefi, M.R. (2015). *Financial inclusion: Can it meet multiple macroeconomic goals?* (IMF Staff Discussion Note No. 15/17). Retrieved from <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/006/006-overview.xml>
- Sarma, M. (2012). *Index of financial inclusion—A measure of financial sector inclusiveness* (Berlin Working Papers on Money, Finance, Trade and Development No. 07/2012). Retrieved from https://finance-and-trade.htw-berlin.de/fileadmin/HTW/Forschung/Money_Finance_Trade_Development/working_paper_series/wp_07_2012_Sarma_Index-of-Financial-Inclusion.pdf
- Sethy, S.K. (2016). Developing a financial inclusion index and inclusive growth in India. *Theoretical and Applied Economics*, 23(2), 607. Retrieved from <https://www.ectap.ro/>
- Sharma, D. (2016). Nexus between financial inclusion and economic growth: Evidence from the emerging Indian economy. *Journal of Financial Economic Policy*, 8(1), 13-36. <https://doi.org/10.1108/JFEP-01-2015-0004>

- Shen, Y., Hu, W. and Hueng, C.J. (2018). *The effects of financial literacy, digital financial product usage and internet usage on financial inclusion in China*. Paper presented at the 2018 3rd International Conference on Circuits and Systems. Lisbon, Portugal. Retrieved from https://www.matec-conferences.org/articles/matecconf/abs/2018/87/matecconf_cas2018_05012/matecconf_cas2018_05012.html
- Solow, R.M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94. <https://doi.org/10.2307/1884513>
- Solow, R.M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312-320. <https://doi.org/10.2307/1926047>
- Soukiazis, E., Antunes, M. and Kostakis, I. (2018). The Greek economy under the twin-deficit pressure: A demand orientated growth approach. *International Review of Applied Economics*, 32(2), 215-236. <https://doi.org/10.1080/02692171.2017.1338678>
- Soukiazis, E., Cerqueira, P.A. and Antunes, M. (2013). Growth rates constrained by internal and external imbalances and the role of relative prices: Empirical evidence from Portugal. *Journal of Post Keynesian Economics*, 36(2), 275-298. <https://doi.org/10.2753/PKE0160-3477360205>
- Thathsarani, U.S., Wei, J. and Samaraweera, G. (2021). Financial inclusion's role in economic growth and human capital in South Asia: An econometric approach. *Sustainability*, 13(8), 4303. <https://doi.org/10.3390/su13084303>
- Thrift, N. and Leyshon, A. (1999). *Moral geographies of money. Nation-states and money: The Past, present and future of national currencies*. London: Routledge.
- Torun, N. (2015). *Birim kök testlerinin performanslarının karşılaştırılması* (Yayınlanmamış doktora tezi). İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- World Bank. (2013). *Global financial development report 2014: Financial inclusion* (WB 82556). Retrieved from <https://documents1.worldbank.org/curated/en/225251468330270218/pdf/Global-financial-development-report-2014-financial-inclusion.pdf>
- World Bank. (2016). *Global financial development report 2016* (World Bank). Retrieved from <https://www.worldbank.org/en/publication/gfdr/gfdr-2016>
- Yavuzaslan, K., Damar, Ö., Sönmez, B., Özdaş, B., Uyar N., Akılotu, E. (2017). Türkiye'de genç işsizliğinin, işsizlik histerisi hipotezi çerçevesinde yapısal kırılmalar testi ile analizi. *Aydın İktisat Fakültesi Dergisi*, 2(2), 21-32. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/aifd/>
- Yurdakul, F. (2000). Yapısal kırılmaların varlığı durumunda geliştirilen birim-kök testleri. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2(2), 21-34. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/gaziuiibfd/>

THE VALIDITY OF CAPM AND ICAPM IN THE ISTANBUL STOCK EXCHANGE

Borsa İstanbul'da Sermaye Varlıkları Fiyatlamaya Modelleri SVFM ve USVFM'nin Geçerliliđi

Muhammad MUDDASIR*^{ORCID} & Gülşah KULALI**^{ORCID}

Abstract

This study aims to answer the following research question: Are the Capital Asset Pricing Model (CAPM) and International Capital Asset Pricing Model (ICAPM) valid in the Istanbul Stock Exchange (ISE)? No broad agreement has been reached in the literature on this question, yet. Using an unbalanced panel of daily stock returns of companies in the BIST-30 index and as of BIST-100 index from March 2010 to February 2019, this paper seeks to provide new evidence on this discussion and explores whether the risk-expected return relationship is linear. In the empirical framework, panel regression analysis methodology is employed. Our findings indicate that both linear CAPM and linear ICAPM models are valid in ISE. Moreover, it is observed that the ICAPM outperforms the CAPM in explaining the stock returns for both indices. This outperformance is especially more pronounced for BIST-30 than BIST-100. Depending on these findings, investors can easily prioritize BIST-100 over BIST-30 when constructing portfolios to reduce risk in the Turkish market, given the fact that exchange rate-relevant diversification is greater in BIST-100.

Keywords:

ISE, CAPM, ICAPM, Exchange Rate, Emerging Markets, Panel Data Analysis

JEL Codes:

G10, G11, G12

Öz

Bu çalışmanın amacı, Borsa İstanbul'da Sermaye Varlıkları Fiyatlamaya Modeli (SVFM) ve Uluslararası Sermaye Varlıkları Fiyatlamaya Modeli (USVFM) geçerli midir, sorusunu cevaplamaktır. Alan yazında bu soru üzerine henüz tam bir fikir birliğine ulaşılamamıştır. Bu çalışmada BIST-30 ve BIST-100 endekslerindeki işletmelerin Mart 2010 ile Şubat 2019 arası günlük pay senedi getirilerinden oluşan dengesiz panel veri seti kullanılarak bu tartışmaya yeni kanıtlar sunmak hedeflenmekte ve risk-beklenen getiri ilişkisinin doğrusal olup olmadığı araştırılmaktadır. Ampirik uygulama olarak panel regresyon analizi metodolojisi kullanılmıştır. Bulgularımız Borsa İstanbul'da (BIST) hem SVFM hem de USVFM'nin geçerli olduğunu göstermektedir. Aynı zamanda bulgularımız, her iki endeks için pay senedi getirilerini açıklamada USVFM'nin SVFM'ye göre daha iyi performans gösterdiğini ortaya koymaktadır. Açıklama gücündeki bu yüksek performans BIST-30 endeksinde BIST-100 endeksine kıyasla daha ön plana çıkmaktadır. Bu bulgulara dayanarak yatırımcılar, BIST-100'de döviz kuru ilişkili çeşitlendirmenin daha fazla olması nedeniyle Türkiye piyasasında riski azaltacak portföyler oluştururken yatırımcıların BIST-30 yerine BIST-100'ü kolaylıkla önceliklendirebilirler.

Anahtar Kelimeler:

Borsa İstanbul, SVFM, USVFM, Döviz Kuru, Yükselen Piyasalar, Panel Veri Analizi

JEL Kodları:

G10, G11, G12

* MA; student of MSc in Economics, University of Pisa, Sant'Anna School of Advanced Studies, Italy, m.muddasir@studenti.unipi.it

** Assist. Prof. Dr., Anadolu University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Türkiye, gulsahy@anadolu.edu.tr

Received Date (Makale Geliş Tarihi): 31.10.2023 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 29.02.2024

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



1. Introduction

Investment theory has been concerned with understanding how risk and expected return are related to each other in various circumstances. This relationship between risk and return underlies the theoretical basis for many investment models, including the Capital Asset Pricing Model (CAPM). CAPM test confronts numerous issues related to statistical assumptions such as return distributions' normality or use of variance as a primary risk metric (Markowitz, 1959). The security market line's determinants define a positive association between betas and expected returns. The foundation of CAPM suggests that all risks should not have an impact on asset values, and that risk can only be mitigated by keeping it in a portfolio of assets with other investments. On the other hand, the International Capital Asset Pricing Model (ICAPM) is derived from CAPM to deal with global investment. ICAPM is used to include currency risk when examining assets in a global context and dealing with multiple currencies, often with the inclusion of an exchange rate premium to the model. In the ICAPM, direct and indirect exposure to foreign currencies, as well as the time value of money and market risk premium are rewarded. Thus, ICAPM enables considering an asset's sensitivity to fluctuations in foreign exchange markets.

This study aims to answer the following research question: Are CAPM and International ICAPM valid in the Istanbul Stock Exchange (ISE)? No broad agreement has been reached in the literature on this question, yet. Answering this question for the Turkish capital market is quite important since it is a developing and relatively risky market, in which investor protection is a major concern for both investors and policymakers. The BIST-100 (XU100) and BIST-30 (XU30) are key stock indices on the Turkish stock market. Comprising 100 stocks from the stars market, BIST 100 represents the performance of the market in general. As a benchmark for investment choices, BIST-30 consists of the 30 most liquid and highly valued equities. When it comes to tracking and directing investments in the Turkish stock market, both indices are quite important.

This study contributes to the literature by shedding light on the usefulness of both models in the context of the Turkish capital market. Various empirical research gives opposing evidence and viewpoints on the validity of the CAPM in different markets of ISE. Some research supports the validity of CAPM, while others argue against it. Additionally, the number of studies about the validity of ICAPM in ISE is limited. This study attempts to contribute to filling this gap by investigating the application of CAPM in the Turkish stock market and also comparing it to ICAPM. In sum, the primary focuses of this study are to find: i) whether the two models are valid in ISE, ii) which model is better suited, by comparing the explanatory power of the two.

Overall, this empirical study tests the legitimacy of CAPM and ICAPM in ISE, using daily stock returns for BIST-30 and BIST-100 companies, which are on the stock exchange without interruption for the ten years from March 2010 to February 2019. In BIST-30 and BIST-100, we observed the relationship to verify the hypothesis that there is a linear relationship between expected return and risk. In empirical analysis, we make panel regression estimations for the following four models. The first model is a baseline model for testing the validity of CAPM. To modify CAPM into ICAPM, the second model introduces USD/TRY, the third model introduces EURO/TRY, and the fourth model introduces EURO/USD as exchange rate variables to the baseline model.

The findings of this study show that both linear CAPM and linear ICAPM models are valid in both BIST-100 and BIST-30. Moreover, ICAPM outperforms CAPM in explaining the stock returns for both indices. This outperforming is especially more pronounced for BIST-30 than

BIST-100. Depending on this finding, we propose that investors can easily prioritize BIST-100 over BIST-30 when constructing portfolios to reduce risk, given the fact that exchange rate-relevant diversification is greater in BIST-100.

Based on our findings, our recommendation for investor protection policies is to consider the significant role of exchange rates in the construction of asset prices. Specifically, policy instruments to improve the context for hedging opportunities would be of crucial importance. This way, investors' confidence in Turkish capital markets would also increase. This increase in investor confidence will contribute to a healthier development of the relationship between risk and expected return and will ensure a healthier balance of financial asset prices in the market. The widespread effect of this will be to contribute to the development of capital markets.

This study has the subsequent organization: In Section 2, a concise review of relevant previous work is provided along with a brief discussion of their findings, and the research design. In Section 3, data and the methodology of the paper are described and empirical analysis estimation results are provided. Lastly, in section 4, the paper is concluded and areas for future studies are highlighted.

2. Empirical Literature Review

The connection between risk premium and return in financial markets has been the subject of much empirical research worldwide. Table 1 summarizes findings from prior studies on the validity of various CAPMs in different financial markets.

Our literature review indicates that there are many different types of CAPM, which have been widely investigated in various financial markets. In some markets, it shows significance, and in some markets, it doesn't. Recently, Güler et al. (2018) evaluate the Turkish stock market's dependence on foreign markets using the CAPM, highlighting the importance of this model in understanding risk exposures and investment trends. Moreover, the traditional ICAPM is used by Sahin et al. (2016) to investigate the determinants of equity home bias in Turkey. Furthermore, most recently, Taha and Tuna (2023) used the expanded ICAPM to examine investments in the Turkish market, with consideration of regional variables. Despite the fact that these studies use CAPM and ICAPM among a few others, there is a gap in the literature about considering the comparison between the two.

Still, in general, CAPM shows significance mostly in developed markets. In the Turkish financial market, there is not enough empirical evidence for reaching a conclusion on the validity of different types of CAPM. This study is going to provide empirical evidence on 1) whether CAPM is valid in the Turkish financial market; and 2) whether ICAPM is valid (by adding the foreign exchange risk factor into the CAPM) in the Turkish financial market. Moreover, this study compares two models to identify their respective explanatory powers.

Table 1. A Summary of Key Findings on the Validity of CAPM Models in Various Financial Markets

Authors (Year published)	Index and / or Market	Method of Analysis	Tested Model	Brief Results / Conclusions
Arda et al. (2023)	Istanbul Stock Exchange	Panel Data Analysis	CAPM, Carhart Four Factor Model (C4F), FF3F and FF5F Models	Both the C4F and the FF3F models are appropriate for use in portfolio-based investigations. In research based on firms CAPM is reliable.
Kaya (2021)	Istanbul Stock Exchange (BIST-100)	Regression Analysis & Spanning Test	CAPM, FF3 & FF5	CAPM, FF3F, and FF5F Models show significance. FF5 Model performs the best among all.
Markowski (2020)	Warsaw Stock Exchange	Cross-sectional Regression Analysis	Downside CAPM	The downside CAPM was validated by the unconditional regressions, which also provide support for an existent risk premium. Risk-return relationships are dependent on the market.
Offiong et al. (2020)	Douala Stock Market (DSX)	Regression Analysis	CAPM	The CAPM is not valid in DSX for individual variables or portfolios of three asset estimations of beta. However, the beta of the two asset portfolios shows significance and has a linear relationship.
Güler et al. (2018)	Istanbul Stock Exchange	Regression Analysis and GRS-F test	CAPM, FF3F and FF5F Models	As in several developed economies including the U.S., CAPM is effective in explaining variances in stock market returns. It is also applicable to emerging markets with dynamics that are distinct from those of developed nations.
Aliyev and Soltanli (2018)	Istanbul Stock Exchange Banking Sector	Regression Analysis	CAPM	CAPM is appropriate for the portfolio of the 12 banks.
Ratra (2017)	Indian Stock Market (NSE)	Regression Analysis	CAPM	CAPM is not applicable in NSE because the gap between expected outcomes and actual outcomes is excessively high at levels of typical risk.
Erdoğan (2017)	Istanbul Stock Exchange	Regression Analysis & GRS-F Test	CAPM, FF3 & FF5 Models	FF5 Model performs best, followed by the FF3 Model and the CAPM, which are unable to account for excess return.
Maeda (2016)	Japanese Stock Market (JPX)	Empirical Review	CAPM, C4F, FF3F and FF5F Models	CAPM is a valid model for the JPX. For the Japanese stock market, the author contends, the FF3F model is suitable.
Demircioğlu (2015)	Istanbul Stock Exchange Power Generation and Distribution sector & Cement Sector	Regression Analysis	CAPM	Both Cement and Power generation & distribution industries are insignificant in this research which means there is no validity of CAPM in the mentioned sectors.

Table 1. Continued

Nhu et al. (2015)	Vietnam Stock Exchange	Multivariate Regression	CAPM, FF3F and FF5F Models	The FF5F model explains more anomalies in asset pricing as compared to the FF3F model and CAPM. Additionally, state ownership and stock return are correlated with the value factor, with state ownership providing higher average returns than private firms.
Ferreira and Monte (2015)	Portuguese Stock Exchange	Regression Analysis	CAPM	The multifactor model of the CAPM fits the data more closely than the single-factor model, which is invalid.
Acheampong and Agalega (2013)	Ghanaian Stock Exchange	Regression Analysis	CAPM	CAPM shows no statistically significant correlation between beta and stock returns, proving that the Ghanaian stock market returns were not predicted by the CAPM.
Verma (2011)	MSCI World Index	Regression Analysis	Conditional CAPM	Both positive and negative conditional CAPM models are insignificant.
Perkovic (2011)	Croatian Stock Market (CROBEX Index)	Regression Analysis & ANOVA	CAPM	CAPM is not a worthy model to use for making investment decisions.
Setyowati (2011)	Indonesian stock exchange (IDX)	Regression Analysis	CAPM	The majority of CAPM research uses it for developed markets, for describing the Indonesian stock market return, the CAPM is an inadequate model because IDX is an emerging market.
Theriou et al. (2010)	Athens Stock Exchange (ASE)	Regression Analysis	Unconditional and Conditional CAPM	There is no validity of Unconditional CAPM in ASE but there is validity in a bullish market. Conditional CAPM shows a positive relationship and vice versa.
Minovic and Živković (2010)	Serbian Stock Market	Regression Analysis	CAPM & LCAPM (Liquidity CAPM) Models	LCAPM is more suitable than CAPM in explaining portfolio returns. Also, there are several variables, including a lack of transparency and the relatively small size of the market, that add to the low liquidity of the Serbian stock market.
Choudhary and Choudary (2010)	Indian Stock Market BSE 500 Index	Time Series Analysis	CAPM	CAPM is not sufficient to explain Beta in terms of finding expected returns for the portfolio. Conclude that CAPM is invalid.
Trifan (2009)	Romanian Stock Market	Regression Analysis	CAPM	CAPM is insignificant, but one of the reasons can be that the data taken in this research from a time when there was a financial crisis
Al Refai - 2009	Amman Stock Exchange	Regression Analysis	Unconditional and conditional CAPM	In bullish markets, the researcher discovered a high risk-return correlation, but in declining markets, he observed no such relationship for several of the portfolios.
Knudsen (2009)	MSCI Index	Regression Analysis	ICAPM and CAPM Models	Both models show significance. Furthermore, for small countries, local CAPM and global CAPM do have not much difference, but for developed economies, there is a big difference, and ICAPM is the preferred model.

Table 1. Continued

Gökgöz (2007)	Istanbul Stock Exchange	Time series and Cross-sectional Regressions, GRS-F test	CAPM & FF3 Models	CAPM and the FF3 Model are proven to be appropriate and sustainable. In terms of pricing errors, the FF3 Model performs better than the CAPM.
Gürsoy and Rejepova (2007)	Istanbul Stock Exchange	Regression Analysis	CAPM	The CAPM failed to demonstrate validity in ISE since the researchers did not find any meaningful result to determine the effect of market returns on the portfolio.
Michailidis et al. (2006)	Greek Stock Market	Regression Analysis	CAPM	Beta and excess stock return have no linear relationship. In other words, CAPM is not valid.
Karacabey and Karatepe (2004)	Istanbul Stock Exchange	Regression Analysis	Conditional CAPM	Conditional CAPM is significant because conditional risk-return is linked with developing the stock exchange.
Fraser et al. (2004)	UK Stock Market	GARCH-M model and the QTARCH	Conditional CAPM	Conditional CAPM is performing better in a declining market as compared to an upward-trend market.
Ng (2004)	UK, US and Japan and Germany Stock and FX Markets	Regression Analysis	ICAPM and CAPM	The traditional CAPM, the ICAPM, and the dynamic CAPM are all nestled within the model. For practical purposes, CAPM is the best-performing model.
Fearnley (2002)	American, European and Japanese Stock & Bond Markets	Regression Analysis & GARCH	ICAPM	ICAPM can be used to examine how equities and government bonds are related. ICPAM explains more in stock markets as compared to bond markets.
Fletcher (2000)	MSCI Equity Indices of 18 Developed Markets	Regression Analysis	Unconditional and conditional CAPM	Return and risk are indisputably positively correlated. The conditional relationship between risk and return supports the model, proving the validity of both CAPMs.
Schramn and Wang (1999)	Portfolio of 18 companies from S&P 500 and MSCI	Regression Analysis	ICAPM and CAPM	Traditional CAPM is better if the companies are not engaged in foreign trade. But if the companies have international trade, then ICAPM is more appropriate.
Dumas and Solnik (1993)	UK, US, and Japan Markets Equity Indices	Regression Analysis	ICAPM and CAPM	ICAPM is more efficient than the traditional CAPM at explaining the global rate of return.

Overall, divergent perspectives on the CAPM in various financial markets have been emerging. One group of studies (Gökgöz, 2007; Maeda, 2016; Güler et al., 2018; Kaya, 2021; Arda et al., 2023, and among others) conclude that CAPM is valid. On the other hand, a different group of studies (Setyowati, 2011; Verma, 2011; Acheampong and Agalega, 2013; Ratra, 2017; Offiong et al., 2020, and among others) conclude that CAPM is not valid. A third collection of studies (Dumas and Solnik, 1993; Schramm and Wang, 1999; Ng, 2004; Knudsen, 2009, among others) claims that the ICAPM performs better than the CAPM. These differences highlight a research gap that calls for an examination of the applicability of CAPM in the Turkish stock market. This study aims to address this gap and compare the significance of CAPM and ICAPM, adding to an effort in the context of the Turkish stock market.

3. Empirical Analysis

Empirical research-wise, we have two major objectives in this study. First, we assess the significance of CAPM by identifying excess return (ER-Rf) and a risk premium (Rm-Rf) relationship. If the correlation between excess return and risk premium is negative or positive, this implies that the CAPM is significant in the stock index, which shows a bullish or bearish trend in the market. Second, we look at the notion of whether there exists an exchange rate and CAPM relationship. To verify this, we need to test the significance of CAPM on the index and then add one more variable, the exchange rate.

3.1. Data

Data is obtained from 76 listed firms in BIST-100 and 28 listed firms in BIST-30 (two of the main indices in ISE) for the 2010–2019 period. Thomson Reuters Database is the main source of data, where we collected the data on stock markets, implied returns, and market returns, as well as exchange rates. In addition, Turkish T-bills data is from the TCMB Data Portal. The daily frequency data used in this research and the time span is from March 2010 to February 2019, i.e., 10 years of data. After neglecting the missing data, we have unbalanced panel data with 76 firms' 10 years of daily data ($76 \times 2276 = 172.292$ observations) for BIST-100 and 28 firms' 10 years of daily data ($28 \times 2276 = 63.476$ observations) for BIST-30 in our analysis.

3.2. Methodology

Panel data analysis is used in this research. First, for testing the validity of CAPM, there are three variables: market prices (BIST index), risk-free return (rf), and BIST index registered companies' prices. Furthermore, by adding one more variable—the exchange rate—to the CAPM, we test the validity of the ICAPM.

For risk-free return, after considering various options, the implied risk-free interest rate (from Thomson Reuters Database) as used by Bianconi et. al (2015) pricing is decided to be used.¹

¹ Other options for risk-free rates are as follows: As a proxy for risk-free interest rate, Kaya (2021) prefer to use overnight interest rate; Kara (2016) uses 365 days T-bill rate; Eraslan (2013) uses quarterly and bi-annually T-bill rate; Erdiñ (2017) uses 3-month Turkish Lira Interbank Offer Rate (TRLIBOR); and Gökgöz (2007) uses Monthly Turkish Government Internal Loan Index (GIL).

The difference between future and spot interest rates for the future is known as the implied interest rate.

Compensation needed for an investor to accept more risk than T-bills or other government bonds is determined by the other half of the CAPM formula. For this, one has to compare the asset's historical returns to market returns and the market premium ($r_m + r_f$) using a risk measure (beta).

In the typical CAPM, the following equation is applied to compute an asset's expected return given its risk:

$$(E(R_i) - R_f)_{it} = \beta_0 + \beta_1(E(R_m) - R_f)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

where; $E(R_i)$: Expected return, R_f : Risk-free rate, β_0 : Coefficient of the security, β_1 : Beta of the security, $R_i - R_f$: Excess market return, $R_m - R_f$: Risk premium, ε_{it} : Residuals.

The beta coefficient, according to CAPM, is used to measure systematic risk. This description, however, may not tell the complete story. The activities of companies are subject to the macroeconomic and institutional climate of the country in which they operate. Moreover, most businesses have also expanded their activities beyond their home countries. This reality of open economies creates more complex economic conditions for both domestic and international companies.

CAPM is designed to consider a variety of risk factors. It is assumed that while taking non-systematic risks should not be rewarded, taking systematic risks requires a higher return. Sharpe (1964), Lintner (1965), and Black (1973) estimated CAPM and concluded that the results verified its application, that it is a very elegant model, and that it is useful. It can assist investors in enhancing their investment strategy by providing at least a point of comparison when evaluating financial assets in terms of risk and return. Even certain researchers, such as Roll (1977), contended that one cannot test CAPM since it is very difficult to create a “true market portfolio”.

We first evaluate the validity of the CAPM model, then add another risk element, “exchange rate” and assess the model's significance. Finally, we'll compare which model has more power to convey the market return.

Kassouri and Altıntaş (2020) found that real effective exchange rates such as USD/TRY and EUR/TRY, interest rates, and money supply are among the market drivers since they have a significant predictive capacity for stock market volatility at different frequencies. He et al. (2021) also claimed that the exchange rate impacts the Turkish stock market negatively.

We use the BIST-100 and BIST-30 indices' returns as a proxy for the market portfolio. We tested both BIST-100 and BIST-30 with three pairs of exchange rates, which are USD/TL, EURO/TL, and EUR/USD, as below:

$$(E(R_i) - R_f)_{it} = \beta_0 + \beta_1(E(R_m) - R_f)_{it} + \beta_2(USD/TRY)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$(E(R_i) - R_f)_{it} = \beta_0 + \beta_1(E(R_m) - R_f)_{it} + \beta_2(EURO/TRY)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$(E(R_i) - R_f)_{it} = \beta_0 + \beta_1(E(R_m) - R_f)_{it} + \beta_2(EURO/USD)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

where; $(E(R_i) - R_f)$: Excess return, $(E(R_m) - R_f)$: Market risk premium, USD/TRY: Exchange rate USD to TRY, EURO/TRY: Exchange rate EURO to TRY, EURO/USD: Exchange rate EURO to USD, ε_{it} = Residuals.

3.3. Empirical Results

Table 2 presents the descriptive statistics. The results regarding BIST-100 and BIST-30 for 10 years of data according to descriptive statistics, the significant difference in ranges between BIST-100 and BIST-30 implies that the two indices' excess returns have different levels of variability and dispersion. BIST-100, as a broader market index, has a wider range, meaning higher variability in excess returns than the more targeted BIST-30. The exchange rate variables USD/TL and EUR/TL show high fluctuations, while EUR/USD shows more stability. Investors and analysts can look at the range to determine the degree of return dispersion roughly, which can help them understand and manage the risks associated with various market indices.

According to previous research, Byrne (2013) and Hair et al. (2010) discussed that data is normally distributed if kurtosis is between 7 and +7 and skewness is between 2 and +2. Our data is within the range of skewness and kurtosis as described above by Byrne (2013) and Hair et al. (2010), so we can say that all data are normally distributed.

Table 3 and Table 4 present pooled ordinary least squares (Pooled OLS) estimation results for the BIST-30 index and the BIST-100 index, respectively. The baseline Model (Model 1) has a single explanatory variable, the market risk premium, and a single dependent variable, the excess return. Models 2 - 4 introduce single control variables to baseline Model 1, which are i) the exchange rate between USD (U.S. Dollars) and TRY (Turkish Lira) for Model 2, ii) the exchange rate between the EURO and the TRY for Model 3, and iii) the EURO-USD exchange rate for Model 3, respectively.

Table 2. Descriptive Statistics

Descriptive Analysis	BIST-100 (Excess Return)	BIST-100 (Rm-Rf)	BIST-30 (Excess Return)	BIST-30 (Rm-Rf)	USD/ TRY	EUR/ TRY	EUR/ USD
Mean	-0.039	-0.038	-0.039	-0.039	2.654	3.204	1.238
Standard Deviation	0.030	0.026	0.031	0.026	1.127	1.186	0.112
Sample Variance	0.001	0.001	0.001	0.001	1.271	1.406	0.012
Kurtosis	6.394	2.752	3.341	3.292	1.076	1.886	-1.271
Skewness	-0.507	-0.555	-0.367	-0.940	1.240	1.496	0.021
Range	1.016	0.283	0.453	0.315	5.491	5.939	0.449
Minimum	-0.787	-0.182	-0.243	-0.248	1.388	1.894	1.039
Maximum	0.228	0.101	0.211	0.068	6.880	7.833	1.487
No. of Observations	172 292	172 292	63 476	63 476	2 267	2 267	2 267

Table 3 presents Pooled OLS estimation results for BIST-30. In Baseline Model 1, coefficient of market risk premium is statistically significant at the 1% confidence level, and it is negative, suggesting that there is a negative association between the risk premium and the excess return for the period of analysis. In Models 2-3, coefficients of market risk premium are also statistically significant at the 1% confidence level, with a negative sign. In Model 4, coefficient is also negative, however not statistically significant. Note that coefficient values increase when we incorporate exchange rate to the model.

Table 3. Pooled OLS Estimation Results for BIST-30

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
E(Rm)-Rf	-0.046*** (0.000)	-0.737*** (0.000)	-0.7609*** (0.000)	-0.1835 (0.234)
USD/TRY		-0.026*** (0.000)		
EURO/TRY			-0.025*** (0.000)	
EURO/USD				0.099*** (0.000)
Constant	-0.039*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	0.015*** (0.000)	-0.168** (0.033)
Adjusted R-squared	0.152	0.521	0.536	0.108
No. of Observations	63 476	63 476	63 476	63 476

Notes: *, **, and *** represent significance at 10%, 5%, and 1% levels, respectively. Probabilities are given in parentheses. Baseline Model 1 has a single explanatory variable, the market risk premium, and a single dependent variable, the excess return. Models 2 - 4 introduce single control variables to baseline Model 1, which are i) the exchange rate between USD and TRY for Model 2, ii) the exchange rate between the EURO and the TRY for Model 3, and iii) the EURO-USD exchange rate for Model 3, respectively.

Negative sign of market risk premiums can be associated with the effects of exchange rates, as well as other country-specific macroeconomic circumstances during the analysis period. The effect of these factors is also evident in the goodness of fit level of adjusted R-squared statistics. In the baseline CAPM model for BIST-30, this statistic is 15 percent, while it is approximately 53 percent after including exchange rate variables in Models 2-3, which demonstrates that exchange rates play a substantial role in the BIST-30. The effects of USD/TRY and EUR/TRY on BIST-30 index return is expected because the top 30 index companies are mostly in the manufacturing, financial institutions, petroleum refinery, and technology sectors, which are highly affected by exchange rates. According to the statistics provided by TUIK (Turkish Statistical Institute) and OEC (Observatory of Economic Complexity), the highest-level import of Turkey is from scrap iron, which is an essential element of manufacturing. Banks are also highly affected by exchange rate fluctuations because their reserves depend on the exchange rates. Refined gasoline is one of the biggest imports in the energy sector. Overall, since Turkey exports raw materials at low prices and buys them back in the form of finished products at higher prices, almost all sector trade balances are negative, and sector BIST-30 index responds to the exchange rate accordingly as expected in all of the three models.

In sum, our findings from Table 3 suggest three results. First, since CAPM variables are significant in Baseline Model 1, therefore it is a valid asset pricing model in BIST-30. Similar results were found in the previous empirical literature (see, Karacabey and Karatepe, 2004; Gökğöz, 2007; Erdiñç, 2017; Aliyev and Soltanli, 2018; Kaya, 2021, among others). Second, when we incorporate exchange rates in Models 2 and 3, we find that ICAPM variables are significant, therefore it is also a valid model in BIST-30. Third, when we compare the two models, we observe a gradual increase in the goodness of fit levels, implying that ICAPM explains far more than CAPM for BIST-30. This result is consistent with the results of studies that focus on capital markets in developed economies (see, Dumas and Solnik, 1993; Schramm and Wang, 1999; Ng, 2004; Knudsen 2009, among others).

Table 4 presents Pooled OLS estimation results for BIST-100. In all models of BIST-100, the risk premium coefficient is statistically significant at the 1% level of confidence level. In the baseline Model 1 and Model 4, the coefficients for the market risk premium are positive, whereas they are negative in Models 2 and 3. When we compare the baseline CAPM for BIST-30 and BIST-100, we observe that unlike for BIST-30, the coefficient for the market risk premium in the baseline CAPM (Model 1) is positive for BIST-100. In addition, the explanatory power of the baseline CAPM is also higher in BIST-100, when compared with as of BIST-30. These differences in two aspects can be attributed to BIST-100 being more inclusive, and also better diversified, as compared to BIST-30.

Table 4. Pooled OLS Estimation Results for BIST-100

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
E(Rm)-Rf	0.829*** (0.000)	-0.713*** (0.000)	-0.710*** (0.000)	0.806*** (0.000)
USD/TRY		-0.026*** (0.000)		
EURO/TRY			-0.025*** (0.000)	
EURO/USD				0.099*** (0.000)
Constant	-0.039*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	0.015*** (0.000)	-0.168** (0.033)
Adjusted R-squared	0.530	0.545	0.545	0.533
No. of Observations	172 292	172 292	172 292	172 292

Notes: *, **, and *** represent significance at 10%, 5%, and 1% levels, respectively. Probabilities are given in parentheses. Baseline Model 1 has a single explanatory variable, the market risk premium, and a single dependent variable, the excess return. Models 2 - 4 introduce single control variables to baseline Model 1, which are i) the exchange rate between USD and TRY for Model 2, ii) the exchange rate between the EURO and the TRY for Model 3, and iii) the EURO-USD exchange rate for Model 3, respectively.

Our findings from Table 4 for BIST-100 suggest similar results from Table 3 for BIST-30, despite the differences in coefficients' signs. First, we conclude that both CAPM and ICAPM are valid in BIST-100. Second, when we compare the two models, we observe a slight increase in the goodness of fit levels, implying that ICAPM explains more than CAPM for BIST-100, although the difference is not as much as BIST-30. It is likely that a big part of this sensitivity to exchange rates comes from BIST-30 companies since BIST-100 includes BIST-30. Moreover, some of the sectors in BIST-100 such as food & beverages, travel & logistics, and textiles are crucial sectors in terms of performing well in times of high volatility in exchange rates.² With the support of these sectors, the BIST-100 index does not show as much sensitivity as BIST-30, which is observed in Models 2, 3, and 4.

² Companies in BIST-100 index are mostly in the industries of manufacturing, financial institutions, petroleum refinery, travel & logistics, food & beverages, textiles & fabrics, and technology. According to the statistics provided by Observatory of Economic Complexity (OEC) and the World Integrated Trade Solution (WITS), In Turkey the largest export sector is textiles and apparel (\$27 million), which is almost three times higher than imports (\$9 million). Food and products are worth \$8 million, almost double imports (\$4 million). The livestock sector is almost three times as large (\$2.4 million) as imports (\$0.8 million). Except for these sectors, all sectors have almost zero trade balance or a strongly negative trade balance.

All in all, the findings shed light on the application of CAPM and ICAPM in the Turkish stock market, as well as their respective explanatory powers. First, we find that the CAPM and the ICAPM is both valid in BIST-30 and BIST-100 indices of ISE. Second, we find that the explanatory power of ICAPM is far more than the CAPM in BIST-30, suggesting that BIST-30 companies are highly sensitive to exchange rates. However, for BIST-100, we don't find as much difference, other than slightly higher value of adjusted R-squared after adding exchange rates to the baseline model. The goodness of fit level in the CAPM model for BIST-30 is 15 percent. The ICAPM model, on the other hand, describes the model with a goodness of fit level of around 53 percent after including exchange rate variables, demonstrating that exchange rates play a substantial role in the BIST-30. On the other hand, according to the CAPM model for BIST-100, the market risk premium can account for about 53 percent of the variation in stock return. While the ICAPM is used to demonstrate the model that an exchange rate with excess return is explaining a little bit more than a standard CAPM (with an R-square value of around 54.5 percent). These findings implies that explanatory power of CAPM and ICAPM are similar in BIST-100, suggesting that these companies have a lower sensitivity to exchange rates. A possible explanation of the significant role of exchange rate comes from trade facts.³

4. Concluding Remarks

Current debates and verifications regarding the validity of CAPM and ICAPM in emerging market stock exchanges remain inconclusive. To contribute to this strand of empirical literature, this study aims to answer the following research question: Are CAPM and ICAPM valid in the Istanbul Stock Exchange (ISE)? Moreover, this paper also compares the explanatory powers of the two models. To make such an analysis, we use an unbalanced panel of 28 companies' daily stock returns in the BIST-30 index and 76 companies in the BIST-100 index, from March 2010 to February 2019.

This study contributes to the literature by shedding light on the usefulness of both models in the context of the Turkish capital market for the analysis period. Various empirical research gives opposing evidence and viewpoints on the validity of the CAPM in different markets of ISE. Some research supports the validity of CAPM, while others argue against it. Additionally, the number of studies about the validity of ICAPM in ISE is limited. This study attempts to contribute to filling this gap by investigating the application of CAPM in the Turkish stock market and comparing it to ICAPM. In sum, the two primary focuses of this study are to find: i) whether the two models are valid in ISE, ii) which model is better suited, by comparing the relevance of the two.

The findings of this study show that both linear CAPM and linear ICAPM models are valid in both BIST-100 and BIST-30. Moreover, ICAPM outperforms CAPM in explaining the stock returns for both indices. This outperforming is especially more pronounced for BIST-30 than BIST-100. In conclusion, both models are applicable for the exercises of forecasting stock returns.

³ Turkish industry exports raw materials at low prices and purchases them back as finished goods at higher prices. As a result, the trade balance is negative for the BIST-30 (Turkey (TUR) Exports, Imports, and Trade Partners | OECworld, 2020). Because it relies heavily on imports for exports, exchange rates have a significant impact on it. Whereas BIST-100 is less sensitive to the exchange rate fluctuations as compared to BIST-30. The food and the textile industries being the biggest exports of Turkey (Turkey Trade Balance, Exports, Imports by Country, and Region 2020 | WITS Data, 2023), helps to balance imports and exports.

However, it would be better to use the ICAPM model rather than the CAPM model for both indices since the ICAPM model more adequately explains the overall model for BIST-30 and BIST-100, when compared to CAPM. Especially for BIST-30, ICAPM's greater explanatory power suggests that the exchange rate is an important component in the Turkish market. Furthermore, it is undisputed that exchange rates have an essential influence on the capital markets of other emerging markets, too.

Based on these findings and facts, we suggest that investors may mitigate the risk by prioritizing BIST-100 over BIST-30 when constructing their portfolios to reduce the risk of fluctuating exchange rates in Turkey since exchange rate-related diversification is greater in BIST-100. The BIST-30 index is heavily dependent on imports, which explains why the exchange rate has such a larger impact, while the BIST -100 index is less dependent on imports because the food & beverages, travel & logistics, and textile industries help balance imports and exports.

The ICAPM's importance in the Turkish market emphasizes the importance of considering local and global economic issues, notably exchange rates when examining investment opportunities and risk exposures. This has ramifications for investors, policymakers, and financial analysts, stressing the Turkish market's interconnection with global economic dynamics and the significance of incorporating these elements into investment decision-making processes. Based on our findings, our recommendation for investor protection policies to consider the significant role of exchange rates in the construction of asset prices. Specifically, policy instruments to improve the context for hedging opportunities would be of crucial importance. This way, investors' confidence in Turkish capital markets would also increase. This increase in investor confidence will contribute to a healthier development of the relationship between risk and expected return and will ensure a healthier balance of financial asset prices in the market. The widespread effect of this will be to contribute to the development of capital markets.

The models utilized in this study have limitations that are dependent on how effective the capital market is (see, Megginson, 1997; Foerster and Sapp, 2005; Brealey et al., 2014, among others), which can be described as follows. CAPM assumes that financial markets are efficient, meaning that all applicable information is contained in the prices of securities. In this context, earning abnormal returns consistently using publicly available information is not possible. If markets were inefficient, and if some investors had access to privileged information, then the returns from securities would not be solely dependent on their systematic risk as CAPM assumes. Moreover, while coping with risk management measures in the stock market, the possibility of an asymmetric benefit-loss relationship with future returns must be considered. Substantial certainty-equivalent gains are produced through return asymmetries, which boost the weight of emerging countries to roughly 30%. Investing in emerging markets appears to be about having a bigger anticipation of the upside than the downside (Ghysels et al., 2016). The findings of the study have implications for investors and policymakers, providing insights into the reliability of widely used asset pricing models, particularly in emerging countries such as Turkey. Recognizing constraints can help practitioners refine investment strategies and enlighten policymakers about the importance of complex risk management approaches in the dynamic landscape of developing market economies.

Future research for a better understanding of the CAPM and the ICAPM may be achieved by incorporating global and domestic macroeconomic factors in the analysis, which may provide a more accurate assessment, or by exploring the role of across different asset classes to understand

models’ applicability to each class. Furthermore, investigating the relevance of these models across different asset classes, including the addition of variables such as Environmental, Social, and Governance (ESG) criteria, could provide a more thorough knowledge of their application in multiple market segments. Finally, the study may also be expanded by considering local characteristics such as country risk and oil price risk exposures, emphasizing their importance in understanding the shifting dynamics of the Turkish capital market and also potentially other emerging markets.

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.

Researchers’ Contribution Rate Statement

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

Declaration of Researchers’ Conflict of Interest

There are no potential conflicts of interest in this study.

Acknowledgment

We thank editor, Ersan Ersoy, for his valuable contributions and support in completing this study.

References

- Acheampong, P. and Agalega, E. (2013). Does the capital assets pricing model (CAPM) predict stock market returns in Ghana? Evidence from selected stocks on the Ghana stock exchange. *Research Journal of Finance and Accounting*, 4(9), 27-35. Retrieved from <https://www.iiste.org/Journals/index.php/RJFA/>
- Al Refai, H. (2009). *Empirical test of the relationship between risk and returns in Jordan capital market* (SSRN Working Paper No. 1443367). Retrieved from <https://papers.ssrn.com/>
- Aliyev, D. and Soltanli, A. (2018). Empirical test of capital asset pricing model on selected banking shares from Borsa Istanbul. *Academic Journal of Economic Studies*, 4(1), 74-81. Retrieved from <https://www.ceeol.com/>
- Arda, A., Saldanli, A. and Uzun, S. (2023). Validity of asset pricing models in Istanbul stock exchange (ISE) information technology index. *Theoretical and Applied Economics*, 1(634), 115-136. Retrieved from <https://ideas.repec.org/>
- Bianconi, M., MacLachlan, S. and Sammon, M. (2015). Implied volatility and the risk-free rate of return in options markets. *The North American Journal of Economics and Finance*, 31, 1-26. <http://dx.doi.org/10.1016/j.najef.2014.10.003>
- Brealey, R.A., Myers, S.C., Allen, F. and Krishnan, V.S. (2006). *Corporate finance* (Vol. 8). Boston: McGraw-Hill/Irwin.
- Byrne, B.M. (2013). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. New York: Routledge.
- Choudhary, K. and Choudhary, S. (2010). Testing capital asset pricing model: Empirical evidences from Indian equity market. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 3(6), 127-138. Retrieved from <https://www.ejbe.org/index.php/EJBE/>
- Demircioglu, E. (2015). Testing of capital assets pricing model (CAPM) in cement sector & power generation and distribution sector in Turkey. *International Journal of Advanced Multidisciplinary Research and Review*, 3(4), 1-25. Retrieved from <https://mpr.ub.uni-muenchen.de>
- Dumas, B. and Solnik, B. (1993). The world price of foreign exchange risk. *The Journal of Finance*, 50(2), 445-479. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb04791.x>
- Eraslan, V. (2013). Fama and French three-factor model: Evidence from Istanbul stock exchange. *Business and Economics Research Journal*, 4(2), 11-22. Retrieved from <https://www.berjournal.com>
- Erdinç, Y. (2017). Comparison of CAPM, three-factor Fama-French model and five-factor Fama-French model for the Turkish stock market. In G. Kucukkocaoglu and S. Gokten (Eds.), *Financial management from an emerging market perspective* (pp 69-92). London: Intechopen.
- Fearnley, T.A. (2002). *Estimation of an international capital asset pricing model with stocks and government bonds* (SSRN Working Paper No. 477465). Retrieved from <https://papers.ssrn.com/>
- Ferreira, J.C. and Monte, A.P. (2015). *Empirical test to single and multifactor model of CAPM in the Portuguese stock exchange*. Paper presented at the XIX Congreso Internacional de Investigación en Ciencias Administrativas. Universidad Juarez del Estado de Durango, Mexico. Retrieved from <https://bibliotecadigital.ipb.pt/handle/10198/16962>
- Fletcher, J. (2000). On the conditional relationship between beta and return in international stock returns. *International Review of Financial Analysis*, 9(3), 235-245. [https://doi.org/10.1016/S1057-5219\(00\)00030-2](https://doi.org/10.1016/S1057-5219(00)00030-2)
- Foerster, S.R. and Sapp, S.G. (2005). Valuation of financial versus non-financial firms: A global perspective. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 15(1), 1-20. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2004.01.003>
- Fraser, P., Hamelink, F., Hoesli, M. and Macgregor, B. (2004). Time-varying betas and the cross-sectional return-risk relation: Evidence from the UK. *The European Journal of Finance*, 10(4), 255-276. <https://doi.org/10.1080/13518470110053407>

- Ghysels, E., Plazzi, A. and Valkanov, R. (2016). Why invest in emerging markets? The role of conditional return asymmetry. *The Journal of Finance*, 71(5), 2145-2192. <https://doi.org/10.1111/jofi.12420>
- Gökgöz, F. (2007). Testing the asset pricing models in Turkish stock markets: CAPM vs three factor model. *International Journal of Economic Perspectives*, 1(2), 103-117. Retrieved from <https://search.ebscohost.com/>
- Güler, A., İlhan, Ç., Bilal, Z. and Serkan, K. (2018). A comparison of the performance of Fama-French multifactor asset pricing models: An application on Borsa Istanbul. *Istanbul Business Research*, 47(2), 183-207. doi: 10.26650/ibr.2018.47.02.0026
- Gürsoy, C.T. and Rejepova, G. (2007). Test of capital asset pricing model in Turkey. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 8(1), 47-58. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/doujournal>
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J. and Anderson, R.E. (2010). *Canonical correlation: A supplement to multivariate data analysis. Multivariate data analysis: A global perspective*. USA: Pearson Prentice Hall Publishing.
- He, X., Gokmenoglu, K.K., Kirikkaleli, D. and Rizvi, S.K.A. (2021). Co-movement of foreign exchange rate returns and stock market returns in an emerging market: Evidence from the wavelet coherence approach. *International Journal of Finance & Economics*, 28(2), 1994-2005. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2522>
- Kara, E. (2016). Testing Fama and French's three-factor asset pricing model: Evidence from Borsa Istanbul. *Çankırı Karatekin University Journal of the Faculty of Economics and Administrative Sciences*, 6(1), 257-272. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ckuiibfd>
- Karacabey, A.A. and Karatepe, Y. (2004). Beta and returns: Istanbul stock exchange evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 1(3), 86-89. Retrieved from <http://www.irbis-nbu.gov.ua/>
- Kassouri, Y. and Altıntaş, H. (2020). Threshold cointegration, nonlinearity, and frequency domain causality relationship between stock price and Turkish Lira. *Research in International Business and Finance*, 52, 101097. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.101097>
- Kaya, E. (2021). Relative performances of asset pricing models for BIST 100 Index. *Spanish Journal of Finance and Accounting/Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 50(3), 280-301. <https://doi.org/10.1080/02102412.2020.1801169>
- Knudsen, J. (2009). *Testing the developed world: Global CAPM vs. local CAPM* (Unpublished doctoral dissertation). Norges Handelshøyskole, Bergen, Norway.
- Maeda, B.A. (2016). An empirical review of asset pricing models for the Japanese share market. *International Journal of Economics and Finance*, 8(11), 155-158. <https://doi.org/10.5539/ijef.v8n11p155>
- Markowitz, W. (1959). *Variations in rotation of the earth, results obtained with the dual-rate moon camera and photographic zenith tubes*. Paper presented at the International Astronomical Union Symposium. Lancaster, England. <https://doi.org/10.1017/S0074180900104164>
- Markowski, L. (2020). Further evidence on the validity of CAPM: The Warsaw stock exchange application. *Journal of Economics and Management*, 39(1), 82-104. <https://doi.org/10.22367/jem.2020.39.05>
- Meggison, W.L. (1997). *Corporate finance theory*. Boston: Addison-Wesley.
- Michailidis, G., Tsopoglou, S. and Papanastasiou, D. (2006). Testing the capital asset pricing model (CAPM): The case of the emerging Greek securities market. *International Research Journal of Finance and Economics*, 4, 78-82. Retrieved from <http://www.eurojournals.com/finance.htm>
- Minović, J. and Živković, B. (2010). Open issues in testing liquidity in frontier financial markets: The case of Serbia. *Economic Annals*, 55(185), 33-62. <https://doi.org/10.2298/EKA1085033M>
- Ng, D.T. (2004). The international CAPM when expected returns are time-varying. *Journal of International Money and Finance*, 23(2), 189-230. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2003.12.001>
- Nhu, N., Ulku, N. and Zhang, J. (2015). *The Fama-French five factor model: Evidence from Vietnam* (New Zealand Finance Colloquium Working Paper No. 49). Retrieved from <https://nzfc.ac.nz/archives/2016/papers/updated/49.pdf>

- Oecworld. (2020). *Turkey (TUR) exports, imports, and trade partners* [Dataset]. Retrieved from <https://oec.world/en/profile/country/tur>
- Offiong, A.I., Riman, H.B., Mboto, H.W., Eyo, E.I. and Punah, D.G. (2020). Capital asset pricing model (CAPM) and the Douala Stock Exchange. *International Journal of Financial Research*, 11(5), 191-198. <https://doi.org/10.5430/ijfr.v11n5p191>
- Perković, A. (2011). Research of beta as adequate risk measure-is beta still alive? *Croatian Operational Research Review*, 2(1), 102-111. Retrieved from <https://hrcak.srce.hr/>
- Ratra, D. (2017). Application of capital asset pricing model in Indian stock market. *International Journal of Engineering and Management Research (IJEMR)*, 7(2), 1-7. Retrieved from <https://www.indianjournals.com/>
- Roll, R. (1977). A critique of the asset pricing theory's tests Part I: On past and potential testability of the theory. *Journal of Financial Economics*, 4(2), 129-176. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(77\)90009-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90009-5)
- Sahin, A., Dogukanli, H. and Sengül, S. (2016). The determinants of equity home bias in Turkey. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 72, 163–186. doi:10.25095/mufad.396730
- Schramm, R.M. and Wang, H.N. (1999). Measuring the cost of capital in an international CAPM framework. *Journal of Applied Corporate Finance*, 12(3), 63-72. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6622.1999.tb00031.x>
- Setyowati, A. (2010). *Capital asset pricing model (CAPM): The theory and evidence in Indonesia stock exchange (IDX) at the period of 2004-2009* (Unpublished doctoral dissertation). Sebelas Maret University, Java Tengah, Indonesia.
- Taha, A. and Tuna, G. (2023). Oil price and composite risk exposure within international capital asset pricing model: A case of Saudi Arabia and Turkey. *Energies*, 16(7), 3103. <https://doi.org/10.3390/en16073103>
- Theriou, N.G., Aggelidis, V.P., Maditinos, D.I. and Šević, Ž. (2010). Testing the relation between beta and returns in the Athens Stock Exchange. *Managerial Finance*, 36(12), 1043-1056. <https://doi.org/10.1108/03074351011088441>
- Trifan, A.L. (2009). Testing capital asset pricing model for Romanian capital market. *Annales Universitatis Apulensis: Series Oeconomica*, 11(1), 426. Retrieved from <http://oeconomica.uab.ro/upload/lucrari/>
- Verma, R. (2011). Testing forecasting power of the conditional relationship between beta and return. *The Journal of Risk Finance*, 12(1), 69-77. <https://doi.org/10.1108/15265941111100085>
- WITS Data. (2023). *Turkey trade balance, exports, imports by country and region 2020* [Dataset]. Retrieved from <https://wits.worldbank.org/CountryProfile/en/Country/TUR/Year/LTST/TradeFlow/EXPIMP>

CALENDAR ANOMALIES IN NFT COINS

NFT Paralarında Takvim Anomalileri

Zeliha CAN ERGÜN*

Abstract

This study examines the effect of day-of-the-week, month-of-the-year, and turn-of-the-month anomalies on NFT coins (Stacks, Tezos, and Decentraland) and Bitcoin. To this end, the generalized autoregressive conditional heteroscedasticity (GARCH) model was employed over the period 2019–2023. Based on the day-of-the-week anomaly results, Bitcoin has lower returns on Thursdays and Fridays, and Stacks has lower returns on Wednesdays. The remaining coins do not exhibit that anomaly. According to the month-of-the-year effect results, all evaluated coins generate abnormal returns in January. Moreover, positive returns are also reported in February for Tezos, Decentraland, and Bitcoin. Additionally, Bitcoin has positive returns in March as well. Furthermore, besides January, Stacks has significantly positive returns in April and May. Finally, the results of the turn-of-the-month anomaly suggest that only Stacks has statistically significant and positive returns on the last day of the month and the next three days. The remaining cryptocurrencies do not have such an anomaly. Overall, the findings of this study suggest the existence of calendar anomalies in the cryptocurrency market that contradict the assumptions of market efficiency. By using these outcomes, investors may develop trading strategies for their portfolio selection; hence, by taking advantage of the market, they could earn unusual profits.

Keywords:
Calendar Anomalies,
Efficient Markets,
Cryptocurrencies.

JEL Codes:
G14, G19,
G40, G41

Öz

Bu çalışma, haftanın günü, yılın ayı ve ayın dönüşü anomalilerinin NFT coinleri (Stacks, Tezos ve Decentraland) ve Bitcoin üzerindeki etkisini incelemektedir. Bu amaçla, 2019-2023 dönemi için genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) modeli kullanılmıştır. Haftanın günü anomalisi sonuçlarına göre, Bitcoin perşembe ve cuma günleri, Stacks ise çarşamba günleri daha düşük getiri sağlamaktadır. Diğer kripto paralarda bu anomali görülmemektedir. Yılın ayı etkisi sonuçlarına göre, değerlendirilen tüm kripto paralar ocak ayında anormal getiri sağlamaktadır. Ayrıca, Tezos, Decentraland ve Bitcoin için şubat ayında da pozitif getiriler rapor edilmiştir. Ek olarak, Bitcoin mart ayında da pozitif getiriye sahiptir. Ayrıca, ocak ayının yanı sıra, Stacks Nisan ve Mayıs aylarında önemli ölçüde pozitif getiriye sahiptir. Son olarak, ay dönüşü anomalisinin sonuçları, yalnızca Stacks'ın ayın son gününde ve sonraki üç günde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif getirilere sahip olduğunu göstermektedir. Geri kalan kripto para birimlerinde böyle bir anomali bulunmamaktadır. Genel olarak, bu çalışmanın bulguları kripto para piyasasında piyasa etkinliği varsayımlarını ihlal eden takvim anomalilerinin varlığına işaret etmektedir. Yatırımcılar bu sonuçları kullanarak portföy seçimleri için alım satım stratejileri geliştirebilir; dolayısıyla piyasadaki faydalanarak olağandışı kârlar elde edebilirler.

Anahtar Kelimeler:
Takvim Anomalileri,
Etkin Piyasalar,
Kripto Paralar.

JEL Kodları:
G14, G19,
G40, G41

* Assist. Prof. Dr., Aydın Adnan Menderes University, Faculty of Business, Aydın, Türkiye, zeliha.can@adu.edu.tr

Received Date (Makale Geliş Tarihi): 20.11.2023 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 13.03.2024

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



1. Introduction

Since the beginning of the 2000s, the rapid growth of cryptocurrencies has attracted the interest of numerous investors, scholars, media, and policymakers. Satoshi Nakamoto, an unidentified person, or entity founded Bitcoin (BTC) in 2009. After the development of BTC, around 4000 alternative cryptocurrencies evolved (Pintelas et al., 2020). Initially regarded only as a way to exchange money, cryptocurrencies are now considered enticing investment opportunities (Jay et al., 2020). Therefore, investors and academics have spent a great deal of time and attention figuring out whether cryptocurrency pricing and movements are predictable (Ergun and Karabiyik, 2021). Specifically, to better understand market efficiency, many academics studied whether calendar anomalies exist on cryptocurrency marketplaces.

Calendar anomalies contradict the findings of Fama’s (1970) Efficient Market Hypothesis (EMH) which states that all available information is reflected in the asset prices, hence it is not possible to earn abnormal profits by following the trend. Many studies, however, demonstrate that anomalies exist in most financial markets, and as a result, stock values tend to be systematically different at specific times, and investors may earn abnormal profits during these periods. The day-of-the-week (DoW), month-of-the-year (MoY), and the turn-of-the-month (ToM) are among the most popular calendar anomalies, which are also the focus of this study. According to the DoW anomaly, the returns varied substantially on certain days. For example, early studies indicated that returns are lower on Mondays than on other days (Cross, 1973), but more recent investigations found that this impact has vanished from the markets and that Mondays now have higher returns than other days (Qadan and Aharon, 2022). MoY anomaly reflects the abnormal returns in any month of the year compared to other months. For example, returns in January are typically higher than in other months, as Wachtel (1942) noted. The ToM anomaly, on the other hand, implies that there is an upward trend in average stock returns on the final trading day of the month and the following three trading days (Lakonishok and Smidt, 1988).

Although calendar anomalies have been thoroughly investigated in the literature for a variety of cryptocurrencies, the findings appear to be contradictory in terms of their presence, despite the fact that many results suggest that the market is not efficient. Furthermore, prior studies have primarily focused on BTC and other popular altcoins, but to the best of the author’s knowledge, calendar anomalies have not before been examined for non-fungible tokens (NFTs). NFTs are cryptographic assets with unique properties that cannot be substituted by another token, and each NFT has only one owner (Ante, 2022). In addition to the digital assets they sell, NFTs also have linked cryptocurrencies that are traded in the cryptocurrency market. They are exchanged in crypto marketplaces (such as Binance) like regular cryptocurrencies, and they influence determining the market value of their associated NFT projects (Gunay and Muhammed, 2022). Understanding the market efficiency of NFT coins is particularly important because they are a unique, relatively new, and growing market in comparison to traditional cryptocurrencies, so individual investors probably constitute the majority of the market who may lack the ability to prevent these calendar anomalies.

The purpose of this study is to investigate the impact of three selected anomalies on NFT coins, including DoW, MoY, and ToM effects. Stacks (STX), Tezos (XTZ), and Decentraland (MANA) are chosen to represent the NFT coin market based on market capitalization and available price history. BTC is included in the analysis to compare findings to the traditional cryptocurrency market. To this end, the generalized autoregressive conditional heteroscedasticity

(GARCH) model is applied as an econometric method, and the daily data spans the period 2019-2023. The contribution of this study is threefold. First, while prior studies examined several anomalies in traditional cryptocurrencies, none of them considered NFT coins, hence the current study will fill this gap. Second, because anomalies might disappear or reappear over time, the data may provide insight into whether the anomalies are still persistent for BTC returns in the recent timeframe. Third, the findings may provide useful information concerning cryptocurrency hedging strategies and portfolio selections.

In the following parts, first, the literature will be summarized; second, the data and methodology will be explained; third, the empirical results will be discussed; and finally, the paper will be concluded with discussion, suggestions for future research, and policy implications.

2. Literature Review

Although seasonal/calendar anomalies are widely researched for stock markets (i.e., Cross, 1973; Barone, 1990; Ariss et al., 2011; Cilingirturk et al., 2020; Ozic, 2023), the studies that focused on the cryptocurrency market are relatively brand new and still need more examination. Table 1 summarizes the studies chronologically that investigated the effect of several anomalies on the cryptocurrency market. While the DoW effect is the most studied anomaly in the analysis, BTC, which has the biggest market capitalization, is the most examined cryptocurrency. The earliest study that analyzed the DoW effect on BTC returns was conducted by Kurihara and Fukushima (2017) for the time frame 2010-2016. They divided the period into two subperiods and found that while the anomaly occurs on weekends in the first subperiod, it tends to disappear in the second. Aharon and Qadan (2019) and Ma and Tanizaki (2019) examined the DoW effect on BTC return and volatility for the period 2010-2017 and 2013-2018, respectively. Aharon and Qadan (2019) found that on Mondays BTC returns and volatility tend to be higher. Additionally, Ma and Tanizaki (2019) concluded that BTC volatility is higher not only on Mondays but also on Thursdays. Mbanga (2019), on the other hand, studied whether the BTC price clustering resulted from the DoW effect, and found that prices cluster mostly on Fridays.

Some studies included other altcoins besides BTC in their analyses to measure the DoW effect. Dorfleitner and Lung (2018) investigated eight cryptocurrencies and found significantly negative returns on Sundays. On the other hand, Caporale and Plastun (2019) stated that among the four cryptocurrencies they analyzed, only BTC showed the DoW anomaly on Mondays. Yaya and Ogbonna (2019) examined thirteen cryptocurrencies and concluded that none of their returns are affected by the DoW anomaly, but the volatility of BTC is different on Mondays and Fridays. Tosunoglu et al. (2023) employed an artificial neural networks (ANN) algorithm to explore the DoW impacts on BTC, Ethereum, and Cardano and observed that only BTC exhibited it. Lastly, Verma et al. (2023) investigated the effect of DoW on six cryptocurrencies and did not find any statistically significant results. Although the results between the studies differ according to the econometric model used and the period considered, it is generally found that BTC shows a DoW effect, especially on Mondays.

Table 1. Literature Summary

Author(s)	Anomalies	Cryptocurrencies	Methodology	Period
Kurihara and Fukushima (2017)	DoW	BTC	OLS & RLS	2010-2016
Eyuboglu (2018)	DoW, MoY	BTC, Litecoin	GARCH	2013-2017
Dorflleitner and Lung (2018)	DoW	BTC, Litecoin, Dash, Ether, Ripple, Monero, Stellar Lumens, Nem	EGARCH	2015-2018
Aharon and Qadan (2019)	DoW	BTC	OLS & GARCH	2010-2017
Baur et al. (2019)	DoW, Time-of-the-day, MoY	BTC	Heatmaps	2011-2017
Caporale and Plastun (2019)	DoW	BTC, Litecoin, Ripple, Dash	t-test, ANOVA, Kruskal-Wallis, OLS	2013-2017
Cimen (2019)	Day-of-the-month, ToM	BTC, Litecoin, CCI30	GARCH	2015-2019
Fraz et al. (2019)	DoW, MoY	BTC	OLS	2013-2017
Kaiser (2019)	Monday and weekend, January, Halloween	BTC, Bitcoin Cash, Cardano, DASH, Ethereum, IOTA, Litecoin, NEO, Ripple, Stellar	OLS & GARCH	2013-2018
Ma and Tanizaki (2019)	DoW	BTC	Stochastic Volatility & OLS	2013-2018
Mbanga (2019)	DoW	BTC	M-Values	2011-2018
Yaya and Ogbonna (2019)	DoW	BTC, Dash, Digibyte, Doge, Ethereum, Litecoin, Maidsafecoin, Monero, Nem, Ripple, Stellar, Verge, Vertcoin	Fractional Integration Regression	2015-2019
Susana et al. (2020)	Day-of-the-month, ToM, End-of-the-year	BTC, Ethereum, Tether, XRP, Bitcoin Cash	GARCH	2017-2020
Dumrongwong (2021)	Monday, January, Halloween	BTC, Ethereum, Ripple, Tether, Litecoin	GARCH with quasi-maximum likelihood (QML)	2010-2020
Kinateder and Papavassiliou (2021)	DoW, MoY, Halloween	BTC	GJR-GARCH	2013-2019
Khuntia and Pattanayak (2021)	ToM, Monday, January, Weekend	BTC, Ripple, Litecoin, Monero, Dash, Dogecoin, Bitshares, Verge, Bytecoin	GARCH & Kruskal–Wallis	2014-2019
Kumar (2022)	ToM	BTC, Ethereum, Litecoin	OLS & GARCH	2015-2021
Lopez-Martin (2022a)	Ramadan	BTC, Ethereum, Ripple, Stellar, Litecoin, Binance Coin	EGARCH & GJR-GARCH	2012/8-2021

Table 1. Continued

Lopez-Martin (2022b)	DoW, MoY	BTC, Ethereum, Ripple, Monero, EOS, Bitcoin Cash, BinanceCoin, Litecoin, Stellar, Dash, Zcash	OLS, ANOVA & Friedman Tests	2012/7-2020
Ossola (2022)	Weekend, Weekly, MoY, Halloween	Cardano, Binance Coin, BTC, Pancake Swap Coin, Dogecoin, Polkadot, Ethereum, Litecoin, Terra Classic, Polygon, Shiba Inu, Solana, Uniswap, Monero, Ripple	OLS	2013/7-2022
Qadan et al. (2022)	DoW, Fourth and fifth Monday of the month, Friday the 13 th , Halloween, October, ToM, Week-of-the-year, Within the month, intra-quarter, SAD, Lunar cycle, Holiday	BTC, Ethereum, Litecoin, Ripple, Dash, Monero, Nem, Ethereum Classic	OLS	2011/6-2020
Almosfi (2023)	January, Halloween, Second quarter, Monday	CCI30, BTC, Ethereum, XRP, Litecoin, Stellar	OLS, CAPM, Fama-French's three factors & Carhart's Four factors	2015-2020
Ergun (2023)	SAD	Cardano, Tron, Stellar	OLS	2018-2023
İmre Bıyıklı and Özaydın (2023)	DoW, MoY, ToM, New Year, End-of-the-year	BTC_Cash, Binance Coin, BTC, Cardano, Ethereum, ChainLink, Litecoin, Theta, XRP	GARCH	2018-2021
Kahraman (2023)	DoW, MoY, Time-of-the-day	BTC, Ethereum	GARCH, EGARCH, TGARCH	2015/7-2022
Naz et al. (2023)	DoW, January	BTC, Dash, Ethereum, Litecoin, Ripple	MGARCH	2015-2020
Tosunođlu et al. (2023)	DoW	BTC, Ethereum, Cardano	ANN	2018-2022
Vasileiou (2023)	ToM	BTC, Ethereum	EGARCH	2017-2021
Verma et al. (2023)	DoW	BTC, Ethereum, Ripple, Litecoin, Stellar, Tether	Bar Graph, Heat map, Student's t-test, ANOVA, OLS & Kruskal-Wallis	2015-2019

The second most examined calendar anomaly is the MoY effect, and studies commonly investigated this anomaly together with the DoW effect. Eyuboglu (2018) analyzed the effects of DoW and MoY on BTC and Litecoin returns. The results indicate that BTC returns are higher on Mondays, Tuesdays, and Fridays; and Litecoin returns are lower on Saturdays. Among the months, in February, October, and November BTC returns tend to be positive; and in August Litecoin returns tend to be negative. Fraz et al. (2019) examined only BTC and similar to the prior studies they found that on Mondays and in November the returns are significantly different. Moreover, Lopez-Martin (2022b) investigated eleven cryptocurrencies and concluded that DoW and MoY effects are present especially on Thursdays and in November, respectively. In addition to the DoW and MoY effects on BTC returns, Baur et al. (2019) incorporated the time-of-day effect in their research and concluded that these anomalies are not long-lasting. Similarly, Kahraman (2023) examined the DoW, MoY, and time-of-the-day effects on BTC and Ethereum and found the existence of calendar anomalies in the cryptocurrency market.

Furthermore, several studies focused on specific days (Mondays, weekends), months (January), and holidays (Halloween, Ramadan) in their research. Kaiser (2019) examined Monday, weekend, January, and Halloween effects on returns, trading volume, volatility, and spreads of ten cryptocurrencies. Trading volume, volatility, and spreads are found to be lower in January, on weekends, and throughout the summer. Similarly, Dumrongwong (2021) analyzed the effects of Monday, January, and Halloween on five cryptocurrencies. Abnormal returns are observed in January for Ethereum, and on Mondays for Litecoin. Kinateder and Papavassiliou (2021) considered the Halloween effect together with the DoW and MoY effects for BTC returns and volatility. The results indicate that the volatility is lower on weekends and in September, and there is also a reverse January effect. Ossola (2022), on the other hand, investigated weekend, weekly, monthly, and Halloween effects for fifteen cryptocurrencies. While significant Monday, Thursday, and Friday impacts are found, the Monday effect appears to be more prevalent in the last week of the month, while the Friday effect appears to be more prevalent in the second week of the month. Furthermore, there are February, April, and May impacts, which are congruent with the holiday and Halloween effects (Ossola, 2022). Almosfi (2023) analyzed the January, Halloween, Monday, and additionally, second-quarter effects for five cryptocurrencies and cryptocurrency index (CCI30), and the findings show the January effect only for Ethereum. Naz et al. (2023) also investigated the DoW and January effects for five cryptocurrencies and found that positive abnormal returns are present on Mondays and in December. Moreover, İmre Bıyıklı and Özaydın (2023) investigated the DoW, MoY, ToM, New Year and end-of-the-year effects on nine cryptocurrencies and concluded that calendar anomalies are present in the cryptocurrency market.

Moreover, the ToM and day-of-the-month impacts are among the most commonly studied calendar anomalies. Cimen (2019) examined these anomalies for BTC, Litecoin, and CCI30, and found a statistically significant ToM effect for CCI30 and Litecoin. Similarly, Susana et al. (2020) analyzed the ToM effect together with DoW and year-end effects for five cryptocurrencies. According to the results, on Thursdays, in March and April, and at the turn of the year abnormal returns are observed. Khuntia and Pattanayak (2021) studied ToM, Monday, January, and weekend effects for nine cryptocurrencies, and stated that these calendar anomalies vary across time. Moreover, İmre Bıyıklı and Özaydın (2023) investigated the DoW, MoY, ToM, New Year and end-of-the-year effects on nine cryptocurrencies and concluded that calendar anomalies are present in the cryptocurrency market. Kumar (2022) investigated the impact of ToM on BTC,

Ethereum, and Litecoin, and found positive returns during the ToM. Also, Vasileiou (2023) investigated and proved the existence of ToM anomaly for BTC and Ethereum. Additionally, apart from prior research, Ergun (2023) analyzed the seasonal affective disorder (SAD) effect on three selected green cryptocurrencies but found no impact. Finally, Qadan et al. (2022) conducted a comprehensive study including several anomalies and investigated the effects of these selected anomalies on eight cryptocurrencies. They concluded that anomalies detected in BTC do not apply to other cryptocurrencies, and vice versa. However, the results suggest that the within-the-month effect is present in all analyzed cryptocurrencies.

3. Data and Methodology

In addition to the digital assets they offer, NFTs have associated coins and tokens that are traded on the cryptocurrency market. Based on their market capitalization as of 17 October 2023, Table 2 presents the top ten listed NFT coins, and their date of establishment¹. Three cryptocurrencies are chosen for examination based on their trading history and market capitalization: STX, XTZ, and MANA. Additionally, BTC is used to represent the overall market and to revisit each anomaly for the current period.

The data period, which is roughly 4 years, spans the period from October 30, 2019, to October 19, 2023. The longest period that is available has been considered to generate more satisfying results, and the cryptocurrencies that have less than four years of trading history are excluded from the analysis. The daily closing USD prices of the selected cryptocurrencies are obtained from <https://finance.yahoo.com/>. Since the cryptocurrency market is operating 24/7, the coinmarketcap website identifies the opening and closing times as 12:00 AM (00:00) and 11:59 PM (23:59) UTC, respectively.

Table 2. Top Listed NFT Coins

Rank	Name	Start Date
1	Internet Computer (ICP)	10.05.2021
2	Render (RNDR)	11.06.2020
3	Stacks (STX)	29.10.2019
4	Immutable (IMX)	06.11.2021
5	Axie Infinity (AXS)	04.11.2020
6	The Sandbox (SAND)	14.08.2020
7	Tezos (XTZ)	09.11.2017
8	Decentraland (MANA)	09.11.2017
9	Theta Network (THETA)	17.01.2018
10	Flow (FLOW)	29.01.2021

The following Equation (1) calculates the natural logarithmic returns of each cryptocurrency I on trading day t ($r_{I,t}$) where $p_{I,t}$, and $p_{I,t-1}$ indicate the closing prices of cryptocurrency I on trading day t and t-1, respectively:

$$r_{I,t} = \ln \left(\frac{p_{I,t}}{p_{I,t-1}} \right) \quad (1)$$

¹ Retrieved from Coinmarket (2023) (accessed on 17.10.2023).

Since most financial time series include a heteroscedasticity problem, the GARCH model is recommended for the examination of the effects of calendar anomalies. The GARCH model was developed by Bollerslev (1986) and Taylor (1986) as an extension of Engle’s (1982) autoregressive conditional heteroscedasticity (ARCH) model, where heteroscedasticity could be included in the estimation process.

In the following equation (2), which describes GARCH (p,q), σ_t and σ_{t-j} are the conditional variance of returns at time t and t-j, respectively; and α_0 , α_i , and β are the GARCH model coefficients. In the model, the conditional variance depends on the q lags of the squared error and the p lags of the conditional variance (Brooks, 2014: 428).

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2)$$

Before employing the GARCH model, ARCH effects are controlled with the ARCH-LM test. Then, by comparing the different combinations of p and q, the most appropriate GARCH (p, q) models are selected for each cryptocurrency based on their Akaike Information (AIC), Schwartz criteria (SIC), and R-squared values. While the lowest values of AIC and SIC are preferred, the highest value is desirable for the R-squared statistic. Additionally, the model has to obtain positive and statistically significant ARCH (α) and GARCH (β) variables. Moreover, if the autocorrelation is observed in the selected model, the ARMA (p, q) terms could be included into the model. After approving whether the ARCH effect and autocorrelation problem have disappeared, the selected models are employed to investigate the anomalies with the following equations.

First, the DoW effect is examined for each dataset. To avoid the dummy variable trap, Sunday is excluded from the analysis. In equation (3), the dummy variables d1, d2, d3, ..., and d6 take the value of 1 on Monday, Tuesday, Wednesday, ..., and Saturday, respectively, and 0 otherwise.

$$R_{i,t} = \alpha_0 + \partial_1 d_1 + \partial_2 d_2 + \partial_3 d_3 + \partial_4 d_4 + \partial_5 d_5 + \partial_6 d_6 + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Second, the MoY effect is analyzed with the following equation. To avoid the dummy variable trap, September is excluded from the analysis. In equation (4), the dummy variables d1, d2, d3, ..., and d12 take the value of 1 on January, February, March, ..., and December, respectively, and 0 otherwise.

$$R_{i,t} = \alpha_0 + \partial_1 d_1 + \partial_2 d_2 + \partial_3 d_3 + \partial_4 d_4 + \partial_5 d_5 + \partial_6 d_6 + \partial_7 d_7 + \partial_8 d_8 + \partial_{10} d_{10} + \partial_{11} d_{11} + \partial_{12} d_{12} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Third, the ToM effect is analyzed with equation (5) where d1 is the dummy variable that takes 1 on the last day and the first three days of the month, and 0 otherwise (Kumar, 2022).

$$R_{i,t} = \alpha_0 + \partial_1 d_1 + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

4. Empirical Results

The descriptive statistics of BTC, MANA, STX, and XTZ are presented in Table 3. There are a total of 1451 observations during the data period. When the minimum and maximum returns are compared while STX has the lowest minimum value, MANA has the highest maximum value.

The standard deviations show that MANA and STX obtain the highest volatility among others. The Jarque-Bera test statistics indicate that none of the cryptocurrencies are normally distributed.

Table 3. Descriptive Statistics

	BTC	MANA	STX	XTZ
Mean	0.000768	0.001504	0.000681	-0.000236
Max.	0.171821	0.935067	0.799405	0.305869
Min.	-0.464730	-0.629841	-0.712411	-0.607260
Std. Dev.	0.035542	0.071961	0.071390	0.058862
Jarque-Bera	30961.70***	43773.20***	27546.05***	9090.79***
Obs.	1451	1451	1451	1451

Notes: *** denotes the statistical significance at the %1 level.

In the second phase, the unit roots of the cryptocurrencies are controlled with the Augmented-Dickey Fuller (ADF) test to control whether the series is stationary. As exhibited in Table 4, the null hypothesis “there is a unit root in the model” is rejected for both intercept and trend & intercept models, and hence it is found that all cryptocurrencies are stationary at their levels.

Table 4. ADF Test Results

	Intercept	Trend & Intercept
BTC	-40.24284***	-40.25116***
MANA	-36.78430***	-36.83614***
STX	-40.32989***	-40.32115***
XTZ	-41.88533***	-41.94982***

Notes: *** denotes the statistical significance at the %1 level.

In the third phase, to find out whether the series are homoscedastic the ARCH LM test is applied for each variable, and the results are exhibited in Table 5 for various lags. According to the F-statistics, the null hypothesis “the residuals exhibit no conditional heteroscedasticity” is rejected for each lag (only STX seems homoscedastic after the 10th lag). Since the results indicate heteroscedasticity and an ARCH effect for all variables, the ARCH/GARCH model is employed in the following process.

Table 5. ARCH LM Test Results

	BTC	MANA	STX	XTZ
1 st Lag	4.240235**	76.34410***	6.463157***	30.81631***
5 th Lag	2.041451*	15.58032***	1.893361*	9.824806***
10 th Lag	2.998108***	7.835242***	1.089319	6.017821***
20 th Lag	1.624314**	3.973065***	0.578604	3.351714***

Notes: This table shows the F-statistics of various lags. *, **, *** denote the statistical significance at %10, %5 and %1 level, respectively.

In the next step, R-squared, SIC, and AIC criteria are evaluated for all variables to determine which GARCH model is best suited. As mentioned before, while the lowest values of AIC and SIC are preferred, the highest value is desirable for the R-squared statistic. Additionally, the model has to obtain positive and statistically significant ARCH (α) and GARCH (β) variables.

Models that do not fulfill these conditions are automatically excluded from the evaluation and the values are presented in Table 6.

First, for the BTC, according to the statistical findings, there are negative β and α values in the GARCH (1,2) and GARCH (3,1) models, and the β_1 in the GARCH (2,2) model does not exhibit statistical significance. Therefore, the values for the GARCH (1,1) and GARCH (2,1) models are compared, and the GARCH (1,1) model is chosen for BTC since its AIC and SIC are lower. Second, for the MANA, there are negative β and α values in GARCH (2,1), GARCH (2,2) and GARCH (3,1). When the remaining models are compared, the GARCH (1,1) model has the highest R-squared and the lowest SIC, while the GARCH (1,2) model has the lowest AIC value. Therefore, the GARCH (1,1) model is selected for MANA.

Third, for the STX, there are negative β and α values in the GARCH (1,2) and GARCH (3,1) models, and the β_1 and β_2 in the GARCH (2,2) model are not statistically significant. The best values of AIC and SIC are observed for the GARCH (2,1) model. Finally, only XTZ had an autocorrelation problem based on the Ljung-Box test (Q-test) statistics of correlograms²; this issue is resolved by adding the AR(1) term to the selected model. The AR(1)-GARCH(1,1) model is chosen for the XTZ because the other models include parameters that are not statistically significant. To sum up, GARCH (1,1) is selected for BTC, MANA, and XTZ. For STX, on the other hand, GARCH (2,1) is the most suitable model.

Table 6. Model Selection

	GARCH(1,1)	GARCH(1,2)	GARCH (2,1)	GARCH (2,2)	GARCH (3,1)
BTC					
c	0.001533*	0.001397*	0.001512*	0.000111***	7.01E-05***
α_1	0.121843***	0.062584***	0.098194***	0.062949***	0.108159***
α_2	-	-	0.029928**	0.201956***	-0.087911***
α_3	-	-	-	-	0.123855***
β_1	0.857328***	1.482892***	0.847242***	0.013223	0.820583***
β_2	-	0.562131***	-	0.677863***	-
AIC	-3.939069	-3.944009	-3.938117	-3.954604	-3.951083
SIC	-3.924514	-3.925815	-3.919923	-3.932771	-3.929250
R-squared	-0.000464	-0.000314	-0.000439	-0.000224	-0.000359
MANA					
c	0.000183***	0.000188***	8.13E-05***	1.21E-05***	4.81E-05***
α_1	0.245389***	0.262261***	0.323943***	0.306326***	0.306347***
α_2	-	-	-0.202383***	-0.285555***	-0.075131*
α_3	-	-	-	-	-0.153541***
β_1	0.756091***	0.562207	0.875237***	1.508322***	0.920193***
β_2	-	0.176156**	-	-0.529430***	-
AIC	-2.815594	-2.816223	-2.823473	-2.837558	-2.835140
SIC	-2.801038	-2.798028	-2.805279	-2.815725	-2.813306
R-squared	-0.000845	-0.000935	-0.001408	-0.001368	4.81E-05

² Before adding the AR(1) term, the Q statistics were 3.3820, 10.165, 19.526 for 1st, 5th, and 10th lags, respectively, which were statistically significant at %10 level for the 1st and 5th lags, and %5 level for the 10th lag.

Table 6. Continued

STX	GARCH(1,1)	GARCH(1,2)	GARCH (2,1)	GARCH (2,2)	GARCH (3,1)
c	0.000945***	0.000887***	0.001921***	0.001858***	0.000806**
α_1	0.442014***	0.394058***	0.259104***	0.245649***	0.248331***
α_2	-	-	0.491771***	0.499140***	0.360222***
α_3	-	-	-	-	-0.274827***
β_1	0.504382***	0.711098***	0.086859**	0.033138	0.599744***
β_2	-	-0.163812***	-	0.063653	-
AIC	-2.562941	-2.574066	-2.601200	-2.601374	-2.601746
SIC	-2.548386	-2.555871	-2.583006	-2.579541	-2.579912
R-squared	-0.000258	-0.000092	-0.000065	-0.000040	-0.000069
XTZ					
c	5.76E-05***	5.90E-05***	5.46E-05***	0.000126***	3.97E-05***
α_1	0.112906***	0.116282***	0.122479***	0.080128***	0.116113***
α_2	-	-	-0.013724	0.152713***	0.038846
α_3	-	-	-	-	-0.065363**
β_1	0.882543***	0.840965***	0.886980***	0.080336	0.908089***
β_2	-	0.038106	-	0.676905***	-
AIC	-3.037574	-3.036223	-3.036267	-3.039969	-3.037379
SIC	-3.019380	-3.014390	-3.014434	-3.014497	-3.011907
R-squared	0.008201	0.008191	0.008172	0.007606	0.008154

Notes: α and β indicate ARCH and GARCH variables, respectively. *, **, *** denote the statistical significance at % 10, %5, and % 1 level, respectively. The numbers in bold show the best values for each statistic. The lowest value is preferable for AIC and SIC and the highest value is preferable for R-squared. For the XTZ AR(1) term is included in the model, and the GARCH parameters show the AR(1)-GARCH(p,q) model results.

Furthermore, for the selected GARCH models, the correlograms are checked for the potential autocorrelation problem and the ARCH-LM tests are re-employed to figure out if the effect had disappeared. As shown in Table 7, the selected models do not have heteroscedasticity and autocorrelation problems, hence the calendar anomalies are examined using these models.

Table 7. ARCH-LM and Correlogram Statistics for the Selected Models

		ARCH-LM	Q-stats
BTC	1 st Lag	0.031046	0.3580
	5 th Lag	0.815865	3.9192
	10 th Lag	0.482371	12.427
	20 th Lag	0.311113	18.278
MANA	1 st Lag	1.251733	2.4971
	5 th Lag	0.757871	3.3795
	10 th Lag	0.761361	6.9936
	20 th Lag	0.769026	17.209
STX	1 st Lag	0.311856	7.E-05
	5 th Lag	0.293265	5.3747
	10 th Lag	0.191465	9.1279
	20 th Lag	0.197379	18.967
XTZ	1 st Lag	1.94E-05	1.3470
	5 th Lag	0.282556	6.4961
	10 th Lag	0.439523	14.952
	20 th Lag	0.339026	21.498

Notes: The GARCH (1,1) model is applied for BTC. MANA and XTZ. The GARCH (2,1) model is applied for STX. AR (1) term is included in the model for XTZ to control for the residual autocorrelation. This table shows the F and Q statistics of various lags. *, **, *** denote the statistical significance at % 10, %5, and % 1 level, respectively.

The DoW results are exhibited in Table 8. In the variance equations of all series, the coefficients of the constant term (ω), ARCH terms (α), and GARCH term (β) are positive and statistically significant. Therefore, the coefficients of each model match the predictions of $\omega > 0$, $\alpha \geq 0$, $\beta \geq 0$ and $\alpha + \beta < 1$. The results indicate that BTC has significantly lower returns on Thursdays and Fridays. Additionally, STX has significantly lower returns on Wednesdays. On the other hand, MANA and XTZ do not have a significant DoW anomaly on any day.

Table 8. Day of the Week Effect Results

	BTC	MANA	STX	XTZ
Constant (C)	0.004445 [1.885446]**	-0.001696 [-0.522554]	0.002115 [0.516113]	-0.000541 [-0.156514]
Monday (d1)	-0.001800 [-0.609690]	-0.004632 [-1.075591]	0.001154 [0.243057]	-0.002584 [-0.538480]
Tuesday (d2)	-0.001497 [-0.484763]	-0.005900 [-1.314456]	-0.005979 [-1.138315]	-0.002370 [-0.529867]
Wednesday (d3)	-0.000494 [-0.157153]	0.002585 [0.583915]	-0.009434 [-1.732032]*	-0.002507 [-0.577086]
Thursday (d4)	-0.009208 [-3.061864]***	0.002060 [0.457039]	-0.001121 [-0.196854]	-0.004314 [-1.033079]
Friday (d5)	-0.005030 [-1.728272]*	0.006315 [1.504773]	-0.002102 [-0.391972]	0.002461 [0.519142]
Saturday (d6)	-0.002934 [-0.624248]	0.006974 [1.265952]	0.004067 [0.932830]	0.005173 [0.962468]
AR(1)	-	-	-	-0.072422 [-2.475712]**
Variance Equation				
Constant (ω)	4.80E-05 [6.936452]***	0.000191 [6.870617]***	0.001886 [13.03245]***	6.14E-05 [5.487704]***
α_1	0.124643 [9.920496]***	0.253174 [15.05128]***	0.262619 [10.89985]***	0.116012 [10.94412]***
α_2	-	-	0.496941 [14.61693]***	-
β_1	0.856334 [65.85071]***	0.737318 [51.46711]***	0.083726 [2.101006]**	0.878439 [82.96138]***
AIC	-3.941297	-2.816562	-2.598946	-3.034250
SIC	-3.904909	-2.780173	-2.558918	-2.994222

Notes: *, **, *** denote the statistical significance at %10, %5, and %1 level, respectively. The statistics in brackets show the z-statistics for each variable. The dummy variables d1, d2, d3, ..., and d6 are equal to 1 on Monday, Tuesday, Wednesday, ..., and Saturday, and zero otherwise, respectively. The GARCH (1,1) model is applied for BTC, MANA, and XTZ. The GARCH (2,1) model is applied for STX. AR (1) term is included in the model for XTZ to control for residual autocorrelation. ω is the constant for variance equation. α and β show the ARCH and GARCH parameters, respectively. AIC is the Akaike and SIC is the Schwarz-Bayesian information criteria.

The MoY results are shown in Table 9. In the variance equations of all series, the coefficients of the constant term (ω), ARCH terms (α), and GARCH term (β) are positive and statistically significant. Therefore, the coefficients of each model match the predictions of $\omega > 0$, $\alpha \geq 0$, $\beta \geq 0$ and $\alpha + \beta < 1$. According to the results, the returns of BTC are significantly positive in January, February, and March. Similarly, the returns of MANA and XTZ are significantly positive in January and February. Besides January, STX returns are statistically significant and positive in April and May.

Table 9. Month of the Year Effect Results

	BTC	MANA	STX	XTZ
Constant	-0.001214	-0.004563	-0.008781	-0.003212
(C)	[-0.559362]	[-1.178178]	[-2.041707]**	[-0.704985]
January	0.008158	0.008816	0.013291	0.010158
(d1)	[2.173675]**	[1.840216]*	[1.864985]*	[1.778003]*
February	0.006631	0.014583	0.009477	0.011239
(d2)	[2.087358]**	[2.266472]**	[1.456872]	[1.822411]*
March	0.018450	0.010298	0.002840	0.009587
(d3)	[5.534846]***	[1.570933]	[0.478184]	[1.452532]
April	0.001584	0.002818	0.019090	0.000758
(d4)	[0.452250]	[0.467061]	[3.621654]***	[0.131509]
May	-0.002148	0.003355	0.011016	-0.000923
(d5)	[-0.554096]	[0.482505]	[1.747611]*	[-0.159039]
June	0.000680	0.004864	0.009608	-0.003577
(d6)	[0.171510]	[0.933607]	[1.416428]	[-0.601439]
July	0.003180	0.008775	0.009778	0.006433
(d7)	[0.864922]	[1.406011]	[1.475380]	[1.065154]
August	-0.000376	0.001712	0.008804	0.000660
(d8)	[-0.104760]	[0.274016]	[1.261613]	[0.108795]
October	0.005304	0.002359	0.008908	0.000373
(d10)	[1.475152]	[0.420698]	[1.083249]	[0.063661]
November	-0.000248	0.002302	0.008166	0.007451
(d11)	[-0.074229]	[0.374911]	[1.134693]	[1.346449]
December	0.000942	0.000200	0.003975	-0.007935
(d12)	[0.272477]	[0.030805]	[0.582242]	[-1.491676]
AR(1)	-	-	-	0.004111 [0.099268]
Variance Equation				
Constant	4.51E-05	0.000196	0.001858	0.000942
(ω)	[7.209872]***	[7.030471]***	[12.17940]***	[9.482089]***
α_1	0.133066	0.252038	0.255609	0.452839
	[9.320783]***	[15.29057]***	[10.75779]***	[11.33001]***
α_2	-	-	0.497305	-
			[13.01129]***	
β_1	0.851131	0.746762	0.092330	0.498067
	[64.39016]***	[50.60269]***	[2.227992]**	[13.88252]***
AIC	-3.946296	-2.806861	-2.593868	-2.550583
SIC	-3.891713	-2.752277	-2.535646	-2.492361

Notes: *, **, *** denote the statistical significance at % 10, %5 and % 1 level, respectively. The statistics in brackets show the z-statistics for each variable. The dummy variables d1, d2, d3, ..., and d11 are equal to 1 on January, February, March, ..., and November, and zero otherwise, respectively. The GARCH (1,1) model is applied for BTC, MANA, and XTZ. The GARCH (2,1) model is applied for STX. AR (1) term is included in the model for XTZ to control for residual autocorrelation. ω is the constant for variance equation. α and β show the ARCH and GARCH parameters, respectively. AIC is the Akaike and SIC is the Schwarz-Bayesian information criteria.

The ToM results are shown in Table 10. In the variance equations of all series, the coefficients of the constant term (ω), ARCH terms (α), and GARCH term (β) are positive and statistically significant. Therefore, the coefficients of each model match the predictions of $\omega > 0$, $\alpha \geq 0$, $\beta \geq 0$ and $\alpha + \beta < 1$. The results indicate that only STX has statistically significant and positive returns on the last day of the month, and the consecutive three days of the following month which represent the ToM anomaly. The remaining cryptocurrencies do not have such an anomaly.

Table 10. Turn of the Month Effect Results

	BTC	MANA	STX	XTZ
Constant	0.001957	-0.000283	-0.002758	-0.001659
(C)	[2.178219]**	[-0.222202]	[-1.773178]*	[-1.312128]
ToM	-0.002927	-0.002050	0.016126	0.003019
(d1)	[-1.088011]	[-0.446511]	[5.009966]***	[0.793808]
AR(1)	-	-	-	-0.071920
				[-2.501586]**
Variance Equation				
Constant	5.03E-05	0.000185	0.001872	5.68E-05
(ω)	[7.172004]***	[7.477304]***	[12.87450]***	[5.494633]***
α_1	0.122616	0.246758	0.255941	0.112240
	[12.55908]***	[15.69538]***	[11.94436]***	[11.25684]***
α_2	-	-	0.487147	-
			[15.85620]***	
β_1	0.856932	0.744703	0.090397	0.883332
	[69.06433]***	[55.00464]***	[2.262189]**	[89.32348]***
AIC	-3.938810	-2.814435	-2.612934	-3.036759
SIC	-3.920615	-2.796241	-2.591101	-3.014926

Notes: *, **, *** denote the statistical significance at %10, %5 and %1 level, respectively. The statistics in brackets show the z-statistics for each variable. The dummy variable d1 equals 1 on the last day of the month and the consecutive three days of the following month, and zero otherwise. The GARCH (1,1) model is applied for BTC, MANA, and XTZ. The GARCH (2,1) model is applied for STX. AR (1) term is included in the model for XTZ to control for residual autocorrelation. ω is the constant for variance equation. α and β show the ARCH and GARCH parameters, respectively. AIC is the Akaike and SIC is the Schwarz-Bayesian information criteria.

5. Conclusion

This study examines the effect of DoW, MoY, and ToM anomalies on NFT coins. To represent the NFT coin market STX, XTZ, and MANA are selected. Additionally, BTC is added to the analysis to compare the findings of the NFT coin market with the traditional cryptocurrency market. For this purpose, the GARCH model is used as an econometric model, and the daily data ranges from 2019 to 2023. When prior studies are scrutinized, it is observed that none of them investigated NFT coins for the analysis of calendar anomalies, hence this research is supposed to address that gap. Furthermore, the outcomes of this study provide insight into whether the anomalies for BTC returns within the specified timeframe vanish over time.

Based on the DoW anomaly results, BTC has lower returns on Thursdays and Fridays, and STX has lower returns solely on Wednesdays. These findings are consistent with those of Susana et al. (2020) and Lopez-Martin (2022b), who revealed that most coins had significantly lower returns on Thursdays. However, the findings are partially contradicted with those of Eyuboglu (2018), who observed high abnormal returns on Fridays. On the other hand, the remaining coins did not exhibit a statistically significant DoW effect which is consistent with the findings of Yaya and Ogbonna (2019). Although most studies detected the Monday effect on cryptocurrency returns (i.e., Eyuboglu, 2018; Aharon and Qadan, 2019; Caporale and Plastun, 2019), the findings of this study did not observe it. Briefly, it could be stated that the Monday effect has diminished in the market in recent years, the Friday impact has shifted to the negative, and only one NFT coin (Stacks) has shown negative returns on Wednesdays. Hence, in terms of the DoW effect, conventional coins seem to be more prone to this anomaly.

According to the MoY effect results, in line with the findings of Dumrongwong (2021), all evaluated coins generated abnormal returns in January. Moreover, positive returns were also reported in February for XTZ, MANA, and BTC, which is consistent with the findings of Eyuboglu (2018) and Ossola (2022). Additionally, BTC experienced positive returns in March as well, thus it had abnormal returns during the first three months of the year. Furthermore, aside from January, STX had significantly positive returns in April and May, which is in line with Ossola's (2022) findings. As a result, the MoY effect does not distinguish between conventional and NFT coins; and it occurs for all coins in similar months. Particularly, it may be suggested that the January anomaly persisted over time and is a feature of the whole market. Finally, the results of the ToM anomaly suggest that only STX has statistically significant and positive returns on the last day of the month, and the next three days. The remaining cryptocurrencies do not have such an anomaly. Previously, Qadan et al. (2022) reported that BTC exhibited abnormal returns associated with the ToM effect. The absence of such an effect in the current research reveals that the anomaly has diminished over the years for BTC.

In conclusion, the ToM anomaly is only seen for STX, the DoW anomaly is only present for BTC and STX, and the MoY anomaly is evident for all examined coins. Overall, the findings of this study suggest the presence of calendar anomalies in the cryptocurrency market that violate the assumptions of market efficiency and indicate that returns are predictable. Moreover, considering the outcomes varied according to the cryptocurrency under investigation, it is possible to draw the inference that each coin's market efficiency is unique. Though, by using these outcomes, investors may develop trading strategies for their portfolio selection, hence by taking advantage of the market, they could earn unusual profits. However, market participants should also consider that these effects may change, and the efficiency of the market fluctuates over time depending on the sample period and method used, or they may completely disappear over time. Therefore, investors should dynamically alter their investment strategies following the current situation of the market.

Finally, this study has three primary drawbacks and suggestions. First, the cryptocurrency market has a shorter data history than the stock market. As a result, larger datasets may offer more insight about return patterns; so, more prolonged datasets may be used in future research. Second, in addition to GARCH models, additional volatility models (such as EGARCH and TGARCH) could also be considered in subsequent studies. Moreover, in this study, calendar anomalies are tested only in the mean model, investigation of the volatility model is left for the further analysis. Third, because of the nonlinear patterns in cryptocurrency returns, nonlinear models may be preferred in future research.

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

- Aharon, D.Y. and Qadan, M. (2019). Bitcoin and the day-of-the-week effect. *Finance Research Letters*, 31, 415-424. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.12.004>
- Almosfi, A. (2023). *Calendar anomalies in the cryptocurrency markets* (Unpublished doctoral dissertation). University of Radboud, Nijmegen, The Netherlands.
- Ante, L. (2022). Non-fungible token (NFT) markets on the Ethereum blockchain: Temporal development, cointegration and interrelations. *Economics of Innovation and New Technology*, 32(8), 1216-1234. <https://doi.org/10.1080/10438599.2022.2119564>
- Ariss, R.T., Rezvanian, R. and Mehdian, S.M. (2011). Calendar anomalies in the Gulf Cooperation Council stock markets. *Emerging Markets Review*, 12(3), 293-307. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2011.04.002>
- Barone, E. (1990). The Italian stock market: Efficiency and calendar anomalies. *Journal of Banking & Finance*, 14(2-3), 483-510. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(90\)90061-6](https://doi.org/10.1016/0378-4266(90)90061-6)
- Baur, D.G., Cahill, D., Godfrey, K. and Liu, Z.F. (2019). Bitcoin time-of-day, day-of-week and month-of-year effects in returns and trading volume. *Finance Research Letters*, 31, 78-92. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.04.023>
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance*. UK: Cambridge University Press.
- Caporale, G.M. and Plastun, A. (2019). The day of the week effect in the cryptocurrency market. *Finance Research Letters*, 31, 258-269. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.11.012>
- Cilingirturk, A.M., Polat, M.U. and Gogus, H.S. (2020). Does Borsa Istanbul incorporate herding and calendar anomalies? An empirical evidence. *Journal of Business Economics and Finance*, 9(1), 12-27. <https://doi.org/10.17261/Pressacademia.2020.1189>
- Cimen, A. (2019). Calendar anomalies in cryptocurrencies. *Turkish Studies—Social Sciences*, 14(5), 2097-2116. <http://dx.doi.org/10.7827/TurkishStudies>.
- Coinmarket. (2023). *NFTs* [Dataset]. Retrieved from <https://coinmarketcap.com/view/collectibles-nfts>
- Cross, F. (1973). The behavior of stock prices on Fridays and Mondays. *Financial Analysts Journal*, 29(6), 67-69. <https://doi.org/10.2469/faj.v29.n6.67>
- Dorfleitner, G. and Lung, C. (2018). Cryptocurrencies from the perspective of euro investors: A re-examination of diversification benefits and a new day-of-the-week effect. *Journal of Asset Management*, 19, 472-494. <https://doi.org/10.1057/s41260-018-0093-8>
- Dumrongwong, K. (2021). Calendar effects on cryptocurrencies: Not so straightforward. *Southeast Asian Journal of Economics*, 9(1), 1-26. Retrieved from <https://so05.tci-thaijo.org/>
- Engle, R.F. (1982) Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. *Econometrica* 50, 987–1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Ergun, Z.C. (2023). The impact of seasonal affective disorder on green cryptocurrencies. *PressAcademia Procedia*, 17(1), 173-177. <https://doi.org/10.17261/Pressacademia.2023.1773>
- Ergun, Z.C. and Karabiyik, B.K. (2021). Forecasting Monero prices with a machine learning algorithm. *Eskişehir Osmangazi University Journal of Economics and Administrative Sciences*, 16(3), 651-663. <https://doi.org/10.17153/oguiibf.932839>
- Eyuboglu, K. (2018). Examining day of the week and month of the year effects in Bitcoin and Litecoin markets. *Çankırı Karatekin University Journal of the Faculty of Economics and Administrative Sciences*, 8(1), 165-183. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/ckuiibfd/>
- Fraz, A., Hassan, A. and Chughtai, S. (2019). Seasonality in Bitcoin market. *NICE Research Journal*, 12(1), 1-11. <https://doi.org/10.51239/nrjss.v0i0.78>

- Gunay, S. and Muhammed, S. (2022). *Identifying the role of investor sentiment proxies in NFT market: Comparison of Google Trend, Fear-Greed Index and VIX*. Paper presented at the Annual Event of Finance Research Letters, CEMLA Conference: New Advances in International Finance. Mexico City, Mexico. Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4120176
- İmre Bıyıklı, S. and Özaydın, O. (2023). Can cryptocurrency markets be beaten? Calendar anomalies aspect. *Journal of Management and Economics Research*, 21(4), 17-36. <https://doi.org/10.11611/yead.1211806>
- Jay, P., Kalariya, V., Parmar, P., Tanwar, S., Kumar, N. and Alazab, M. (2020). Stochastic neural networks for cryptocurrency price prediction. *IEEE Access*, 8, 82804-82818. <https://doi.org/10.1109/ACCESS.2020.2990659>
- Kahraman, İ.K. (2023). Kripto para piyasasındaki volatilitenin davranışsal finans teorisi kapsamında incelenmesi (Yayımlanmamış doktora tezi). Pamukkale Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Denizli.
- Kaiser, L. (2019). Seasonality in cryptocurrencies. *Finance Research Letters*, 31, 232-238. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.11.007>
- Khuntia, S. and Pattanayak, J.K. (2022). Adaptive calendar effects and volume of extra returns in the cryptocurrency market. *International Journal of Emerging Markets*, 17(9), 2137-2165. <https://doi.org/10.1108/IJOEM-06-2020-0682>
- Kinateder, H. and Papavassiliou, V.G. (2021). Calendar effects in bitcoin returns and volatility. *Finance Research Letters*, 38, 101420. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.101420>
- Kumar, S. (2022). Turn-of-the-month effect in cryptocurrencies. *Managerial Finance*, 48(5), 821-829. <https://doi.org/10.1108/MF-02-2022-0084>
- Kurihara, Y. and Fukushima, A. (2017). The market efficiency of Bitcoin: A weekly anomaly perspective. *Journal of Applied Finance and Banking*, 7(3), 57. Retrieved from https://www.scienpress.com/journal_focus.asp?Main_Id=56
- Lakonishok, J. and Smidt, S. (1988). Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective. *The Review of Financial Studies*, 1(4), 403-425. <https://doi.org/10.1093/rfs/1.4.403>
- Lopez-Martin, C. (2022a). Ramadan effect in the cryptocurrency markets. *Review of Behavioral Finance*, 14(4), 508-532. <https://doi.org/10.1108/RBF-09-2021-0173>
- Lopez-Martin, C. (2022b). Dynamic analysis of calendar anomalies in cryptocurrency markets: Evidences of adaptive market hypothesis. *Spanish Journal of Finance and Accounting/Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 52(4), 559-592. <https://doi.org/10.1080/02102412.2022.2131239>
- Ma, D. and Tanizaki, H. (2019). The day-of-the-week effect on Bitcoin return and volatility. *Research in International Business and Finance*, 49, 127-136. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.02.003>
- Mbanga, C.L. (2019). The day-of-the-week pattern of price clustering in Bitcoin. *Applied Economics Letters*, 26(10), 807-811. <https://doi.org/10.1080/13504851.2018.1497844>
- Naz, F., Sayyed, M., Rehman, R.U., Naseem, M.A., Abdullah, S.N. and Ahmad, M.I. (2023). Calendar anomalies and market volatility in selected cryptocurrencies. *Cogent Business & Management*, 10(1), 2171992. <https://doi.org/10.1080/23311975.2023.2171992>
- Ossola, D. (2022). *Seasonality anomalies in the cryptocurrency market* (Unpublished doctoral dissertation). University of Catolica, Lisbon, Portugal.
- Ozic, H.C. (2023). *Finansal anomaliler*. Ankara: Gazi Kitabevi.
- Pintelas, E., Livieris, I.E., Stavroyiannis, S., Kotsilieris, T. and Pintelas, P. (2020). Investigating the problem of cryptocurrency price prediction: A deep learning approach. In I. Maglogiannis, L. Iliadis and E. Pimenidis (Eds.), *Artificial intelligence applications and innovations* (pp. 99-110). Papers presented at the IFIP International Conference on Artificial Intelligence Applications and Innovations, Greece: Springer.
- Qadan, M., Aharon, D.Y. and Eichel, R. (2022). Seasonal and calendar effects and the price efficiency of cryptocurrencies. *Finance Research Letters*, 46, 102354. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102354>

- Susana, D., Sreejith, S. and Kavisanmathi, J.K. (2020). *A study on calendar anomalies in the cryptocurrency market*. Paper presented at the International Working Conference on Transfer and Diffusion of IT (TDIT). Tiruchirappalli, India. Retrieved from https://inria.hal.science/hal-03701815/file/497052_1_En_16_Chapter.pdf
- Taylor, S.J. (1986). *Modelling financial time series*. Chichester: Wiley.
- Tosunoglu, N., Abaci, H., Ates, G. and Saygili Akkaya, N. (2023). Artificial neural network analysis of the day of the week anomaly in cryptocurrencies. *Financial Innovation*, 9, 88. <https://doi.org/10.1186/s40854-023-00499-x>
- Vasileiou, E. (2023). Is the turn of the month an anomaly on which an investment strategy could be based? Evidence from Bitcoin and Ethereum. *International Journal of Banking, Accounting and Finance*, 13(3), 388-402. <https://doi.org/10.1504/IJBAAF.2023.129336>
- Verma, R., Sharma, D. and Sam, S. (2023). Cryptocurrency market anomaly: The day-of-the-week-effect. *Finance India*, 37(1), 301-316. Retrieved from <https://financeindia.org/>
- Wachtel, S.B. (1942). Certain observations on seasonal movements in stock prices. *The Journal of Business of the University of Chicago*, 15(2), 184-193. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Yaya, O.S. and Ogbonna, E.A. (2019). *Do we experience day-of-the-week effects in returns and volatility of cryptocurrency?* (MPRA Working Paper No. 91429). Retrieved from <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/91429/>

DO GEOPOLITICAL RISKS AND POLITICAL STABILITY DRIVE FOREIGN DIRECT INVESTMENTS? NEW EVIDENCE FROM DYNAMIC PANEL CS-ARDL MODEL

Jeopolitik Riskler ve Siyasi İstikrar Yabancı Doğrudan Yatırımları Etkiler mi? Dinamik Panel CS-ARDL Modelinden Yeni Kanıtlar

Alper YILMAZ* 

Abstract

In this research, we aim to highlight the impact of geopolitical risks and political stability on investment flows directed towards 10 high-risky countries in the relevant database of Caldara and Icaivello (2018) for the period from 2000 to 2022 with yearly data. On that note, we employed the Durbin-Hausman panel cointegration test to check long run relationship. Then, we estimate co-integration parameters (coefficients) employing the CS-ARDL method to avoid estimation problems that arise from cross-section dependency and slope homogeneity. The results reveal that geopolitical risks have a negative effect on Foreign Direct Investment (FDI) for both the short and long term. The findings also prompt us to conclude that political stability in the host country has a significant impact on inward FDI in the long run. Cross-section dependency and delta tests indicate that geopolitical risk generates heterogeneous effects on host countries. In the last section, robustness checks with alternative estimators and Granger non-causality validate the main results at a conventional confidence level. To this end, policymakers may consider strengthening international institutions and organizations, giving importance to peaceful initiatives, multilateral agreements (commercial or economic), and diplomatic negotiations, as significant policy tools to increase investment inflows by enhancing stability, transparency, and predictability in governance.

Keywords:

Foreign Direct Investment, Geopolitical Risks, Political Stability, CS-ARDL Model

JEL Codes:

F21, D81, D72, C51

Öz

Bu çalışmada, Caldara and Icaivello (2018) tarafından oluşturulan jeopolitik risk veri tabanındaki en yüksek puana sahip 10 ülke bazında, politik istikrar ve jeopolitik risklerin doğrudan yabancı yatırımlar üzerindeki etkisi 2000-2022 dönemi yıllık verileri ile analiz edilmiştir. Bu bağlamda, uzun dönemli eş bütünleşme ilişkisi Durbin-Hausman testi ile incelenmiştir. Daha sonra yatay kesit bağımlılığı ve homojenite altında bile sağlıklı sonuçlar veren CS-ARDL metodu ile eş bütünleşme katsayıları tahmin edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre hem kısa hem de uzun dönemde jeopolitik risklerin doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde negatif etkide bulunduğu görülmüştür. Ayrıca politik istikrar da doğrudan yabancı yatırım girişleri üzerinde önemli bir belirleyicidir. Yatay kesit bağımlılığı ve Delta testi, bu etkinin örneklem ülkeler bazında farklı şiddette olduğunu göstermektedir. Son olarak, diğer alternatif tahminciler ve Granger nedensellik testi sonuçları, bulunan sonuçların dirençli olduğunu güven aralıkları içinde teyit etmiştir. Bu bağlamda, politika yapıcılar, doğrudan yabancı yatırım akışlarını teşvik edebilmek için istikrarı, şeffaflığı ve yönetimde öngörülebilirliği artırmayı, uluslararası kurum ve kuruluşları güçlendirmeyi, barış girişimlerine, çok taraflı anlaşmalara (ticari veya ekonomik) ve diplomatik müzakerelere önem vermeyi birer politika aracı olarak değerlendirebilirler.

Anahtar

Kelimeler:

Doğrudan Yabancı Yatırımlar, Jeopolitik Riskler, Politik İstikrar, CS-ARDL Modeli

JEL Kodları:

F21, D81, D72, C51

*Asst. Prof. Dr., Adnan Menderes University, School of Business, Department of International Trade and Management, Türkiye, alper.yilmaz@adu.edu.tr

Received Date (Makale Geliş Tarihi): 15.12.2023 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 25.03.2024

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



1. Introduction

Since the globalization of capital markets, Foreign Direct Investment (FDI) has emerged as an important driver of economic growth and development over the past few decades. Attracting more FDI can lead to improvements across multiple macro-economic indicators such as unemployment, inflation, and balance of payment deficits, while contributing to progress toward long-term objectives like full employment, sustainable growth, and technological advancement. Ultimately, FDI helps us achieve higher levels of welfare and provides greater integration into global markets (Haksoo, 2010: 59). Especially among emerging markets, FDI has emerged as a sustainable source of the latest technology, skill transfer, competitive power, and capital accumulation (Zouhaier, 2019: 3-5).

The decision to invest in a foreign country depends on both economic and non-economic factors. Traditional FDI determinants such as rich natural resources, high trade openness, or low labor costs are becoming less significant compared to geopolitical risks (GPR). In today's global world, any disruptions occurring in a particular region can send shockwaves throughout the nations. These disturbances can affect foreign investments and the day-to-day operations of Multinational corporations (MNCs) (Wang, 2023: 141). Because multinational companies prefer stable and predictable environments to formulate long-term investment strategies, they build efficient supply chains and safeguard their workforce. As seen in Fig. 1, except for India, and Israel, countries are far from achieving the desired performance in attracting FDI. In fact, many of them are still nearly at the levels observed ten years ago as of 2022. For instance, according to World Bank data, FDI inflows to China shrank by 28% in 2016, 21% in 2019, and 48% in 2022 due to the Strategic Foreign Policy of the USA against the hegemonic position of China, the outbreak of trade disputes with the USA between 2015-2019, FED’s policy tightening, and Covid-19 pandemics. As of 2023, FDI inflows have hit 30-year lows.

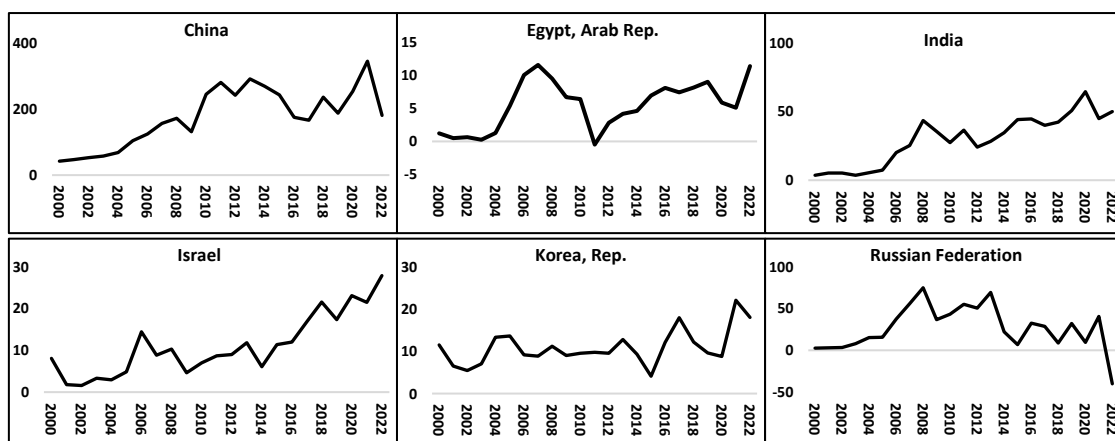


Figure 1. FDI Inflow of Sample Countries (BoP, Billion USD)

Source: World Bank Data <https://data.worldbank.org/>

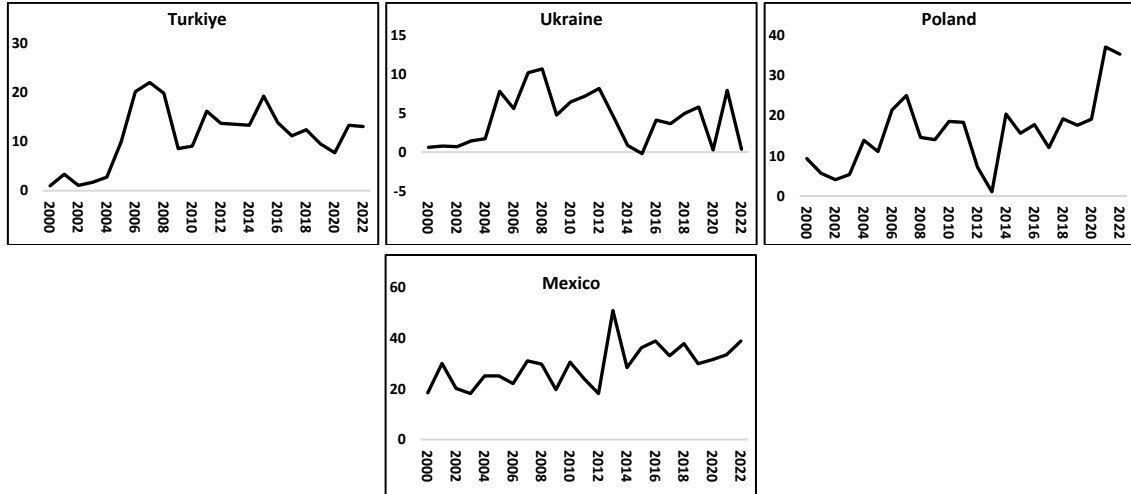


Figure 1. Continued

During the period of public unrest preceding the military coup in 2013, FDI inflows to Egypt experienced a continuous decline for four consecutive years. With the onset of the Russia-Ukraine war, FDI inflows to both countries turned negative. Due to regulatory unpredictability, a state-driven economic policy, a sovereign debt problem, illegal activities of criminal organizations, uncertainty about contract enforcement, informality, and corruption have contributed to ongoing uncertainties and led to a gradual increase (2001 and 2019 levels are nearly identical) in FDI inflow for Mexico (Garriga and Phillips, 2023: 1676). Following a swift rebound driven by structural reforms after the 2001 crisis, Turkey's FDI reached its highest point at USD 22 billion in 2007. However, by 2022, it had dropped to USD 10 billion due to socio-economic problems experienced in neighboring countries, and administrative and economic challenges. Especially increasing economic regulations in the financial sector have led to a decrease in predictability. Therefore, with the increasing occurrence and impact of geopolitical conflicts globally, investors are adjusting their perspectives and modifying their investment approaches. In such cases, they probably delay expansion plans to reduce risks (Witt, 2019: 1069).

We can define GPR as unexpected risks associated with events such as wars, acts of terrorism, political upheaval, tit-for-tat tariffs in commercial tensions, natural disasters, military conflict, civil commotion, or regulatory uncertainty that disrupt international relations. GPR is based on political, social, economic, and natural factors and it has the potential to significantly impact FDI flows negatively. Today, GPR has become an impactful factor for business in the eyes of global executives (Demiralay and Kılıçaslan, 2019: 460). Caldara and Iacoviello (2018) as well as Wang et al. (2019) propose that elevated geopolitical risk correlates with a reduction in business activity and FDI inflows. Numerous papers have proved that GPR have the potential to not only deteriorate the international relations framework but also trigger fluctuations and instability in macroeconomic indicators such as global oil prices, stock market returns, commodity prices, or policy uncertainties (Yu and Wang, 2023: 2). This is because of that international political, commercial, or economic conditions heavily influence investor sentiments and behaviors. The changing risk environment and perceptions about the investment climate may cause firms to postpone their decisions and show decreased motivation to expand

into new markets, regardless of promising expected returns, even if risks are not realized (Antonakakis et al., 2017: 165). Thus, MNCs need to update their views on the likelihood of geopolitical conflicts occurring (geopolitical risk) and the effects of unpredictable geopolitical situations (geopolitical uncertainty) to make smart, long-term investment choices. Otherwise, waiting until conflicts arise to take action can be costly and too late to protect existing business interests, especially given the complexity of reversing most FDI. Instead, they should wait until the picture becomes clearer before proceeding with investments (Bussy and Zheng, 2023: 2). Particularly, sectors such as energy, defense, infrastructure, and extractive industries might encounter rising variations in FDI because GPR affect them more profoundly. For example, unforeseen shifts in governmental policies like the expropriation of oil companies elevate perceived risks, and deter foreign investors (Daştan et al., 2020: 718).

Political Stability (PS) stands as another influential factor in FDI. Butler and Joaquin (1998) define the PS as a risk that a sovereign host government will unexpectedly change the rules of the game under which businesses operate. It consists of corruption, terrorism, how strong the institutions are, and how well laws are followed. This definition signifies the state of a government or political structure characterized by regularity, organization, unbroken governance, stable policies, and leadership, devoid of frequent interruptions or significant alterations arising from internal or external factors (Radu, 2015: 751). Recent geopolitical events, such as Brexit, US-China trade tensions, the Russian invasion of Ukraine, North Korea's nuclear program, and various cybersecurity threats have dominated the headlines.

PS is primarily understood as a government's capacity to uphold a consistent and predictable political climate. Within this stable environment, the establishment of well-defined rules and expected behaviors is facilitated. Legal frameworks and regulations then become effective tools for enforcing order, and governments are empowered to construct efficient governance structures. This stability further enables them to navigate change across both institutional (formal rules) and non-institutional (informal norms) domains. (Çalışkan, 2019: 72). Otherwise, a higher level of political instability increases the likelihood of a government change within a given period. Such a country does not possess a smoothly operating legal system, and robust institutions (Uddin et al., 2023: 6).

The government is responsible for the rule setting of many fiscal decisions that encourage or discourage FDI. Nations, characterized by stable governance and lower political risks generally draw more investment, as they offer a secure business environment. Stable political regimes create and uphold precise laws and rules that safeguard property rights, guarantee the execution of contracts, and create a stable economic climate. Researchers such as Elish (2022), Buitrago and Barbosa (2020), and Ciesielska and Koltuniak (2021) indicate that PS fosters a favorable environment for FDI. Their findings support institutional and governance theories, suggesting that stable political regimes favor foreign investment. Such stable climates assure them that their investments will be protected without disruption. Additionally, a transparent and fair regulatory framework that promotes a level playing field for market participants is expected by investors (Le et al., 2023: 7). In contrast, politically unstable governments, institutional uncertainties, and unfavorable changes in foreign investment terms deter foreign investors. (Aisen and Veiga, 2011: 3-4).

On that note, examining the effect of PS and geopolitical risk on FDI is of considerable importance for various reasons. First, GPR are pivotal in investment dynamics. Countries with

political instability exposure to high GPR tend to experience reduced FDI inflows. This lack of FDI can hinder progress in reducing poverty and inequality and weaken social cohesion and friendly cooperation among countries even further. Therefore, it is increasingly important to study GPR and PS from the perspective of emerging economics. Also subjected effects constitute a great theoretical and practical importance for countries to accurately identify risks and formulate corresponding policies to attract foreign capital to promote economic development. Accordingly, the primary motivation behind this research is the lack of empirical studies that have employed a robust cointegration approach that enables the handling of cross-sectional dependence (CD) and addresses the endogeneity to analyze the effect of PS and GPR.

This paper proceeds as follows. Section 2 contextualizes the theoretical basis of the subject. In section 3, we reviewed the related literature and presented the contributions. Section 4 recounts the empirical approach in which we describe the data and specify the models to be employed in the study along with the estimation techniques. Section 5 provides the findings from the econometric analysis. Section 6 provides a robustness check about the main findings. Section 7 concludes the paper with policy recommendations.

2. Theoretical Basis

Several theories have examined the determinants and consequences of FDI to grasp the global investment landscape and the motivations of MNCs. These theories highlight conditions that may offer advantages or disadvantages, as well as precipitating factors. Some theories assume perfect markets, while others consider imperfect markets. Moreover, FDI is a form of cross-border capital movement, captured in the balance of payments statement, leading certain theories to adopt a macroeconomic perspective. Additionally, understanding the reasons for cross-border investments from the investor's viewpoint, as well as MNCs' decisions regarding subsidiary locations and their interest in entering new markets, has become crucial. This has prompted certain theories to adopt a microeconomic perspective (Denisia, 2010: 105).

Early FDI theories, rooted in the ideas of Smith and Ricardo, focused on international production specialization. Smith emphasized efficient production as a basis for trade, while Ricardo's theory of comparative advantage further developed this concept, emphasizing the importance of trade barriers in promoting FDI. However, both theories had limitations in explaining FDI in complex cases. Mundell (1957) introduced a model with two countries, two goods, and two production factors, but it could not fully clarify international production through FDI, mainly involving portfolio or short-term investments (Makoni, 2015: 78).

After World War II, new theories emerged and they addressed the subject from a different perspective and reconsidered the role of new factors such as intra-industry trade, government intervention, externalities, marketing, economies of scale, product differentiation, and market structure (Zhang, 2008: 8–15). Accordingly, Vernon's Product Cycle Theory, assuming perfect markets, explains FDI by comparing rates of return. It suggests that FDI flows from low-rate-of-return countries to high-rate-of-return ones. Firms consider expected marginal returns and marginal cost of capital. If foreign returns exceed domestic ones, there's motivation for foreign investment. The theory has four production cycle stages: innovation, growth, maturity, and decline. In the innovation phase, firms create new products locally. As products mature and

standardize, returns decrease domestically, leading to exports. This encourages foreign expansion, especially in countries that add value to production (Rasiah and Yap, 2019: 58).

The Industrial Organization Theory, based on imperfect market competition, emphasizes the importance of market structure and organizational characteristics in explaining FDI. Hymer (1960) first proposed that structural and transactional imperfections are fundamental to many MNCs, forming the basis of this theory. Factors such as economies of scale, knowledge advantages, distribution networks, product diversification, and credit benefits create structural imperfections that enhance MNCs' market influence (Acocella, 1992: 232-233).

The Internalization Hypothesis explains FDI as firms' shift from external to internal transactions to reduce transactional costs. MNCs face interconnected operations across production, marketing, research, development, and training, involving knowledge and expertise. Pricing these intermediate products is challenging due to market imperfections and technology protection concerns, leading to the development of intrafirm markets. This shift towards cross-border internalization of markets drives MNCs to replace external transactions with internal "markets," fostering international enterprise and driving FDI (Lizondo, 1991: 71).

Dunning's Eclectic Theory (Dunning, 1977; Dunning, 1979) focuses on O-L-I: Ownership Specific Advantage (e.g., technology), Location Specific Advantage (e.g., foreign political factors), and Internalization Advantage (e.g., operating abroad). It sets three conditions for FDI: firms must have ownership advantages, using them internally should be more profitable than selling or leasing, and combining these advantages with foreign resources should yield higher profits than exclusive exports. This theory stresses the importance of ownership and internationalization advantages, with the foreign location offering benefits over the home country.

Capital Market Theory, shaped by Aliber's research in 1970, proposes that FDI is a consequence of imperfections in capital markets. It is driven by currency differences between source and host countries, with weaker currencies being more attractive due to their potential to leverage differences in market capitalization rates. He forwarded his theory in terms of the differences in the strength of the currencies in the host and source countries. He postulated that weaker currencies compared with stronger investing country currencies had a higher capacity to attract FDI in order to take advantage of differences in the market capitalization rate (Nayak and Choudhury, 2014: 11-12).

Expectations and predictability of risk are also important factors in decision making. Building on the literature that classifies different types of risk, such as Miller (1992), Oetzel and Oh (2014), the connection with FDI depends on the nature of the violence. Accordingly, the effect of geopolitical risk or political risk depends upon the extent to which violence poses a continuous risk. Continuous risk is predictable and ongoing, while discontinuous risk involves random events that are hard to foresee. On this scale, we can consider risks like corruption or expropriation as continuous risks; on the other hand, less predictable hazards such as terrorist attacks can be viewed as discontinuous risks for MNEs. Accordingly, a certain level of predictability is required for firms to adjust their location choice process and only the types of violence that pose a relatively continuous risk may affect a firm's location choice strategies. We can expect that these types of risks are negatively associated with the location choice decisions of MNEs. Second, the geography of political violence is also important. Risks concentrated in a specific geographical region of the country are likely to pose less risk to an MNE investing in

this country than political conflicts spread across a broader geographic area (Witte et al., 2017: 867).

In summary, FDI theories have evolved with globalization and trade liberalization policies, and an examination of these theories is essential for selecting relevant variables and proxies, predicting the expected directions of explanatory factors, and strengthening the basis for empirical analysis and discussion.

3. Related Literature and the Contributions

Many researchers in finance and economics try to find the factors that affect the FDI and numerous studies have extensively examined influencing factors and their consequential impacts. Effects of GPR are frequently disregarded, largely due to the absence of a time-varying indicator. Most existing research focuses on the influence of risk events using a dummy variable or relies on an event study approach, which comes with its own set of weaknesses. Thus, the literature concerning the connection between GPR/PS and FDI is still relatively young. A majority of these papers indicate that an increase in geopolitical risk or political instability reduces capital inflows in emerging economies while increasing in advanced economies and triggering an investor tendency toward seeking safety.

Geopolitic risks are an important determinant of FDI. Accordingly, P'astor and Veronesi (2013), Friberg (2015), Rauf et al. (2016), Giambona et al. (2017), Cheng and Chiu (2018), Fania et al. (2020), Cuypers et al. (2021), Bussy and Zheng (2023) provide enough evidence for a negative relationship between GPR and FDI. In addition, Henisz and Zelner (2005), Busse and Hefeker (2007), Jensen (2008), Darendeli and Hill (2016), Filippaios et al. (2019) suggest that political risks are connected to adverse outcomes for FDI. An escalation in GPR raises the necessary return for an investment to be considered worthwhile while leading to delays in investment decisions.

Different aspects of political risks such as corruption (Cuervo-Cazurra, 2006), terrorism (Czinkota et al., 2010), political violence (Witte et al., 2017), and political party tenure (Cordero and Miller, 2019) have been found to negatively affect FDI. Studies by Sethi and Luther (1986), Phillips-Patrick (1989), and Click and Weiner (2010) have all explored the negative outcomes linked to political risks and policy uncertainty concerning different types of international investments, including FDI, portfolio investment, and loans. These studies explore these effects across different dimensions, ranging from the country-level to industry-level and firm-level analyses.

Political instability, corruption, and institutional factors are other sources of risk factors and they play a significant role in the direction of FDI. Numerous research findings indicate that PS and effective institutions can foster private investment while enhancing the overall efficiency of the economic system. In this respect, Loree and Guisinger (1995), Dunning (2000), Egger and Winner (2005), Freckleton et al. (2012), Eduardo de Arce and Escribano (2014), Jose and Ling (2015), Rashid et al. (2017), Abdella et al. (2018), Zouhaier (2019), Nizam (2022) demonstrated that nations exhibiting robust PS and institutional quality, along with minimal corruption tend to attract greater FDI inflows.

The situation is further aggravated when it comes to emerging economies. In such cases, nations face elevated risk premiums, as observed in the study by Cherian and Perotti (2001).

Additionally, factors like resource nationalism can impact the valuation of oil and gas reserves. These dynamics may amplify the adverse impact of geopolitical risk (GPR) on investment flows, potentially resulting in additional penalties. Moreover, Henisz (2000), Daude and Stein (2007), Oh and Oetzel (2011), Colino (2013), Julio and Yook (2016), Beazer and Blake (2018), Dedeoğlu et al. (2019) have documented that good governance (e.g. regulatory quality, efficient rule of law, accountability) attracts FDI inflow and mitigate the negative effect of political uncertainty.

We contribute to the literature from at least three perspectives and aim to fill some gaps in this manner. Most of the existing literature on GPR primarily approaches the subject from an international relations perspective. In this study, we examined the impacts of both geopolitical risk and PS on FDI simultaneously, providing a comprehensive view of relevant factors and their quantified influence. However, previous studies on geopolitical risk are limited by the difficulty of accurately quantifying geopolitical risk. A recent database developed by Caldara and Iacoviello (2022) addresses this issue by directly measuring GPR. Second, it fills the gap in quantitative research for economies with high-risk profiles, focusing on such economies. Thirdly, the study employs the CS-ARDL approach for cointegration (D-H Test) analysis, which accounts for residual factor error structures, cross-section dependence of idiosyncratic errors, and slope homogeneity, enhancing the accuracy of individual regressions by considering the influence of common factors. These tests provide further validation and strengthen the credibility of our results, which subsequently support the policy implications for attracting FDI inflows sustainably.

Our research aims to investigate the impact of geopolitical risk and PS on FDI flows, focusing on their response to volatility. We hypothesize that both geopolitical risk and political instability negatively affect FDI flows. Finally, our study addresses the following research questions: a) How geopolitics and PS interact with FDI both in the short and long term, b) Are geopolitical risk, political instability, and other control variables attractive to FDI in our sample countries? c) Is the sensitivity of investment tendencies to GPR different among these countries?

4. Empirical Approach

4.1. Data and the Model Specification

In this study, we referred to the basic theories of FDI and set a strongly balanced panel model with an annual dataset. We choose 10 countries (China, Egypt, India, Israel, South Korea, Mexico, Poland, Russia, Türkiye, and Ukraine) that have the “highest” Geopolitical Risk Index (GPR) score in the relevant database spanning from 2000 to 2022. The reason for selecting this period in the study is twofold: the constraints posed by data availability and the inclusion of significant global geopolitical events that occurred during this timeframe. All data were sourced from the World Development Indicators (WDI, 2024), IMF International Financial Statistics (IFS, 2024), Worldwide Governance Indicators (WGI, 2024), and UNDP data center (UNDP, 2024). Caldara and Iacoviello (2022) calculated the latest GPR scores. All variables were transformed into natural logarithms to smooth the series and mitigate the influence of scale and skewness. In order to compare and contrast the influence of GPR and PS upon the FDI, the baseline model may be specified as below.

$$FDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 GPR_{it} + \beta_2 PS_{it} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Where dependent variable FDI (in billion US dollars) refers to yearly inflows to country i at year t . β_0 is the constant term of the model. We have two explanatory variables. The first one is the Geopolitical Political Risk (GPR) index for the host country "i" in the year "t." This index, developed by Caldara and Iacoviello (2018), quantifies adverse geopolitical events and associated risks. It is constructed based on the analysis of newspaper articles related to geopolitical risk, where the index represents the proportion of such articles out of the total number of news articles for each month. Hence, the GPR index captures perceptions of both risk and uncertainty (Antonakakis et al. 2017: 167). A high value GPR score indicates high-risk situations. The economic implication related to GPR arises from the fact that the host country's geopolitical risk hampers the inflow of FDI. So, the sign of the β_1 is expected to be negative (Bilgin et al., 2020: 554). The second variable LnPS is a component of the World Governance Indicators introduced by Kaufman et al. (2010), represents PS and is expressed as a percentile rank among the sample countries. It assesses perceptions regarding the probability of political instability and the presence of politically motivated violence, including terrorism. Its scale ranges from 0 (indicating the highest stability) to 100 (representing the lowest stability). We expect that the sign of β_2 will be positive.

4.2. Cross Section Dependence

Prior to conducting the primary analysis, it is crucial to carry out a diagnostic test for cross-sectional dependence (CSD). Cross-sectional dependence refers to whether cross-sectional units are related to each other, and whether units are equally affected by shocks that occur over time, and this is quite commonly observed in panel models. We consider that the countries in our sample are linked through trade and financial integration, leading to a shared correlation effect bias. Emerging economies exhibit strong interconnections in terms of policy alignment, cultural ties, and economic engagements, thus they depend on each other in many ways (Halwan et al., 2022: 6). This is especially relevant in scenarios involving investment flows. The increasing wave of globalization, regional policies, and technological advancements means that FDI inflows or PS in one developing country can also influence them in other developing countries. Neglecting cross-section dependence (CSD) can affect the first-order properties, such as unbiasedness and consistency, of standard panel estimators, leading to biased estimates and erroneous inferences. To determine the presence of CSD, we estimate the following panel data regression model.

$$\Delta y_{i,t} = d_i + \delta_i y_{i,t} + \sum_{j=1}^{p_i} \lambda_{i,j} \Delta y_{i,t} + u_{i,t} \quad (2)$$

where p is the lag length and d_i denote the deterministic part. Accordingly, the null hypothesis is $H_0: \text{Cov}(u_{it}; u_{it}) = 0$ for all t and $i \neq j$ against the alternative one $H_1: \text{Cov}(u_{it}; u_{jt}) \neq 0$ for at least one pair of $i \neq j$. In this frame, Lagrange Multiplier (LM) developed by Breusch and Pagan (1980) is performed as;

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (3)$$

where the number of cross-sections is N , time period is T , and the sample estimate of the pairwise correlation coefficients of the residuals from OLS estimation of equation 3 is $\hat{\rho}_{ij}$ for each i .

4.3. Slope Homogeneity

The next step is determining the homogeneity of slope coefficients using the delta test. Swamy (1970) introduced a framework for determining whether the slope coefficients of the cointegration equation are homogeneous across different groups. Subsequently, Pesaran and Yamagata (2008) developed asymptotically normally distributed standardized Delta and Adjusted Delta tests. First, we estimate a model where the null hypothesis $H_0: \beta_i = \beta$, implying that the slope coefficients in the panel are homogeneous, and the alternative hypothesis $H_1: \beta_i \neq \beta$, indicating that the coefficients in the panel are statistically different (heterogeneous). In order to test slope homogeneity, we utilize the following equation.

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad \tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - E(\tilde{z}_{iT})}{\sqrt{\text{var}(\tilde{z}_{iT})}} \right) \quad (4)$$

In equation 4, the expected value of error term z is $E(\tilde{z}_{iT}) = k$ with ‘ k ’ number of explanatory variables and its variance is $\text{Var}(\tilde{z}_{iT}) = 2k(T - k - 1)/T + 1$ (Bersvendsen and Ditzen, 2020: 53-54).

4.4. Unit Root

Following the examination of cross-sectional and homogeneity conditions, it becomes crucial to evaluate the stationarity. The use of non-stationary time series violates the assumptions of the regression model, leading to unreliable parameter estimates and prediction results. Panel unit root tests fall into two categories. First-generation tests assume that the cross-sectional units within the panel are independent, implying that all cross-sectional units in the panel are equally affected by shocks (Kappler, 2006: 6-7). However, given the high level of interdependence among countries in the contemporary global economic system, it is more realistic to assume that units are influenced to varying degrees by external shocks. Recognizing this, second-generation unit root tests have been devised to address this limitation. To assess stationarity, we employ the cross-sectional augmented Dickey-Fuller (CADF) test proposed by Pesaran (2006).

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it} \quad (5)$$

To make a decision, we adopted a linear heterogeneous panel model in equation (5) and conducted a test on y_{it} . We can rewrite y_{it} and u_{it} as $\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it}$ in which α is constant and β is coefficient and equal to $\alpha_i = (1 - \phi_i)\mu_i, \beta_i = -\phi_i$. Under this equation, If $\phi_i = 1$, series will contain a unit root. Thus, null hypothesis is $H_0: \beta_i = 0$ indicates no cross-sectional dependency against the alternative one $H_1: \beta_i < 0$ for some i .

4.5. Panel Cointegration Test of Durbin Hausman

At this step, we aim to determine the cointegration relationship between series using the Durbin Hausman (DH) test that considers cross-sectional dependence and homogeneity in slope coefficients. Also, it allows independent variables can have different degrees of stationarity, such as I(0) or I(1), but the dependent variable should follow the I(1) process. The Durbin-Hausman test provides two types of test statistics, one for groups and the other one for panels. If the assumption of *homogeneity* is accepted, panel statistics (DH_p) are considered given that panel statistics are calculated as if the entire panel were in a single cross-section. If heterogeneity is assumed as a result of the delta test, group statistics (DH_g) are examined. In the group test, the rejection of the H_0 implies that there is at least one cointegration vector for some cross-sections. In the panel test, it is assumed that the autoregressive parameter is the same for all cross-sections (Westerlund, 2008: 199-203). Under this assumption, when the H_0 hypothesis is rejected, it means there is a cointegration relationship for all cross-sections. In the prediction process, residuals are obtained initially. However, due to the common factor problem, these residuals are obtained using the principal component procedure instead of ordinary least squares (OLS). Subsequently, OLS predictions are made on the residuals using variance and bandwidth information, and test statistics are obtained as follows.

$$DH_g = \sum_{i=1}^n \hat{S}(\tilde{\phi}_i - \hat{\phi}_i)^2 \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad ; \quad DH_p = \hat{S}_n \hat{S}(\tilde{\phi}_i - \hat{\phi}_i)^2 \sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad (6)$$

where ϕ_i is the coefficient of residual \hat{e}_{it-1} that is a consistent estimate from $\hat{e}_{it} = \phi_i \hat{e}_{it-1} + error$ and testing the null hypothesis of *no cointegration* is asymptotically equivalent to testing whether $\phi_i = 1$. Variances of panel and cross section units are $\hat{S}_i = \hat{\omega}_i^2 / \hat{\sigma}_i^2$ and $\hat{S}_n = \hat{\omega}_n^2 / \hat{\sigma}_n^2$ where $\hat{\omega}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\omega}_i^2$; $\hat{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\sigma}_i^2$. In other words, long-term and contemporaneous variances ($\hat{\omega}_n^2$ and $\hat{\sigma}_n^2$) are equal to the means of their own predictions. For the panel test, the null and alternative hypotheses are formulated as $H_0 : \phi_i = 1$ for all i versus $H_1 : \phi_i = 1$ and $\phi_i < 1$ for all i. Thus, a rejection of the null should be taken as evidence in favor of cointegration for the entire panel. In the group means, H_0 is tested against the alternative one that $H_1 : \phi_i < 1$ for at least some i, and rejection should be interpreted as providing evidence in favor of rejecting the null hypothesis for at least some of the cross-sections (Westerlund, 2006: 13).

4.6. CS-ARDL Model

ARDL bound test method, introduced by Pesaran, Shin, and Smith (2001), offers several advantages such as better small sample properties, accommodation of series with different orders of integration, reparametrization into the Error Correction Model (ECM), and providing insights into both short-run dynamics and long-run relationships between variables (Nkoro and Uko, 2016: 78–79). However, the traditional ARDL method does not consider cross-sectional dependence (CSD), which affects its efficiency. In response to this challenge, Chudik and Pesaran (2015), along with Chudik, Mohaddes, Pesaran, and Raissi (2016), introduced the cross-section (CS) augmented ARDL method to overcome these issues. The CS-ARDL panel approach effectively addresses endogeneity while also managing cross-sectional dependence.

Furthermore, it provides a comprehensive analysis of both the enduring and immediate impacts of the variables. It enables the handling of cross-sectional dependence (CD) in both long and short-term error terms. This estimation technique effectively addresses dynamics, heterogeneity, and cross-sectional dependence. (Ameer et al., 2020: 4). A linear version of the unrestricted error correction form of the traditional ARDL (p;q) model for $t = 1, 2, \dots, T$ periods and $i = 1, 2, \dots, N$ number of countries can be specified by the following regression.

$$y_{it} = \sum_{k=1}^p \lambda_{ik} y_{i,t-k} + \sum_{k=0}^q \delta'_{ik} x_{i,t-k} + \omega_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Where $y_{i,t-k}$ denotes lagged of the dependent variable (the CS-ARDL method regards the 1-year lag of the regressed variable as a weakly exogenous regressor within the error correction process), X_{it} is the (kx1) vector of explanatory variables that are allowed to be purely I(0) or I(1) for group i, scalar λ_{ik} denotes coefficients of lagged dependent variable, δ_{ik} indicates slope coefficients of the explanatory variables, ω_i represents group specific fixed effect error term, ε_{it} is iid error term and p and q are optimal lag orders. To handle cross-sectional dependence and ensure slope homogeneity, Chudik and Pesaran (2015) recommend incorporating Pesaran's (2006) Common Correlated Effects (CCE) approach into panel Autoregressive Distributed Lag (ARDL) models. Under the assumption of uncorrelated coefficients and predictors, Pesaran (2006) illustrates that the cross-sectional averages of both dependent and independent variables can substitute for unobservable common factors. These averages can then be incorporated into the original regression model (equation 7). The expanded form of the traditional model can include extra lags (r) to the ARDL specification as follows.

$$y_{it} = \sum_{k=1}^p \lambda_{ik} y_{i,t-k} + \sum_{k=0}^q \delta'_{ik} x_{i,t-k} + \sum_{k=0}^r \beta_{ik} \phi \bar{M}_{t-1} + \omega_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

where $\bar{M}_{t-1} = (\bar{y}_{i,t-k}, \bar{x}_{i,t-k})$ is the cross section averages of regressed and regressor and it eliminates cross-section dependencies (Azam et al., 2022: 87752). We can transform Equation (8) to an ECM to decompose short and long run effects. At that, we come up with the following CS-ARDL specification.

$$\Delta y_{it} = \phi_i [y_{i,t-1} - \theta_i x_{i,t}] - \sum_{k=1}^{p-1} \lambda_{ik}^* \Delta y_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{q-1} \delta_{ik}^{*} \Delta x_{i,t-k} + \sum_{k=0}^r \beta_{ik} \Delta \bar{M}_t + \omega_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Equation (9) indicates the ECM presentation of the Panel CS-ARDL model. Δ is the difference operator with an optimal lag order, $\lambda_{ik}^* = -\sum_{m=k+1}^p \lambda_{im}$ ($k=1, 2, \dots, p-1$) and $\delta_{ik}^{*} = -\sum_{m=k+1}^q \delta_{im}$ ($k=1, 2, \dots, q-1$) are the short run coefficients, $\hat{\phi}_i = -(1 - \sum_{k=1}^{p_y} \lambda_{ik})$ is the error correction term. This term indicates the speed of adjustment toward long run equilibrium after a shock to the system. This term should be statistically significant and negative to support the long-run equilibrium. $\hat{\theta}_i = (\sum_{i=0}^q \beta_{1,i}) / \hat{\phi}_i$ is the long run coefficient. For the calculation of the variance/covariance matrix of the individual long run coefficients θ_i the delta method used the vector of the long run coefficient (Dahmani et al., 2022: 119).

In the case of panel data with small cross-sections, traditional estimation techniques such as fixed/random effects estimators are generally used. However, when the panel model is of

high frequency with the number of cross-sections, the asymptotic properties will be quite different and non-stationarity becomes a problem. In this case, we can estimate the ARDL model using Mean Group (MG) methods. MG estimator that proposed by Pesaran and Smith (1995), derives the long run parameters from the ARDL models for individual groups by estimating N separate regressions for each group and then calculating the coefficient means to derive the estimator. Thus, it produces consistent estimates of the average of the parameters. The MG estimator for the panel model can be expressed as follows.

$$\hat{\theta}_{MG} = 1 / N \sum_{i=1}^N \hat{\theta}_i \quad (10)$$

This estimator allows for heterogeneity for all parameters (they are freely independent across individuals) for both short and long run vary across groups. However, this method does not recognize the possibility that some parameters may be similar across groups and it is inefficient if slope homogeneity holds (Hussain et al., 2022: 7).

5. The Findings

We start our analysis by reviewing summary statistics before implementing the main model. The summary statistics in Table 1 reveal significant variation in all variables. Standard deviations indicate that LnFDI has the highest volatility and the LnPS has the lowest. Second, negative values of skewness for all variables indicate data that are skewed left except LnPS. In the case of kurtosis, values are near 3 suggesting that distributions have slightly heavier tails (leptokurtic). But to make sure about normality, we conducted the Jarque-Bera test. Accordingly, at least %5 significance level, we cannot reject the null of that the disturbance term is normally distributed.

Table 1. Summary Statistics

Variables	LnFDI	LnGPR	LnPS	Correlation		
Mean	9.502	-1.608	3.160			
Median	9.495	-1.519	3.140			
Maximum	12.749	1.300	4.457	LnFDI	1	-
Minimum	5.468	-4.200	1.560	LnGPR	-0.34	1
Std. Dev.	1.347	0.967	0.683	LnPS	0.29	0.24
Skewness	-0.126	-0.385	0.037			
Kurtosis	3.111	3.005	2.792			
Jarque-Bera	3.091	4.657	3.287			
Probability	0.21	0.08	0.13			
Sum	2167.72	-367.33	720.56			
Sum Sq. Dev.	411.76	212.42	106.38			
				Covariance		
				LnFDI	LnGPR	LnPS
				LnFDI	1	-
				LnGPR	-0.41	1
				LnPS	0.26	0.19
						1

Secondly, the correlation analysis shows that independent variables are in weak correlation with dependent variables. Finally, the negative covariance coefficient between LnFDI and LnGPR reflects opposing behavior between these variables, while the positive coefficient between LnFDI and LnPS indicates a positive relationship. Nonetheless, descriptive statistics alone do not provide a sufficient basis for evaluating the direction of a potential cointegration relationship. Therefore, it is necessary to conduct appropriate tests to gain a clear understanding. However, before proceeding with the main model, it is essential to conduct a

preliminary analysis. In this regard, the stationarity of the variables needs to be examined. Hence, before conducting the unit root test, an assessment of cross-sectional dependence and the homogeneity-heterogeneity characteristics of the series were carried out, and the findings are presented in Table 2.

Table 2. Cross Sectional Dependence (CSD) and Slope Homogeneity

CSD;	LnFDI		LnGPR		LnPS	
	Test Stat.	Prob.	Test Stat.	Prob.	Test Stat.	Prob.
CD _{LM1}	68.24**	0.01	59.71	0.07	33.87	0.88
CD _{LM2}	6.09***	0.00	5.42*	0.06	-1.17*	0.08
CD _{LM}	-2.61**	0.01	-3.17	0.00	-2.86**	0.00
Bias Adj. CD	40.66***	0.00	2.08**	0.01	12.23***	0.00
Slope Homogeneity						
Δ Test	9.41***	0.00	7.09***	0.00	12.87***	0.00
Δ _{adj.} Test	8.91***	0.00	6.78***	0.00	13.24***	0.00

Notes: *, ** and *** denote statistical significances at 1%, 5% and 10% levels, respectively.

As seen in the table, the null hypothesis of “no cross-sectional dependence” in the series has been rejected at least a 10% significance level for all types of tests. Therefore, second-generation unit root tests should be employed. At the bottom of the table, the homogeneity-heterogeneity properties of the coefficients have been examined. The null hypothesis stating that the *series are homogeneous* is rejected based on the probability values from the delta test. It means the model's coefficients are non-uniform and that the slope varies among countries. At that, possible external shocks will affect the coefficients of each cross-section differently.

After addressing cross-sectional dependence (CSD) and slope homogeneity, the subsequent step entails determining the order of integration for the time series under study. This is a critical step since the CS-ARDL cointegration method is suitable for modeling with a combination of I(0) and I(1) regressors. However, when dealing with variables integrated into order two (I(2)), the CS-ARDL approach may yield less robust results. To evaluate stationarity within the panel series, we employed the CADF unit root tests.

Table 3. CADF Unit Root Test

Cross-Section	Level			First Difference		
	LnFDI	LnGPR	LnPS	LnFDI	LnGPR	LnPS
China	-2.33	-2.76	-2.61	-3.62*	-3.78*	-3.76*
Egypt	-2.73	-4.03*	-2.52	-4.18**	-4.07**	-3.87*
India	-2.44	-3.52	-3.42	-3.57*	-3.94*	-3.56*
Israel	-1.33	-2.17	-3.37	-6.24***	-2.88	-3.63*
S. Korea	-5.91***	-3.01	-3.32	-6.76***	-3.55*	-4.17**
Mexico	-2.27	-3.47	-3.37	-6.49***	-3.73*	-4.44**
Poland	-3.17	-3.2	-4.55**	-4.13**	-3.91*	-5.41***
Russia	-1.86	-4.49**	-3.21	-4.27**	-5.58***	-4.94***
Türkiye	-2.07	-3.45	-3.48	-3.31	-3.76*	-6.09***
Ukraine	-1.63	-3.09	-3.07	-2.67	-4.54**	-4.23**
CIPS- Stat.	-2.58	-3.39	-3.53	-4.46**	-3.97*	-4.42**

Notes: *, ** and *** denote statistical significances at 1%, 5% and 10% levels respectively. CADF test indicates also CIPS statistics, which are computed as the simple, average of the individual-specific CADFi statistics to represent the panel as a whole. Critical values for the case of “intercept and trend” at 1%, 5% and 10% are -4,97 / -3,99 / -3,55 respectively (Pesaran, 2007: 276, Table I.b).

Table 3 illustrates that, based on both CADF (individuals) and CIPS (entire panel) statistics, almost all variables in the model exhibit stationarity in the first difference at a significance level of at least 10%. The null hypothesis (unit root) has not been rejected at the conventional test size, leading to the conclusion that these series follow an I(1) process. Additionally, we can confirm that none of our variables are integrated in the second order, I(2).

After confirming the order of integration, the next step in the analysis involves examining the evidence of a long-term cointegration relationship among variables using the Durbin-Hausman tests. One advantage of this test is its applicability when the series are either I(0) or I(1). Additionally, the test accounts for cross-sectional dependence and the homogeneity-heterogeneity characteristics of the series. The test comprises two models: Model 1, including an equation with a constant term; and Model 2, representing a model with both a constant and a trend.

Table 4. Durbin Hausman Panel Cointegration Test

Model	Panel and Group Statistics	Value	Probability	Decision
Model 1; LnFDI = f (LnGPR ; LnPS)	Durbin-H Group Statistic	-0.383	0.35	No Cointegration
	Durbin-H Panel Statistic	-1.436*	0.07	Cointegration
Model 2; LnFDI = f (LnGPR ; LnPS)	Durbin-H Group Statistic	-1.482**	0.04	Cointegration
	Durbin-H Panel Statistic	-0.792	0.21	No Cointegration

Notes: The values in parentheses represent probability values. ***, **, and * respectively indicate the percentages at which the null hypothesis is rejected at the significance levels of 1%, 5%, and 10%.

The test yields cointegration estimation results for both the cross-section within the panel and the overall panel. However, considering the heterogeneity identified in the Delta test results, decisions must be made by analyzing “group” statistics in the Durbin-H test. As depicted in Table 4, the null hypothesis of “no cointegration” remains unrejected in both Model 0 and Model 1. However, in Model 2 (which includes a constant and trend), the null hypothesis is rejected as the probability value falls below 5%, signifying the presence of a cointegration relationship.

Upon confirming the presence of a long-term cointegration relationship among the considered variables, the subsequent phase of this study involves examining the long-term impact of LnGPR and LnPS on LnFDI using the Cross-Sectionally Autoregressive Distributed Lag (CS-ARDL) model. The results of the panel CS-ARDL analysis are presented in Table 5.

Table 5. CS-ARDL Regression (dependent variable: LnFDI)

	Coefficients	Standart Errors	Z-Statistics	Probability Values
Error Correction (ECT ₋₁)	-0.775	0.1367	-4.54	0.00
Short Run Results				
L.ΔLnFDI _{i,t-1}	0.224**	0.0979	2.31	0.02
ΔLnGPR _{i,t}	-0.271**	0.1196	-2.28	0.02
ΔLnPS _{i,t}	0.219	0.1709	1.28	0.21
Constant	1.128	0.8568	1.31	0.19
Long Run Results				
lr_LnGPR _{i,t}	-0.164*	0.0917	-1.78	0.07
lr_LnPS _{i,t}	0.406***	0.1059	3.83	0.00
Number of Observations	690			
Number of Group	10			
R ² (MG)	0.75			
Prob. > F	0.00			
Root MSE	0.56			

Notes: *, ** and *** denote statistical significances at 1%, 5% and 10% levels respectively. Drawing from insights in previous studies, Eberhardt and Presbitero (2015) recommended a lag length of 2, while Chudik and Pesaran (2015) emphasized that the lag length should not exceed 3. As a result, we chose to utilize 2 lags.

Based on the estimations, the presence of a negative and statistically significant error correction coefficient (ECT₋₁) indicates the existence of a long-term relationship among the variables of interest. Given our yearly data, the ECT₋₁ coefficient suggests that external shocks in the short run converge to the long-run equilibrium at a rate of approximately 77% per annum. This observation signifies a stable long-term cointegration relationship among the variables. Moving forward, we present both the short-term and long-term effects of LnGPR and LnPS on LnFDI. In the short run, the results indicate that a one-lag of the FDI variable exhibits a positive effect at a significance level of at least 5%. The current-year value of the dependent variable is influenced by its one-year lagged value by %0.224 unit implying that FDI investors consider the realizations of the previous year before reaching a decision on investment. Second, LnGPR is negative and significantly related to LnFDI. The negative coefficient indicates that a %1 unit increase in geopolitical risk leads to a %0.271 unit decrease in investment flows at a 5% significance level. Third, LnPS is positively related to LnFDI. The coefficient of LnPS points out %1 unit increase in LnPS stimulates by %0.219 units in LnFDI. The coefficient keeps its positive sign, but it fails to reach statistical significance. Thus, PS has no explanatory power on investment flows in the short run. It may stem from lags in legislative and policy adjustments. In many countries, bureaucracy and administrative processes can be slow and cumbersome. This can lead to delays in obtaining permits, licenses, and approvals necessary for foreign businesses to operate. These administrative delays can be seen as adjustment lags, as they can hinder the quick implementation of FDI projects in the short run. Lastly, we determined that the constant of the short run model is insignificant according to probability value.

In the long run, the GPR has a negative impact on FDI, similar to short-term observations. For example, during periods of rising geopolitical tensions such as war, trade disputes, or political instability in regions like the Middle East, or Caucasians, investors may be hesitant to invest in those areas. According to Table 5, the estimated coefficient shows that a 1% increase in geopolitical risk reduces investment flow by 0.164%. However, the long-term impact is about half of the short-term effect, indicating a decreasing negative influence of

geopolitical developments on investment flows over time. This reduction could be due to factors such as decreasing tensions, resolution of geopolitical conflicts, or establishment of stable governance structures in previously volatile regions. Additionally, measures taken to stabilize markets by governments or international organizations may alleviate investor concerns. For instance, policy reforms aimed at improving transparency and reducing corruption can boost investor confidence and attract capital. On the other hand, PS has a positive and significant impact on investment flows. In countries with high PS, such as those with established democratic systems and respect for the rule of law, investors may perceive lower risks and be more willing to invest. Thus, developed economies tend to attract more FDI. The estimated coefficient suggests that a 1% improvement in PS within the host country increases investment flow by 0.406%. For example, countries that have successfully transitioned from authoritarian regimes to stable democracies, like Chile, have seen significant increases in foreign investment as PS improves. Venezuela is another country with promising potential but faces difficulties in drawing FDI due to its political instability. This instability has led to widespread social unrest, corruption, poverty, violence, and inflation. Similarly, India, Egypt, and Türkiye have not performed well on indicators of PS, such as corruption, low competitiveness, weak institutions, bureaucratic hurdles, and troubled relations with neighboring countries. Consequently, they have failed to attract sufficient FDI to stimulate long-term economic growth.

6. Robustness Check

In this section, next to the main analysis of the cointegration relationship, we assessed the robustness of the results obtained from the CS-ARDL model. On that note, we employed various techniques, namely the CCEMG estimator (Common Correlated Mean Group), AMG estimator (Augmented Mean Group), Cup-FM (Continuously Updated Fully Modified), and Cup-BC estimator (Bias Corrected).

Table 6. Alternative Estimators for Cointegration Coefficient (Dependent variable: LnFDI)

Estimator	β_{LnGPR}	β_{LnPS}	St. Err _{LnGPR}	St. Err _{LnPS}	t-Stat _{LnGPR}	t-Stat _{LnPS}
CCE	0.385	0.457	0.249	0.564	1.546	0.810
Cup-FM	-0.396	0.403*	0.302	0.236	-1.311	1.708
Cup-BC	-0.552***	-1.133*	0.204	0.609	-2.706	-1.860
AMG	-0.482***	-0.436	0.221	0.312	-2.181	-1.397

Notes: *, ** and *** denote statistical significances at 1%, 5%, and 10% levels respectively indicating the percentages at which the null hypothesis is rejected at the significance levels of 1%, 5%, and 10%.

Table 6 carries out additional empirical exercises for robustness check. We assessed the behavior of the coefficients of main interest according to alternative estimators and displayed the outcomes. As seen in the table, the estimated coefficients of CCE indicate that none of the independent variables are statistically significant at all conventional levels. Thus, GPR and PS have no explanatory power in this manner. In the Cup-FM estimator, only the coefficient of LnPS is still positively signed ($\beta_{LnPS}^{CupFM})_{\%10} = 0.403$ and it is greater in terms of statistical significance and magnitude than their short-term counterpart. However, the other variables are statistically insignificant and exhibit no effect on investment flows. The cup-BC estimator yields a significant negative relationship between LnGPR and LnFDI at conventional size. As

such, $(\beta_{LnGPR}^{CupBC})_{\%1} = -0.552$ indicates a negative effect of geopolitical risk on investment flows. But unlike the CS-ARDL model, LnPS has a negative and significant relation with the dependent variable with a negative slope coefficient of $(\beta_{LnPS}^{CupBC})_{\%10} = -1.133$ level. The last estimator is AMG. Similarly, using the AMG estimation technique, LnGPR and LnFDI show a significant and negative relationship, i.e. $(\beta_{LnGPR}^{AMG})_{\%1} = -0.482$. However, the LnPS variable has no significant effect on investment flows according to their significance level. At the last stage of the robustness check, we investigated the causality between the variables under consideration. The CS-ARDL estimate does not provide any information on the causal links between variables. For this purpose, we utilize the Bootstrap Panel Causality test, as proposed by Konya (2006), which is based on Seemingly Unrelated Regressions (SUR) and employs the Wald test with bootstrap critical values.

Table 7. Results For Bootstrap Panel Granger Causality Test

Countries	H ₀ : LnFDI does not cause LnGPR					H ₀ : LnGPR does not cause LnFDI				
	Wald Stat.	Bootstrap P-value	Bootstrap Critical			Wald Stat.	Bootstrap P-Value	Bootstrap Critical Values		
			99th. Obs.	95th. Obs.	90th. Obs.			99th. Obs.	95th. Obs.	90th. Obs.
China	0.21	0.78	14.28 for 1%	9.32 for 5%	6.44 for 10%	22.51*	0.05	41.30 for 1%	24.07 for 5%	14.22 for 10%
Egypt	2.38	0.30	23.25	10.48	6.42	4.21	0.16	18.28	8.02	5.47
India	2.35	0.51	25.56	15.61	10.42	5.79	0.13	19.25	10.53	7.19
Israel	2.18	0.57	23.71	13.96	10.45	2.35	0.35	21.50	10.86	8.23
S. Korea	10.52**	0.06	27.69	13.72	7.04	0.78	0.63	23.78	13.33	9.44
Mexico	4.95	0.37	37.18	16.32	9.54	1.28	0.65	46.70	20.14	13.74
Poland	4.75	0.25	29.67	15.01	10.97	8.62*	0.05	14.51	7.47	3.81
Russia	3.99	0.28	27.67	15.14	12.61	9.776*	0.07	18.37	11.45	7.89
Türkiye	3.68	0.45	32.02	22.68	14.38	4.18	0.25	34.51	13.74	9.18
Ukraine	0.64	0.69	38.21	16.97	11.13	16.83**	0.03	20.51	9.63	6.09

Notes: *, ** and *** denote statistical significance of rejection at 10, 5 and 1%, respectively indicate the percentages at which the null hypothesis is rejected at the significance levels of 1%, 5%, and 10%. Critical values are based on 10,000 bootstrap replications. Optimal lag length represent the lag for which Schwarz Bayesian Criterion has minimal levels.

As seen in table 7, there is no Granger causality (Wald statistics are lower than the bootstrap critical values) except in the case of South Korea where the null hypothesis that *LnFDI does not cause LnGPR* is rejected at a %5 significance level. When we consider the opposite direction, there is sufficient evidence against the null hypothesis at a conventional level in the case of China, Poland, Russia, and Ukraine. GPR surrounding China are complex and encompass a wide range of factors, including tensions with neighboring countries (Japan, India, and Taiwan), trade disputes, and territorial disputes in the South China Sea, human rights concerns, and competition with other global powers like the United States. The conflict between Russia and Ukraine, which began in 2014 with Russia's annexation of Crimea and ongoing unrest in Eastern Ukraine, represents a significant geopolitical risk. These developments are an important source of instability and uncertainty because of both regional and global scale. Therefore, these countries have become more sensitive to GPR regarding FDIs. But for the remaining cases, the results provide weak evidence in favour of the alternative hypothesis.

Table 8. Results For Bootstrap Panel Granger Causality Test

Countries	H₀: LnFDI does not cause LnPS					H₀: LnPS does not cause LnFDI				
	Wald Stat.	Bootstrap P-value	Bootstrap Critical			Wald Stat.	Bootstrap P-Value	Bootstrap Critical Values		
			99th. Obs. for 1%	95th. Obs. for 5%	90th. Obs. for 10%			99th. Obs. for 1%	95th. Obs. for 5%	90th. Obs. for 10%
China	0.75	0.66	24.43	12.05	9.77	0.19	0.71	11.22	7.33	4.75
Egypt	0.11	0.76	10.63	5.56	4.04	5.58**	0.06	10.37	4.46	2.91
India	12.41**	0.05	23.56	11.96	8.49	4.55	0.14	16.94	9.01	5.17
Israel	0.387	0.74	20.63	12.44	9.01	7.05*	0.09	22.09	9.86	6.26
S. Korea	838	0.13	26.31	10.78	9.24	5.59	0.18	20.86	12.33	8.49
Mexico	0.95	0.71	19.71	13.41	9.94	11.38*	0.08	25.82	14.31	10.17
Poland	1.64	0.37	26.98	13.10	8.03	2.93	0.22	15.7	6.79	4.54
Russia	2.38	0.26	15.13	6.65	4.48	3.27	0.25	18.11	9.46	6.26
Türkiye	3.01	0.11	8.39	4.12	3.24	2.23	0.20	15.06	6.39	4.28
Ukraine	1.33	0.58	12.49	8.57	6.14	1.08	0.53	25.75	12.53	8.17

Notes: *, ** and *** denote statistical significance of rejection at 10, 5 and 1%, respectively. Indicate the percentages at which the null hypothesis is rejected at the significance levels of 1%, 5%, and 10%. Critical values are based on 10,000 bootstrap replications. Optimal lag length represents the lag for which Schwarz Bayesian Criterion has minimal levels.

Table 8 reports the results for granger non-causality between PS and investment flows. It is clear that the null of *LnFDI does not cause LnPS* cannot be rejected only for India at a %5 significance level. However, it is possible to draw a conclusion for the inverse direction that an increase in the LnPS leads to an increase in LnFDI in 3 out of 10 cases namely Egypt, Israel, and Mexico. Although these countries have a moderate score in the geopolitical risk database, they have experienced negative developments during the last years including coup d'état, controversial government policies, political upheaval, civil unrest, social protests, border disputes, regulatory unpredictability, and lack of a robust fiscal response to the COVID-19 crisis. Thus, political turmoil could steer investors away, damage the confidence of potential investors, and jeopardize existing investments. Regarding these countries, Thomas and Grosse (2001), Kim (2010), Detta (2013), Samford and Gomez (2014), and Kurecic and Kokotovic (2017) proved that countries exhibiting robust PS have strong potential to attract more FDI inflows. In addition, Colino (2013), Julio and Yook (2016), Beazer and Blake (2018), and Dedeoğlu et al. (2019) have documented that good governance (e.g. regulatory quality, efficient rule of law, accountability) can mitigate the negative effect of political instability.

7. Conclusion

In this paper, in addition to the cointegration relationship and coefficient estimation, we investigated the direction of causality between FDI, GPR, and PS for the period 2000-2022 with yearly data in dynamic panel models for high-risk countries in the relevant database. The econometric findings indicate robust evidence that GPR and PS have statistically significant effects on investment flows in the context of sample countries. This suggests that GPR have negative effects on FDI volume. However, PS has a positive impact on FDI inflow implying that good governance, and a stable social, economic, or political environment mitigates the negative effect of GPR on FDI by ensuring consistent, independent, and effective policymaking. In this manner, our findings have important implications for policymakers.

GPR and FDI have a complex relationship that significantly impacts investment decisions. They encompass various factors such as political conflicts, territorial disputes, and international tensions. Thus, they can directly impact FDI by potentially leading to losses through expropriation or political upheaval and they have a negative impact on FDI, as investors prefer stable, predictable, and safe environments. Additionally, it can have indirect effects by disrupting supply chains and markets, thereby affecting investment profitability. High geopolitical risk can also increase borrowing costs and limit financing access, making it more challenging for businesses to operate and expand. Second, PS is a vital aspect of an attractive investment climate. Stable governments instill confidence in investors by reducing the risk of sudden policy changes, expropriation, or political turmoil. They also uphold the rule of law, protect property rights, and enforce contracts, which are crucial for business operations. Moreover, PS enables long-term planning and signals a lower risk of capital loss due to political upheaval. While many democratic countries offer these advantages, non-democratic countries like China can also attract significant FDI due to their predictability and support for a free market economy. To attract more investment, a country should maintain economic policy clarity, minimize administrative chaos, avoid frequent changes in market rules, and reduce market interventions.

For example, in the case of Egypt, youth unemployment, high inflation rate, effects of Arab springs, Coup D'état in 2013, currency depreciation, and geopolitical tensions, pose a risk to PS. With its political instability marred by geopolitical unrest in the Middle East, the country reinforces this negative trend in the long term and experiences challenges attracting FDI. Also, the decline in the Suez Canal and tourism revenues due to regional conflicts has added to existing challenges. When we consider Mexico, regulatory unpredictability, uncertainty about contract enforcement and informality, public policy priorities in the energy sector, widespread corruption and bribery (ranks 126th out of 180 countries), highly skewed income distribution, organized crime, and terrorism from gangs (ranks 137 out of 163 countries) are important sources of risk and instability. In fact, the rule of law and control of corruption are below Latin America's average. Lastly debates over geopolitics (e.g. South China sea) and trade disputes (trade war in the Trump era) between China and the USA have resulted in increased Chinese investments flowing into Mexico, especially concerning its effects on US national security. This has prompted calls for Mexico to enhance its foreign investment screening, showing increasing pressure from the US to limit the flow of Chinese goods entering the US via Mexico.

In the case of Russia, the conflict in Ukraine is important because of the region's strategic value. Ukraine acts as a vital transit route for energy resources, connecting Russia to Europe. Any disruptions to this critical energy infrastructure can have severe consequences for energy markets and prices worldwide. Additionally, the conflict has led to economic sanctions imposed by several countries, which restrict trade and make business operations more complicated. These sanctions have made it harder for Russia to access global financial markets and have discouraged foreign investments. As a result of the war and economic restrictions, many multinational companies have had to reduce or stop their operations in the region. Individual investors have also tried to spread out their investments, decreasing their involvement in the area and redirecting their portfolios into more stable regions. Lastly, Türkiye lies within one of the world's most volatile regions. The Middle East has been a center for wars, internal conflicts, terrorist incidents, and popular uprisings for many years due to the struggle for control over energy resources like oil and natural gas. The conflict-prone nature of the region negatively

affects both itself and the countries surrounding it. Moreover, ongoing issues such as the Syrian civil war and the refugee crisis, the longstanding tension between Azerbaijan and Armenia, and the Georgia-Russia dispute over Abkhazia and South Ossetia, which sometimes escalate into active conflicts, are adverse developments that place Turkey in a challenging position, both economically and in terms of attracting investments. Lastly, applied economic programs (e.g. New Economic Program started on 20 December 2021) that mark an abrupt break from the unorthodox policies (e.g. arbitrary decrease in interest rate) and increased frequency of economic regulations have reduced predictability in the economy, complicated the ability of economic actors to foresee long-term outcomes and weakened confidence in economic management among investors.

As a result, regions characterized by stability, positive diplomatic relations, and predictable geopolitics tend to attract more FDI. Conversely, even politically stable countries may experience reduced FDI inflows in regions marked by geopolitical tensions or diplomatic conflicts. Geopolitical risk acts as a counterbalance to PS, significantly influencing investment decisions by shaping perceptions of safety and predictability in investment environments. To this end, policymakers must prioritize measures aimed at bolstering PS, ensuring administrative predictability, enhancing the regulatory framework, and fostering regional cooperation to attract higher levels of foreign investment. Additionally, open and constructive diplomatic initiatives, conflict resolution mechanisms, the establishment of a stable and transparent business environment, the enforcement of the rule of law, the implementation of transparent regulatory frameworks, as well as forging trade agreements and partnerships, all play a pivotal role in creating a conducive environment for attracting investment.

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 are no potential conflicts of interest in this study.

References

- Abdella, A.B., Naghavi, N. and Fah, B.C.Y. (2018). The effect of corruption, trade openness and political stability on foreign direct investment: Empirical evidence from BRIC countries. *International Journal of Advanced and Applied Sciences*, 5(3), 32-38. <https://doi.org/10.21833/ijaas.2018.03.005>
- Acocella, N. (1992). The multinational firm and the theory of industrial organization. In A. Del Monte (Ed.), *Recent developments in the theory of industrial organization* (pp. 232-251). London: Palgrave Macmillan.
- Aisen, A. Veiga, F.J. (2013). How does political instability affect economic growth? *European Journal of Political Economy*, 29, 151-167. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2012.11.001>
- Aliber, R. (1970). A theory of foreign direct investment. In C.P. Kindleberger (Ed.), *The international corporation* (pp.17-34). Cambridge: The MIT Press.
- Ameer, W., Sohag, K., Xu, H. and Halwan, M.M. (2020). The impact of OFDI and institutional quality on domestic capital formation at the disaggregated level: Evidence for developed and emerging countries. *Sustainability*, 12(9), 3661. doi:10.3390/su12093661
- Antonakakis, N., Gupta, R., Kollias, C. and Papadomou, S. (2017). Geopolitical risks and the oil stock nexus over 1899–2016. *Finance Research Letters*, 23(2017), 165–173. <http://dx.doi.org/10.1016/j.frl.2017.07.017>
- Azam, M, Uddin, I, Khan S. and Tariq, M. (2022). Are globalization, urbanization, and energy consumption cause carbon emissions in SAARC region? New evidence from CS-ARDL approach. *Environmental Science Pollution Research*, 29(58), 87746–87763. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-21835-1>
- Beazer, Q. H. and Blake, D.J. (2018). The conditional nature of political risk: How home institutions influence the location of foreign direct investment. *American Journal of Political Science*, 62(2), 470–485. <https://doi.org/10.1111/ajps.12344>
- Bersvendsen T. and Ditzen, J. (2021). Testing for slope heterogeneity in Stata. *The Stata Journal*, 21(1), 51-80. <https://doi.org/10.1177/1536867X211000004>
- Bilgin, M.H., Gozgor, G. and Karabulut, G. (2020). How do geopolitical risks affect government investment? An empirical investigation. *Defence and Peace Economics*, 31(5), 550-564. doi:10.1080/10242694.2018.1513620
- Breusch, T.S. and Pagan, A.R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification tests in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Buitrago, R.R.E. and Barbosa, C.M.I. (2020). Home country institutions and outward FDI: An exploratory analysis in emerging economies. *Sustainability*, 12(23), 10010. <https://doi.org/10.3390/su122310010>
- Busse, M. and Hefeker, C. (2007). Political risk, institutions and foreign direct investment. *European Journal of Political Economy*, 23(2), 397-415. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2006.02.003>
- Bussy, A. and Zheng, H. (2023). Responses of FDI to geopolitical risks: The role of governance, information, and technology. *International Business Review*, 32, 102136. <https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2023.102136>
- Butler, K.C. and Joaquin, D.C. (1998). A note on political risk and the required return on foreign direct investment. *Journal of International Business Studies*, 29(3), 599-607. <https://doi.org/10.1057/palgrave.jibs.8490009>
- Caldara D. and Iacoviello, M. (2018). *Measuring geopolitical risk* (FRB International Finance Discussion Paper No.1222). Retrieved from <https://www.federalreserve.gov/econres/ifdp/measuring-geopolitical-risk.htm>
- Caldara, D. and Iacoviello, M. (2022). Measuring geopolitical risk. *American Economic Review*, 112(4), 1194-1225. doi:10.1257/aer.20191823

- Cheng, C.H.J. and Chiu, C.W. (2018). How important are global risks to emerging economies? *International Economics*, 156, 305-325. doi:10.1016/j.inteco.2018.05.002
- Cherian, J.A. and Perotti, E. (2001). Option pricing and foreign investment under political risk. *Journal of International Economics*, 55(2), 359-377. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(01\)00083-6](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(01)00083-6)
- Chudik, A., Mohaddes, K., Pesaran, M. and Raissi, M. (2016). Long-run effects in large heterogeneous panel data models with cross-sectionally correlated errors, advances in econometrics. In G.G. Rivera, R.C. Hill, and T.H. Lee (Eds.), *Essay in honour of Aman Ullah* (pp. 85-135). UK: Emerald Group Publishing Limited.
- Chudik, A. and Pesaran, H. (2015). Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors. *Journal of Econometrics*, 188(2), 393-420. doi:10.1016/j.jeconom.2015.03.007
- Ciesielska-Maciagowska D. and Koltuniak, M. (2021). Foreign direct investments and home country's institutions: The case of CEE countries. *Eurasian Research Studies Journal*, 24(1), 335-353. doi:10.35808/ersj/1965
- Click, R.W. and Weiner, R.J. (2010). Resource nationalism meets the market: political risk and the value of petroleum reserves. *Journal of International Business Studies*, 41(5). <https://doi.org/10.1057/jibs.2009.90>
- Colino, A. (2013). Conflict resolution processes, uncertainty and investment dynamics: Evidence for the Basque country. *Defence and Peace Economics*, 24(3), 229-245. <https://doi.org/10.1080/10242694.2012.673840>
- Cordero, A.M. and Miller, S.R. (2019). Political party tenure and MNE location choices. *Journal of International Business Studies*, 50, 973-997. <https://doi.org/10.1057/s41267-019-00220-0>
- Cuervo, C.A. (2006). Who cares about corruption? *Journal of International Business Studies*, 37(6), 807-822. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Cuypers, I.R.P., Hennart, J.F., Siverman, B. and Ertug, G. (2021). Transaction cost theory: Past progress, current challenges, and suggestions for the future. *The Academy of Management Annals*, 15(1), 111-150. doi:10.5465/annals.2019.0051
- Czinkota, M.R., Knight, G., Liesch, P. and Sten, J. (2010). Terrorism and international business: A research agenda. *Journal of International Business Studies*, 41(5), 826-843. <https://doi.org/10.1057/jibs.2010.12>
- Çalışkan, Z.D. (2019). Political stability and financial development: Evidence from Turkey. *Fiscaoeconomia*, 3(3), 72-79. doi:10.25295/fsecon.2019.03.005
- Dahmani, M., Mabrouki M. and Youssef, A. (2023). The ICT, financial development, energy consumption and economic growth nexus in MENA countries: Dynamic panel CS-ARDL evidence. *Applied Economics*, 55(1), 1114-1128. <https://doi.org/10.1080/00036846.2022.2096861>
- Darendeli, I.S. and Hill, T.L. (2016). Uncovering the complex relationships between political risk and MNE firm legitimacy: Insights from Libya. *Journal of International Business Studies*, 47(1), 68-92. <https://doi.org/10.1057/jibs.2015.27>
- Daştan, M., Karabulut, K. and Yalçınkaya, Ö. (2022). The nexus between uncertainty and foreign direct investment flows to G-20 member countries. *Ekonomski Pregled*, 73(5), 717-739. <https://doi.org/10.32910/ep.73.5.3>
- Daude, C. and Stein, E. (2007). The quality of institutions and foreign direct investment. *Economics and Politics*, 19(3), 317-344. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0343.2007.00318.x>
- Dedeoğlu, D., Ögüt, K. and Pişkin, A. (2019). Yönetişim kalitesi, jeopolitik risk ve doğrudan yabancı yatırım ilişkisi: Gelişmekte olan ülkeler örneği. *Finans Politik and Ekonomik Yorumlar*, 56(650), 51-69. Retrieved from <https://openurl.ebsco.com/>
- Demiralay, S. and Kılıçarslan, E. (2019). The impact of geopolitical risks on travel and leisure stocks. *Tourism Management*, 75, 460-476. doi:10.1016/j.tourman.2019.06.013

- Denisia, V. (2010). Foreign direct investment theories: An overview of the main FDI theories. *European Journal of Interdisciplinary Studies*, 2(2), 104-110. Retrieved from <https://www.ejist.ro/>
- Detta, J.A.V. (2013). Politics and legal regulation in the international business environment: An FDI case study of Alstom, SA, in Israel. *The University of Miami Inter-American Law Review*, 21(3), 1-106. Retrieved from <https://repository.law.miami.edu/>
- Di Iorio, F. and Fachin, S. (2008). *A note on the estimation of long-run relationships in dependent cointegrated panels* (MPRA Paper No. 12053). Retrieved from <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/12053/>
- Dunning, J.H. (1977). Trade, location of economic activity and the MNE: A search for an eclectic approach. In B. Ohlin, P.O. Hesselborn, and P.J. Wijkman (Eds.), *The international allocation of economic activity* (pp. 395-418). London: Palgrave Mac Millan.
- Dunning, J.H. (1979). Explaining changing patterns of international production: In defence of the eclectic theory. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 41(4), 269-295. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0084.1979.mp41004003.x>
- Dunning, J.H. (2000). The eclectic (OLI) paradigm of international production: Past, present and future. *Journal of the Economics of Business*, 8(2), 173-190. doi:10.1080/13571510110051441
- Eberhart, M. and Presbitero, A. (2015). Public debt and growth: Heterogeneity and non-linearity. *Journal of International Economics*, 97(1), 45-58. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2015.04.005>
- Eduardo, M., de Arce, R. and Escribano, G. (2014). Do changes in the rules of the games affect FDI flows in Latin America? A look at the macroeconomic, institutional and regional integration determinants of FDI. *European Journal of Political Economy*, 34, 279-299. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2014.02.001>
- Egger, P. and Winner, H. (2005). Evidence on corruption as an incentive for foreign direct investment. *European Journal of Political Economy*, 21(4), 932-952. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2005.01.002>
- Elish, E. (2022). Political and productive capacity characteristics as outward foreign direct investment push factors from BRICS countries. *Humanities and Social Sciences Communications*, 9(1), 432. <https://doi.org/10.1057/s41599-022-01460-6>
- Fania, N., Yan, C., Kuyon, J.B. and Djeri, S. (2020). Geopolitical risks (GPRs) and foreign direct investments: A business risk approach. *Global Journal of Management and Business Research*, 20(1), 1-8. Retrieved from <https://journalofbusiness.org/>
- Filippaios, F., Diab, F.A., Hermidas, A. and Theodorakis, C. (2019). Political governance, civil liberties, and human capital: Evaluating their effect on foreign direct investment in emerging and developing economies. *Journal of International Business Studies*, 50, 1103-1129. <https://doi.org/10.1057/s41267-019-00239-3>
- Freckleton, M., Wright, A. and Craigwell, R. (2012). Foreign direct investment, economic growth and corruption in developed and developing economies. *Journal of Economic Studies*, 39(6), 639-652. <https://doi.org/10.1108/01443581211274593>
- Friberg, R. (2015). *Managing risk and uncertainty: A strategic approach*. Cambridge: The MIT Press.
- Garriga, A.C. and Phillips, B. (2023). Organized crime and foreign direct investment: Evidence from criminal groups in Mexico. *Journal of Conflict Resolution*, 67(9), 1675-1703. <https://doi.org/10.1177/00220027221145870>
- Giambona, E., Graham, J.R. and Harvey, C.R. (2017). The management of political risk. *Journal of International Business Studies*, 48(4), 523-533. doi:10.1057/s41267-016-0058-4
- Haksoo, K. (2010). Political stability and foreign direct investment. *International Journal of Economics and Finance*, 2(3), 59-71. <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v2n3p59>
- Halwan, M., Bin, Z., Ameer, W., Mumtaz, N., Mumtaz, A. and Amin, A. (2022). Research methods in a multinational business environment and implications for capital formation: Application of CS-ARDL methods. *Frontiers in Psychology*, 13, 867891. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.867891>

- Henisz, W.J. (2000). The institutional environment for multinational investment. *The Journal of Law, Economics and Organization*, 16(2), 334–364. <https://doi.org/10.1093/jleo/16.2.334>
- Henisz, W.J. and Zelner, B.A. (2005). Legitimacy, interest group pressures, and change in emergent institutions: The case of foreign investors and host country governments. *Academy of Management Review*, 30(2), 361–382. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Hussain, Z., Mehmood, B., Khan, M.K. and Tsimisaraka, R.S. (2022). Green growth, green technology, and environmental health: Evidence from high-GDP countries. *Frontiers in Public Health*, 9, 816697. doi:10.3389/fpubh.2021.816697
- Hymer, S.H. (1960). *The international operations of national firms: A study of direct foreign investment* (Unpublished doctoral dissertation). Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, USA.
- International Financial Statistics. (2024). *IMF Statistics on macroeconomic and financial data* [Dataset]. Retrieved from <https://data.imf.org/>
- Jensen, N. (2008). Political risk, democratic institutions, and foreign direct investment. *The Journal of Politics*, 70(4), 1040–1052. <https://doi.org/10.1017/s0022381608081048>
- Jose R.G. and Ling, L. (2015). Corruption distance and FDI flows into Latin America. *International Business Review*, 24(1), 33-42. <https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2014.05.006>
- Julio, B. and Yook, Y. (2016). Policy uncertainty, irreversibility, and cross-border flows of capital. *Journal of International Economics*, 103, 13–26. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2016.08.004>
- Kappler, M. (2006). *Panel tests for unit roots in hours worked* (ZEW Discussion Papers No. 06-022). Retrieved from <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/24214/1/dp06022.pdf>
- Kaufmann, D., Kraay, A. and Mastruzzi, M. (2010). *The worldwide governance indicators: Methodology and analytical issues* (World Bank Policy Research Working Paper No. 5430). Retrieved from <https://link.springer.com/content/pdf/10.1017/S1876404511200046.pdf>
- Kim, H. (2010). Political stability and foreign direct investment. *International Journal of Economics and Finance*, 2(3), 59-71. doi:10.5539/ijef.v2n3p59
- Konya, L. (2006). Exports and growth: Granger causality analysis on OECD countries with a panel data approach. *Econometric Modelling*, 23(6), 978–992. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2006.04.008>
- Kurecic, P. and Kokotovic, F. (2017). The relevance of political stability on FDI: A VAR analysis and ARDL models for selected small, developed, and instability threatened economies. *Economies*, 5(3), 22. <https://doi.org/10.3390/economies5030022>
- Le, A.N.N., Pham, H., Pham, D.T.N. and Duong, K.D. (2023). Political stability and foreign direct investment inflows in 25 Asia-Pacific countries: The moderating role of trade openness. *Humanities and Social Sciences*, 10, 606. <https://doi.org/10.1057/s41599-023-02075-1>
- Lizondo, J.S. (1991). Foreign direct investment, determinants and systemic consequences of international capital flows. *International Monetary Fund Occasional Paper*, 77, 68-80. <https://doi.org/10.5089/9781557752055.084>
- Loree, D.W. and Guisinger, S. (1995). Policy and non-policy determinants of U.S. equity foreign direct investment. *Journal of Business Studies*, 26(2), 281-299. <https://doi.org/10.1057/palgrave.jibs.8490174>
- Makoni, P.I. (2015). An extensive exploration of theories of foreign direct investment risk governance and control. *Financial Markets and Institutions*, 5(2), 77-83. doi:10.22495/rgcv5i2c1art1
- Miller, K.D. (1992). A framework for integrated risk management in international business. *Journal of International Business Studies*, 23(2), 311-331. <https://doi.org/10.1057/palgrave.jibs.8490270>
- Mundell, R.A. (1957). International trade and factor mobility. *The American Economic Review*, 47(3), 321-335. Retrieved from <https://www.jstor.org/>

- Nayak, D. and Choudhury, R.N. (2014). *A selective review of foreign direct investment theories* (ARTNeT Working Paper Series No.143). Retrieved from <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/103862/1/782793517.pdf>
- Nizam, K. (2022). The influence of corruption, political stability, foreign direct investment, and domestic investment on economic growth in BRICS countries front. *Frontiers in Environmental Science*, 10, 1036105. doi:10.3389/fenvs.2022.1036105
- Nkoro, E. and Uko, A.K. (2016). Autoregressive distributed lag (ARDL) cointegration technique: Application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), 63-91. Retrieved from <http://www.scienpress.com/>
- Oetzel, J.M. and Oh, C.H. (2014). Learning to carry the cat by the tail: firm experience, disasters, and multinational subsidiary entry and expansion. *Organization Science*, 25(3), 732-756. <https://doi.org/10.1287/orsc.2013.0860>
- Oh, C.H. and Oetzel, J. (2011). Multinationals' response to major disasters: How does subsidiary investment vary in response to the type of disaster and the quality of country governance? *Strategic Management Journal*, 32(6), 658–681. <https://doi.org/10.1002/smj.904>
- P'astor, L. and Veronesi, P. (2013). Political uncertainty and risk premia. *Journal of Financial Economics*, 110(3), 520-545. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.08.007>
- Pesaran, M.H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error. *Econometrica*, 74(4), 967-1012. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00692.x>
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289–326. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Pesaran, 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](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01644)
- Pesaran, 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>
- Phillips-Patrick, F.J. (1989). The effect of asset and ownership structure on political risk: Some evidence from Mitterrand's election in France. *Journal of Banking and Finance*, 13(4-5), 651-671. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Radu, M. (2015). Political Stability - A condition for sustainable growth in Romania? *Procedia Economics and Finance*, 30, 751 – 757. doi:10.1016/S2212-5671(15)01324-6
- Rashid, M., Looi, X.H. and Wong, S. (2017). Political stability and FDI in the most competitive Asia Pacific countries. *Journal of Financial Economic Policy*, 9(2), 140-155. <https://doi.org/10.1108/JFEP-03-2016-0022>
- Rasiah, R. and Yap, X.S. (2019). How much of Raymond Vernon's product cycle thesis is still relevant today: Evidence from the integrated circuits industry. *International Journal of Technological Learning, Innovation and Development*, 11(1), 56-77. doi:10.1504/IJTLID.2019.10018598
- Rauf, S., Mehmood, R., Rauf, A. and Mehmood, S. (2016). Integrated model to measure the impact of terrorism and political stability on FDI inflows: Empirical study of Pakistan. *International Journal of Economics and Finance*, 8(4), 1-7. doi:10.5539/ijef.v8n4p1
- Ricardo, D. (1821). *On the principle of political economy and taxation* (Third Edition). Canada: Batoche Books.
- Samford, S. and Gomez, P.O. (2014). Subnational politics and foreign direct investment in Mexico. *Review of International Political Economy*, 21(2), 467-496. <http://dx.doi.org/10.1080/09692290.2012.7333>
- Sethi, P.S. and Luther, K.A.N. (1986). Political risk analysis and direct foreign investment: Some problems of definition and measurement. *California Management Review*, 28(2), 57-68. <https://doi.org/10.2307/41165184>

- Smith, A. (1776). *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations* (1st. digital ed.). Library of Economics and Liberty.
- Swamy, P.A.V.B. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica*, 38(2), 311-323. <https://doi.org/10.2307/1913012>
- Thomas, D. and Grosse, R. (2001). Country-of-origin determinants of foreign direct investment in an emerging market: The case of Mexico. *Journal of International Management*, 7(1), 59-79. [https://doi.org/10.1016/S1075-4253\(00\)00040-5](https://doi.org/10.1016/S1075-4253(00)00040-5)
- Uddin, I., Usman, M., Saqip, N. and Makhdum, M.S. (2023). The impact of geopolitical risk, governance, technological innovations, energy use, and foreign direct investment on CO2 emissions in the BRICS region. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(73714–73729). <https://doi.org/10.1007/s11356-023-27466-4>
- UNDP. (2024). *Human development reports* [Dataset]. Retrieved from <https://hdr.undp.org/data-center/human-development-index#/indicies/HDI>
- Wang, H. (2023). The impact of geopolitical stability on foreign investment and transnational corporations: A case study of the Russia-Ukraine conflict. *Advances in Economics Management and Political Sciences*, 63(1), 141-147, doi:10.54254/2754-1169/63/20231395
- Wang, H., Liu, Y., Xiong, W. and Song, J. (2019). The moderating role of governance environment on the relationship between risk allocation and private investment in PPP markets: Evidence from developing countries. *International Journal of Project Management*, 37(1), 117–130. <https://doi.org/10.1016/j.ijpro man.2018.10.008>
- Westerlund, J. (2006). *Panel cointegration tests of the fisher effect* (Maastricht University School of Business and Economics Research Paper No. 054). <https://doi.org/10.26481/umamet.2006054>
- Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23(2), 193-223. <https://doi.org/10.1002/jae.967>
- Witt, M.A. (2019). De-globalization: Theories, predictions, and opportunities for international business research. *Journal of International Business Studies*, 50(7), 1053–1077. <https://doi.org/10.1057/s41267-019-00219-7>
- Witte, C.T., Burger, M., Ianchovichina, E. and Pennings, E. (2017). Dodging bullets: The heterogeneous effect of political violence on greenfield FDI. *Journal of International Business Studies*, 48(7), 862–892. <https://doi.org/10.1057/s41267-017-0079-7>
- World Development Indicator. (2024). *World Bank statistics* [Dataset]. Retrieved from <https://databank.worldbank.org/source/>
- Worldwide Governance Indicators. (2024). *World Bank data on worldwide governance* [Dataset]. Retrieved from <https://www.worldbank.org/en/publication/>
- Yu, M. and Wang, N. (2023). The influence of geopolitical risk on international direct investment and its countermeasures. *Sustainability*, 15, 2522. <https://doi.org/10.3390/su15032522>
- Zhang, W.B. (2008). *International trade theory, capital, knowledge, economic structure, money, and prices over time*. Berlin: Springer.
- Zouhaier, A. (2019). *The role of political instability and corruption on foreign direct investment in the MENA region* (MPRA Paper No. 95732). Retrieved from https://mpra.ub.uni-muenchen.de/95732/1/MPRA_paper_95732.pdf

NAVIGATING THE STOCK MARKET: MODELING WEALTH EXCHANGE AND NETWORK INTERACTION WITH LOSS AVERSION, DISPOSITION EFFECT AND ANCHORING AND ADJUSTMENT BIAS

Hisse Senedi Piyasasında Yön Bulma: Kayıptan Kaçınma, Eğilim Etkisi ve Çapa ve Ayarlama Yanlılığı ile Zenginlik Değişimi ve Ağ Etkileşimi Modellemesi

Ömür SALTİK* 

Abstract

This study aims to integrate meta-analysis into agent-based models and provide foundational insights into biased agent interactions. It delves deeply into the effects of various behavioral biases such as anchoring, disposition effect, loss aversion, and others on market dynamics and investor decisions. Using agent-based models, it presents simulations of market scenarios and investor behaviors, emphasizing the impact of individual decisions on market dynamics. The innovative approach of this study lies in integrating behavioral finance theories with real market data, offering a nuanced analysis of market behaviors. This work contributes a new perspective to behavioral finance and encourages the use of agent-based models to deepen our understanding of market dynamics and investor behaviors, which can be helpful in financial market analysis and policy-making. This study aims to provide a foundational framework for those looking to integrate meta-analysis into agent-based models and explore biased agent behaviors. The findings demonstrate the ability to model the interactions of loss aversion, disposition effect, and anchoring and adjustment bias taking into account agents' socio-demographic and psychological factors, as close to the real world as possible. The results offer highly favorable forecasts for modeling human behaviors more accurately in portfolio optimizations and for expanding the applications of Generalized Artificial Intelligence in financial market implementations.

Keywords:

Loss Aversion, Disposition Effect, Anchoring and Adjustment Bias, Agent Based Modelling.

JEL Kodları:

C6, H3, D01, G41

Anahtar

Kelimeler:

Kayıptan Kaçınma, Eğilim Etkisi, Çapa ve Ayarlama Yanlılığı, Ajan Temelli Modelleme.

JEL Codes:

C6, H3, D01, G41

Öz

Bu çalışma, ajan tabanlı modellere meta-analizi entegre etmeyi ve yanlı ajan etkileşimlerine dair temel içgörüler sunmayı amaçlamaktadır. Çapa, mülkiyet etkisi, kayıptan kaçınma ve diğer çeşitli davranışsal yanlılıkların piyasa dinamikleri ve yatırımcı kararları üzerindeki etkisini derinlemesine incelenmektedir. Ajan tabanlı modeller kullanarak, piyasa senaryoları ve yatırımcı davranışlarının simülasyonlarını sunmakta ve bireysel kararların piyasa dinamikleri üzerindeki etkisini vurgulanmaktadır. Çalışmanın yenilikçi yaklaşımı, davranışsal finans teorilerini gerçek piyasa verileriyle bütünleştirmesinde yatmakta ve piyasa davranışlarının nüanslı bir analizini sunmaktadır. Bu çalışma, davranışsal finansa yeni bir perspektif katmakta ve piyasa dinamikleri ile yatırımcı davranışlarının daha iyi anlaşılması için ajan tabanlı modellerin kullanımını teşvik etmektedir, bu da finansal piyasa analizi ve politika oluşturmada yardımcı olabilir. Çalışma, meta-analizi ajan tabanlı modellere entegre etmek isteyen ve yanlı ajan davranışlarını incelemeyi sağlayacak temel bir altyapı sunmayı hedeflemektedir. Çalışmanın bulguları, ajanların sosyo-demografik ve psikolojik faktörlerini dikkate alarak, kayıp kaçınımı, mülkiyet etkisi ve çapa ve ayarlama yanlılığının etkileşimlerini gerçek dünyaya en yakın şekilde modellenenebildiğini göstermektedir. Sonuçlar, insan davranışlarının portföy optimizasyonlarında daha doğru modellenenebilmesine ve Genelleştirilmiş Yapay Zeka'nın finansal piyasalara yönelik uygulamalarının genişletilmesine yönelik uygulamalarda oldukça elverişli öngörüler sunmaktadır.

* Dr., Economic Research Department, Marbaş Securities, İstanbul, Türkiye. omursaltik09@gmail.com

Received Date (Makale Geliş Tarihi): 10.02.2024 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 27. 03.2024

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



1. Introduction

The analysis of investor behaviors in financial markets constitutes a significant area of behavioral finance. The aim of this study is to understand individual investor behaviors in financial markets and analyze the effects of these behaviors on market dynamics through models. The comprehensive literature review conducted in this study encompasses 50 different works, which have revealed various behavioral biases affecting investor decisions and their widespread effects in financial markets. These studies have thoroughly examined biases such as anchoring heuristics, disposition effect, overconfidence, loss aversion, representativeness bias, mental accounting, confirmation bias, gambler’s fallacy, regret aversion, and familiarity bias.

The objective of this study is to better understand the effects of these behavioral biases on individual investors and to demonstrate how these biases are reflected in market behaviors. As a result, it will be possible to further develop studies aimed at incorporating human behaviors into portfolio optimization techniques. For this purpose, agent-based models will be used to simulate the interactions between market scenarios and investor behaviors. Agent-based models will allow us to visualize how each investor's decisions and interactions create an impact on the overall market dynamics, thereby enabling a more realistic modeling of the complexity and diversity of investor behaviors. The ABM (Agent-Based Modeling) methodology, which forms the basis of this study, will continue to maintain its importance in the coming period. This is because the point reached in the learning and response speeds of large language models heralds the onset of Artificial General Intelligence (AGI), representing generalized human cognitive abilities in software, beginning to interact with humans in various fields, especially in financial markets. Consequently, modeling transactions in the markets and outlining interactions between AGIs will again constitute the fundamental subjects of ABM.

The innovative approach of this study is to provide a general framework for researchers to conduct a more comprehensive analysis of market behaviors by integrating behavioral finance theories with real market data. Agent-based models are a highly effective tool in demonstrating how behavioral biases affect market prices and volatility, how these biases interact with each other, and how they can lead to cyclical movements in financial markets.

The contribution of this study to the literature is that it presents a new perspective in the field of behavioral finance and encourages the use of agent-based models. These models will help understand the effects of investor decisions and behaviors on markets more deeply and will provide significant tools for better understanding and managing financial markets. Furthermore, this study will also contribute to the development of policy recommendations aimed at preventing instability in financial markets.

In the ongoing second part of the study, it presents a literature review on the interaction between loss aversion, disposition effect, anchoring and adjustment bias, and socio-demographic and psychological factors, as well as on ABM and behavioral biases in financial markets. The third section delves into the foundation of the simulation related to the ABM, explaining the basic classes, methods, assumptions, and models to shed light on the methodological and analytical depth of the research. The fourth section examines the findings and analysis results related to the agents obtained. The fifth and final part contains the general conclusions and evaluations of the study. This structure illuminates the methodological and analytical depth of the research by formally conveying the relevant theoretical and practical findings.

2. Theoretical Framework and Literature Review

The section delves into pivotal behavioral economics concepts, chiefly loss aversion, and the disposition effect, elucidating their profound influence on financial decision-making. It embarks on a comprehensive journey through the intricate ways in which loss aversion—people's tendency to prefer avoiding losses over acquiring equivalent gains—shapes individual and collective economic behaviors, guided by seminal theories like Prospect Theory. Furthermore, it explores the disposition effect, highlighting investors' bias towards selling winners too early and holding losers for too long. This narrative is enriched with empirical evidence spanning various demographics, showcasing the multifaceted impact of these biases on economic decisions and investor behavior across different socio-economic backgrounds. Through an in-depth analysis of existing literature, this section not only underscores the complexity of financial decision-making processes but also sets the stage for understanding how these biases interact within the broader financial ecosystem, contributing significantly to the fields of ABM and behavioral economics.

2.1. Loss Aversion

The studies discussed in this section illuminate the role of loss aversion in financial decision-making processes and how this concept interacts with various socio-demographic and psychological factors.

Loss aversion can be defined as the tendency of individuals to be more affected by losses than by gains, and it is one of the most significant concepts in behavioral economics. This phenomenon was thoroughly examined within the Prospect Theory developed by Tversky and Kahneman (1991, 1992) and has played a crucial role in studies concerning financial decision-making processes, investor behaviors, and economic models. Loss aversion manifests not only on an individual level but also within societal and economic structures in various forms. In this context, understanding how loss aversion interacts with demographic, socio-economic, and psychological factors is critical for comprehensively understanding the financial decisions of individuals and communities.

Fisher (2013) questioned the presence of loss aversion in household saving behaviors in Spain, while Malloy (2015) assessed the effects of parental income on children's education and income levels from the perspective of loss aversion. On the other hand, the study by Boyce et al. (2013) addressed the effects of income changes on individuals' living conditions and their responses to these changes from the perspective of loss aversion. It was noted that factors such as employment status, household structure, and health condition play a significant role in the responses to income changes.

Johnson et al. (2015) investigated how loss aversion affects the decision-making processes of car buyers. He found that the importance car buyers place on attributes such as fuel consumption, comfort, safety, and information systems is determinative of loss aversion. Arora and Kumari's (2015) study examines the effects of age and gender on loss aversion and regret among 450 investors, while Vendrik and Woltjer (2007) evaluates the impact of income changes relative to social reference groups on individuals' life satisfaction within the framework of prospect theory.

Boyce et al. (2016) associated the impacts of income changes on individuals' life satisfaction with levels of conscientiousness, while Gächter et al. (2022) examined levels of loss aversion in risk-free and risky choices. These studies have shown that loss aversion not only affects financial decision-making processes but also influences individuals' life satisfaction and perceptions of risk.

Blake et al. (2021) conducted a survey study with over 4.000 participants in the United Kingdom to reveal how loss aversion is related to demographic characteristics. The study found significant correlations between loss aversion and factors such as gender, age, education, and financial knowledge, demonstrating how this aversion to loss reflects individual differences. Dawson (2023) explored the role of psychological factors in risk preferences by associating gender differences with optimism and loss aversion, examining how these psychological factors influence risk preferences.

Specifically, these studies have investigated how loss aversion interacts with demographic factors such as age, gender, education level, income, and social class, and how this interaction shapes individuals' economic decisions. Additionally, the relationship between loss aversion and individuals' psychological states, personality traits, and future expectations has also been a focal point of these studies. This overview provides a rich foundation for understanding loss aversion and assessing its role in economic decision-making processes. It contributes significantly to ABM and behavioral economics theories, establishing a basis for comprehending the multifaceted nature of loss aversion and its complex role in financial decision-making processes (see Table 1).

Table 1. Combined Effects Table of Socio-Demographic and Psychological Components on Loss Aversion

Feature Category	Features	Effect on Loss Aversion
Demographic	Gender	Women tend to exhibit a higher tendency towards loss aversion compared to men.
	Age	Young adults and older individuals have higher loss aversion; there's a tendency to decrease in middle age.
Education and Financial Knowledge	Education Level	The tendency towards loss aversion generally decreases as the level of education increases.
	Financial Knowledge	A low financial understanding indicates a higher tendency towards loss aversion.
Socio-Economic	Social Class	Higher social classes tend to exhibit less loss aversion.
	Income	As income increases, the tendency towards loss aversion decreases.
	Savings and Homeownership	Homeowners and individuals with high savings tend to have lower levels of loss aversion.
Personal Situation	Marital Status	Individuals who are single or have a partner exhibit less loss aversion compared to those who are divorced, separated, or widowed.
	Number of Children	Individuals without children exhibit higher levels of loss aversion.
Other	Personality Type	Competitive and optimistic individuals tend to exhibit less loss aversion.
	Emotional State	Emotional state can significantly affect loss aversion.
	Political Leanings	Individuals with conservative leanings tend to exhibit less loss aversion.

Note: The table above presents the combined effects of components identified as a result of a literature study, prepared for use in an ABM model. It is based on the findings from the studies of Blake et al. (2021), Boyce et al. (2013), Arora and Kumari (2015), Vendrik and Woltjer (2007), and Johnson et al. (2015). This integration of socio-demographic and psychological components into the ABM model aims to provide a more nuanced understanding of how various factors influence loss aversion among individuals, thereby enabling a more accurate simulation of economic and financial decision-making processes.

2.2. Disposition Effect

The disposition effect is a significant behavioral bias frequently observed in financial decision-making processes. This bias describes the tendency of investors to sell their winning investments prematurely and hold onto their losing investments for too long. Recent research in this field has highlighted the impact of the disposition effect on investor behaviors and how this effect is related to various factors (Weber and Camerer, 1998; Frazzini, 2006).

Orenga et al. (2021) used data from Brazilian individual investors to examine the relationship between demographic characteristics, market conditions, and risk-taking tendency with the disposition effect. Their findings suggest that risk-averse and male investors are more prone to the disposition effect, while age does not seem to be related to this tendency. Similarly, Dhar and Zhu (2002) analyzed investors' tendencies towards the endowment effect using trading records from a large discount brokerage firm, observing that individuals in wealthier and professional occupations exhibited less of an endowment effect. Zahera et al. (2019) reviewed research in the field of behavioral finance to highlight how investors' sophistication and trading experience, along with gender and other demographic variables, influence the endowment effect.

Cheng et al. (2013) analyzed how internal and external factors such as gender, age, and market conditions are related to the endowment effect among retail futures traders on the Taiwan Futures Exchange. They observed that women and older traders have a stronger endowment effect. Talpsepp (2013) focused on the trading characteristics and endowment effect tendencies of individual investors on the Estonian stock market, concluding that older age groups and female investors tend to perform better.

Cecchini et al. (2019) investigated the relationship between individuals' behaviors related to the endowment effect and their personality traits, observing that individuals with extroversion and high levels of conscientiousness tend to exhibit less of an endowment effect. Goo et al. (2010) examined the endowment effect and its potential characteristics among Taiwanese investors, finding that the investors' level of education and their experiences of gains or losses over the past three years have a significant impact on the endowment effect.

Trejos et al. (2019) analyzed the behaviors of individual investors related to overconfidence and the endowment effect, finding that investors' overconfidence can be explained by gender, career, and education level, but factors such as age and nationality were not significant. Richards et al. (2011) studied individual investors in the United Kingdom, showing that the endowment effect and the use of stop-loss orders decrease with age and sophistication.

Finally, Dharma and Koesrindartoto (2018) examined the behaviors related to the endowment effect among Indonesian investors, finding that demographic factors play a significant role in the decision to sell winning or losing stocks. All these studies collectively underscore the complex impact of the disposition effect on investor behaviors and demonstrate that this effect can be associated with a variety of demographic and psychological factors (see Table 2).

Table 2. Combined Effects of Socio-Demographic and Psychological Components on Disposition Effect

Feature Category	Features	Effect on Disposition Effect
Demographic	Gender (Male/Female)	Males are generally less prone to the disposition effect; females and older investors might have a higher endowment effect.
	Age	No clear relationship; however, older investors may have a higher endowment effect due to decreased investment abilities.
	Education Level	Individuals with higher education levels are generally less prone to the endowment effect.
	Ethnic Origin	Disposition effect tendencies vary according to ethnic origin.
Socio-Economic	Professional Status	Individuals in professional jobs generally have a lower endowment effect.
	Asset Size	Investors with larger investments may be less affected by the endowment effect.
	Sophisticated Investor Status	Sophisticated investors tend to sell profitable assets and hold onto losing ones.
Personal	Risk Taking Propensity	Risk-averse investors are more prone to the endowment effect.
	Trading Frequency	Investors who trade more frequently are more prone to this cognitive bias.
Market Conditions	Market Type (Bull/Bear Market)	Endowment effect decreases in bull markets, while it is higher in bear markets.
	Market Size and Liquidity	Smaller and less liquid markets are more prone to the endowment effect.

Note: This table shows the combined effects identified as a result of literature studies prepared for use in an ABM model, based on the findings from the studies of Orenga et al. (2021), Dhar and Zhu (2002), Zahera et al. (2013), Cheng et al. (2013), Talpsepp (2010), Cecchini et al. (2019), Goo et al. (2010), Cristian Trejos et al. (2019), Rutterford et al. (2011), and Dharma and Koesrindartoto (2018).

2.3. Anchoring and Adjustment Bias

Anchoring and adjustment bias play a significant role in the financial decision-making process. This psychological tendency manifests as individuals' excessive reliance on a specific starting point (anchor) and their insufficient adjustment to new information. Below are the findings and impacts from some key research studies on this concept.

Habbe (2017) revealed in his study that investors overreact to current earnings information by overly relying on past earnings levels and patterns, suggesting that investors use previous earnings as an anchor. This indicates the significant influence of anchoring on financial decision-making, where historical performance excessively shapes expectations for current and future performance. Simmons et al. (2010) investigated the accuracy of adjustments made from given anchor values and the effect of motivation on these adjustments. Their findings demonstrate that motivation and the credibility of anchor values can influence the magnitude of adjustments, highlighting the role of personal incentives and belief in the reliability of information in the adjustment process. Hien et al. (2014) conducted research on the susceptibility of analysts in the Vietnamese financial market to anchoring and adjustment bias in future earnings forecasts. The study found that analysts, regardless of gender, were affected by this bias, emphasizing the universal impact of anchoring across different demographics within professional financial analysis. Davis et al. (1986) explored how married couples predict each other's preferences, finding that participants tended to make predictions based on their own preferences. This shows that anchoring and adjustment bias play a significant role in everyday

decision-making, not just in financial contexts. People use their personal preferences as anchors, which then biases their predictions about others' preferences. Together, these studies highlight the pervasive influence of anchoring and adjustment bias across various domains, from financial markets to personal relationships. They underscore the importance of being aware of how initial information or personal experiences can serve as anchors, potentially leading to biased adjustments and decisions.

Champonnois et al. (2018) tested the potential of different survey formats to mitigate the anchoring effect, revealing how various formats can influence participants' decision-making processes. This study emphasizes the impact of presentation and context on reducing cognitive biases. Hurwitz et al. (2018) examined the impact of anchoring bias on decisions regarding the allocation of retirement savings. They found that individuals used the mandatory minimum annuity amount as an anchor, leading to choices of higher annuities, which highlights the influence of initial reference points on financial planning decisions. Khan et al. (2017) analyzed the extent to which investors in the Malaysian and Pakistani stock markets are prone to various heuristic approaches and the effects of these approaches on investment decisions. Their study underlines the significance of heuristic biases in investment decisions, especially in emerging market contexts, pointing out the importance of intuitive thinking patterns on the financial behavior of investors. Arora and Rajendran (2023) explored the susceptibility of individual investors in India to anchoring and endowment effects and how these tendencies change under market volatility. Their research assesses the impact of these behavioral tendencies on portfolio performance, highlighting the need for awareness and mitigation of such biases in volatile markets. Shin and Park (2018) investigated the influence of foreign investors on the anchoring effect in the South Korean stock market. This study suggests that the presence of foreign investors might reduce cognitive biases in equity markets, indicating that international diversification could be beneficial in mitigating behavioral biases. Lastly, King (2023) examined how the severity of tax fraud penalties and national social norms influence tax compliance. This study provides a focused examination of the effects of anchoring and adjustment bias on economic decisions, specifically in the context of tax behavior, emphasizing the role of contextual factors and initial anchors in shaping compliance behavior.

This extensive literature review demonstrates that anchoring and adjustment bias plays a significant role in decision-making processes in financial markets and everyday life. Being aware of such biases can help investors and individuals make more informed and effective decisions (see Table 3).

Table 3. Combined Effects of Socio-Demographic and Psychological Components on Anchoring and Adjustment Bias Effect

Feature Category	Features	Effect of Anchoring and Adjustment Bias
Demographic	Gender	Men have shown a tendency to choose higher annuities and are more prone to anchoring and adjustment bias.
	Age	Young adults and retirement-age groups are more susceptible to anchoring and adjustment bias.
Socio-Economic	Income	Higher income levels may reduce the impact of anchoring and adjustment bias; individuals with higher income are less likely to be influenced by this bias when choosing higher annuities.
	Job Experience	Greater experience reduces the effect of anchoring and adjustment bias.
	Financial Knowledge	Those educated in finance and accounting are less susceptible to anchoring and adjustment bias.
Personal	Regulation	The potential of penalties to increase compliance and the effect of social norms as anchor information exist.
	Decision-Making Processes	Participants' unique decision-making processes tend to reduce susceptibility to anchoring and adjustment bias.
Market Conditions	Market Experience	Foreign investors with more market experience exhibit less anchoring and adjustment bias.
	Investor Origin	Foreign investors are less prone to anchoring and adjustment bias compared to local investors.
	Price Fluctuations	There is a high susceptibility to anchoring and endowment effects under market volatility.

Note: The table above presents the combined effects of components identified as a result of a literature study, prepared for use in an ABM model. It is based on the findings from the studies of Orenge et al. (2021), Dhar and Zhu (2002), Zahera et al. (2013), Cheng et al. (2013), Talpsepp (2010), Cecchini et al. (2019), Goo et al. (2010), Cristian Trejos et al. (2019), Rutterford et al. (2011), Dharma and Koesrindartoto (2018), Habbe (2017), Simmons et al. (2010), Hien et al. (2014), Davis et al. (1986), Champonnois et al. (2018), Hurwitz et al. (2018), Khan et al. (2017), Arora and Rajendran (2023), Shin and Park (2018), King (2023).

2.4. All Biases Interactions

Parveen and Siddiqui (2018) explored the roles of anchoring and adjustment heuristic, disposition effect, and overconfidence biases in the decisions of investors at the Pakistan Stock Exchange. Their findings indicate that the anchoring and adjustment heuristic and disposition effect positively affect investment returns, whereas overconfidence bias has a detrimental effect. Moosa et al. (2017) highlighted the impacts of behavioral biases such as loss aversion, disposition effect, and representativeness bias on financial decision-making processes. They pointed out that these biases have widespread effects in financial markets and significantly shape investor decisions. Bokhari and Geltner (2011) demonstrated the importance of loss aversion and anchoring effects in the commercial real estate market. Their study analyzed the impact of these biases on the sale prices and listing prices of commercial real estate in the USA, showing that sellers' asking prices influence buyers' valuations and ultimately, the final sale prices. Asadi et al. (2020) conducted a study on the Tehran Stock Exchange to examine the roles of adjustment and anchoring bias and disposition effects in the formation of momentum returns. This research found that investors were more affected by adjustment and anchoring bias than by the disposition effect. Hascaryani and Maski (2021) investigated the relationships between investors' risk-taking behaviors and the intuitive herd behavior and disposition effect. Their

study revealed that intuitive behaviors increase investors' herd behavior and disposition effect, leading to more aggressive risk-taking behaviors.

Leung and Tsang (2011) analyzed the predictability of home prices in the Hong Kong housing market in terms of loss aversion and anchoring effect. Their research highlighted the impacts of loss aversion and anchoring effect on home prices and transaction volumes, showing how these biases can significantly influence market dynamics. Cho and Chalid (2021) conducted a study on the Indonesian stock market to examine investors' behavioral biases and their effects on investment performance. The research identified overconfidence, loss aversion, anchoring and adjustment, mental accounting, and confirmation biases, finding that these biases have diverse impacts on the performance of certain investors. Madaan and Singh (2019) investigated the behavioral biases of individual investors at the Indian National Stock Exchange and their effects on investment decisions. The study revealed significant effects of overconfidence, anchoring, disposition effect, and herd behavior on investor decisions and market behaviors, emphasizing the importance of these biases in financial decision-making. Dervishaj (2021) conducted a literature review on the significance of the human factor in investor decisions and behavioral biases. This work distinguished between cognitive and emotional biases, addressing overconfidence, representativeness, anchoring, gambler's fallacy, regret aversion, confirmation bias, disposition bias, hindsight bias, familiarity, and home bias, showcasing the wide range of biases that affect investor decisions. Saivasan and Lokhande (2022) explored the relationship between investor risk perception and demographic and psychological factors. Their study analyzed the interactions between risk propensity, behavioral biases, and demographic factors, finding significant effects of overconfidence, disposition effect, herd behavior, anchoring effect, and familiarity bias on investors' risk perceptions.

Table 4. Behavioral Biases Interactions

Behavioral Bias	Interactions and Effects
Loss Aversion	Demonstrates that fear of losses significantly influences financial decisions and market prices, leading to a reduced inclination towards investing in risky assets. This aversion can cause market instability as investors react strongly to potential losses compared to equivalent gains.
Disposition Effect	Positively impacts investment returns by illustrating how investors are predisposed to sell assets that have gained value while holding onto assets that have lost value. This effect plays a crucial role in portfolio management and decision strategies.
Anchoring and Adjustment	Negatively affects investor decisions and investment returns by causing investors to overestimate their knowledge and decision-making abilities. This bias can lead to excessive risk-taking and disregard for potential market signals.
Overconfidence	Overconfidence bias negatively affects investor decisions and investment returns. Overconfidence causes investors to over-evaluate their own decision-making abilities.
Herd Behavior	Increases risk-taking behaviors among investors and reinforces the disposition effect. It highlights the tendency of investors to follow the majority, which can amplify market trends or contribute to the formation of bubbles.

Note: The table above presents the combined effects of components identified through a literature study, prepared for integration into an ABM model. It is based on the findings from the research of Moosa and Ramiah (2017), Leung and Tsang (2011), Parveen and Siddiqui (2018), Asadi et al. (2020), Bokhari and Geltner (2017), Cho and Chalid (2021), and Hascaryani and Maski (2021).

These studies reveal the presence of various behavioral biases that affect investor decisions in financial markets and the complex interactions among these biases. Understanding

and managing these biases can contribute to the development of ABMs that can help investors make more rational decisions and policymakers make more effective decisions, thereby contributing to the stability of financial markets through more effective portfolio management (see Table 4).

3. Agent-Based Modeling (ABM)

ABM has indeed revolutionized the fields of finance and economics within the social sciences by transcending the limitations of existing theoretical frameworks and offering more comprehensive and realistic analyses. The unique representation that ABM provides for the social sciences forms a cornerstone of this discussion. It presents an ideal approach to modeling the complexities of financial markets through its ability to express the behaviors, motivations, and interactions of social agents, such as individuals and institutions, in a more natural and holistic manner. This allows researchers not only to understand interactions at the micro level but also to grasp how these interactions create new dynamics and structures at the macro level.

ABM's strength lies in its ability to simulate the individual actions of agents based on a set of rules, observing the emergent patterns and phenomena that result from the collective behavior of these agents. This methodological approach enables the exploration of complex adaptive systems where traditional models might fall short, providing insights into the emergent properties of financial markets such as bubbles, crashes, and market efficiency or inefficiency. The granularity and flexibility of ABM facilitate the examination of the specific conditions under which certain market phenomena occur, including the impact of regulatory changes, the introduction of new financial instruments, or shifts in investor sentiment.

Moreover, ABM's capacity to incorporate heterogeneity among agents—reflecting the diversity in investors' strategies, risk preferences, and reaction to new information—enhances its realism and applicability to real-world scenarios. This contrasts with more traditional models that often assume homogeneity and rationality among agents, potentially overlooking critical aspects of human behavior and market dynamics.

The most thrilling aspect of ABM is indeed its capacity to reveal emergent phenomena, a capability that traditional models often cannot match. Observing how market norms and institutions arise from the interactions of individuals allows us to explore areas previously inaccessible, shedding light on the complex dynamics that underpin financial and economic systems.

By focusing on how these emergent phenomena can be measured and evaluated, the study aims to quantitatively demonstrate how micro-level motivations translate into macro-level behaviors. This approach not only provides insights into the mechanisms driving market dynamics but also offers a framework for understanding the conditions under which certain phenomena emerge. For instance, ABM can elucidate how collective behaviors such as market trends, bubbles, and crashes develop from individual actions and decisions, offering a deeper understanding of market psychology and investor sentiment.

Consequently, ABM holds the potential to fundamentally transform our approach to comprehending and addressing complex issues in finance and economics. By materializing this revolutionary potential, the aim is to demonstrate ABM's transformative impact in the social sciences. This approach will not only expand the current body of knowledge but also provide a

new roadmap for future research in these fields. The ability of ABM to incorporate a wide range of variables and simulate diverse scenarios makes it an invaluable tool for testing hypotheses, assessing policy impacts, and forecasting future trends. Through its application, researchers, policymakers, and practitioners can gain novel insights and develop more effective strategies for navigating the intricacies of financial markets and economic systems.

The roots of the ABM approach date back to the late 1940s, and it gained popularity in the 1990s alongside advancements in computer technology. One of the first conceptual models of ABM was the "segregation model" developed by Thomas Schelling (in 1971, 1974, and 1978), which was used to understand the dynamics of segregation between ethnic or economic groups. In the 1990s, ABM found a wide application in the social sciences, with significant models such as "Sugarscape" developed by J.M. Epstein and R. Axtell, examining social phenomena like migrations and the spread of diseases. Epstein and Axtell's model simulates complex social structures and phenomena that emerge from individuals acting on simple rules (Epstein and Axtell, 1996). ABM offers the ability to study the macro-level collective outcomes of micro-level individual decisions and interactions, aiding scientists in understanding the dynamics of complex systems and how these systems evolve (Gilbert, 2019).

Bankes (2002) emphasizes that ABM has created a revolutionary transformation in the social sciences, particularly in the fields of finance and economics. ABM has the potential to offer more comprehensive and realistic analysis by overcoming the limitations of existing theoretical frameworks. Bankes highlights that ABM allows for a deeper understanding of human behaviors and market dynamics by transcending traditional modeling limitations such as linearity, homogeneity, normality, and stationarity. He points out the advantages of ABM's unique representation in the social sciences, where behaviors, motivations, and interactions of social agents like humans and institutions can be expressed more naturally and holistically. This is especially ideal for modeling the complexity of financial markets. He underscores ABM's capability to guide the understanding not only of micro-level interactions but also of how these interactions create new dynamics and structures at the macro level. One of the most exciting aspects of ABM, as Bankes notes, is its capacity to uncover emergent phenomena—a realm beyond the reach of traditional models. This offers the opportunity to observe how market norms and institutions emerge from the interactions of individuals. The focus on how to measure and evaluate emergent phenomena and quantitatively examine how micro motivations transform into macro behaviors is a key area of study within ABM's application in social sciences.

Macal and North (2009) highlight the advantages of ABM as an approach capable of encompassing complex interactions and individual behaviors, especially against the limitations of traditional modeling methods in contexts such as economic markets. They note that agents in models are defined as independent components with heterogeneous, dynamic characteristics and behavior rules, which can range from simple "if-then" rules to complex behavior models. The autonomy, social interaction, and decision-making capabilities of agents are emphasized. For developing effective agent models, accurately defining the types and behaviors of agents is crucial, as agents are often considered as decision-makers of a system, and behavior models are designed to reflect the real-world behaviors of agents. ABM offers several advantages over traditional approaches in modeling economic systems, including reflecting agents' natural behaviors, adaptation and learning abilities, participation in dynamic strategic interactions, modeling organizational formation processes, and incorporating spatial components. The study

also elaborates on different ABM applications such as the "Soup" model, Cellular Automata, Euclidean Space, GIS (Geographic Information System), and Network Topology, discussing their advantages. These models are used in various fields including social network analysis, the spread of contagious diseases, biological systems, traffic flow, urban planning, ecology, physical geography, environmental planning, disaster management, urban development, communication networks, and information dissemination (Macal and North, 2009).

Klügl and Bazzan (2012) emphasize the capability of ABM to generate a variety of complex phenomena, highlighting its potential to capture the core features of problems where the traditional modeling and simulation paradigm struggles. They note that ABM stands out by applying multi-agent systems to the foundational structure of simulation models and conceptualizing active components or decision-makers as agents, thereby showcasing the ability to generate a global phenomenon from the actions and interactions of individual agents. They identify three fundamental elements that must be considered when creating an ABM model: agents, interactions among agents, and the simulated environment. They stress that these interactions are responsible for producing the overall outcome of the model, and their design is of critical importance. They also detail the advantages ABM offers over traditional techniques, describing ABM as a modeling and simulation paradigm that allows for complex agent designs with high explanatory power. This approach provides the opportunity to observe and analyze model dynamics at both the local agent level and the macroscopic level, taking into account factors such as the heterogeneity of the agent population or variations in the environment. Furthermore, they list situations where ABM is particularly suitable. These include systems where dynamics emerge from flexible and local interactions, systems that need to represent heterogeneity in terms of behavioral rules, multi-layered systems containing emergent phenomena, systems where decision-making occurs at different aggregation levels, systems involving learning or evolutionary processes, and socio-technical systems that include intelligent human behaviors. This highlights ABM's versatility and its applicability to a wide range of complex systems across various domains.

Klein et al. (2018) thoroughly examine how ABM has transformed the study of social, economic, historical, and political phenomena. The research highlights the history and development of ABM's use in social sciences, drawing attention to how classical theoretical approaches like Adam Smith's "invisible hand" theory and Schelling's segregation model have been incorporated into ABM. It notes the rise in popularity of ABM with the spread of personal computers in the 1980s and how the terms "agent-based model" and "agent-based computational model" have become synonymous. The study also touches upon ABM's target systems and modeling objectives. It mentions that ABM can cover a wide range of target systems from singular events to general phenomenon classes, concretizing theoretical assumptions within these systems to test their ability to generate relevant phenomena. The modeling objectives are said to vary from explaining phenomena to predicting the future, with some models aiming to explain specific social phenomena while others illuminate policy decisions or future scenarios. Finally, the discussion turns to model validation and validity. ABMs can be considered "toy models," meaning they are highly simplified and abstract representations of target systems. The study emphasizes that such models are often not intended for making quantitative predictions but are used to test the consistency of existing theoretical frameworks or understand specific mechanisms (Klein et al. 2018).

Udehn (2001) and Hedström (2005) emphasize ABM's ability to analyze the dynamics of social systems by representing the repeated and coherent interactions of agents. These models demonstrate social-level dynamics as the aggregate result of interactions among agents within the system, where agents can range from individuals to states. Equipped with the capacity to perceive their environment and make autonomous decisions, these agents play significant roles in social systems. ABM employs elements such as agents, behavior rules, and interaction mechanisms to model social systems. This approach is utilized within Coleman's Social Theory framework to explain how macro-level structures influence micro-level behavior and vice versa. The design process of ABM compels modelers to explicitly state their assumptions and articulate all parameters and mechanisms precisely, offering a clearer understanding of the assumptions and scope underlying scientific arguments. This process enhances transparency and facilitates a deeper insight into the complex interplay between individual actions and collective outcomes, contributing significantly to our understanding of social phenomena.

ABMs vary depending on the target systems and modeling objectives. While some models aim to explain a specific event or a general class of phenomena, others are used to test existing theoretical accounts or to understand how specific mechanisms work and their effects. Grüne-Yanoff (2009) points out that ABMs differ in terms of model validation and validity, and in some cases, these models can be described as "toy models." These models are often used not for making quantitative predictions but rather for testing the consistency of existing theoretical frameworks or understanding specific mechanisms. These studies thoroughly explore the role and significance of ABM in social sciences, emphasizing its capability to understand and explain complex social dynamics. They provide a crucial guide for researchers working in this field, detailing the unique contributions of ABM to the understanding of social phenomena (Udehn, 2001; Hedström, 2005; Grüne-Yanoff, 2009).

J. Coleman's Social Theory is a framework used particularly in sociology to understand the interactions between individual behaviors and social structures. Coleman's theory focuses on the actions of individuals within social structures and the effects of these structures on individual behaviors. It aims to establish a connection between micro-level individual behaviors and macro-level social systems, visualizing this connection through a diagram known as "Coleman's Boat." Coleman's Boat explains the interactions between individuals' personal preferences, beliefs, behaviors, and social structures such as societal rules, norms, and institutions through three main components. Firstly, at the individual level, individuals' decisions are influenced by their inner worlds and social environments. Secondly, at the social system level, societal factors that affect individuals are considered. Thirdly, the micro-macro interaction examines how individuals' behaviors can impact broad social systems and how social structures can shape individuals' behaviors. This interaction demonstrates how the collective outcomes of individual behaviors can affect social structures and how social structures can guide individuals' behaviors. Coleman's Social Theory provides deep insights into social change, societal interaction, and the roles of individuals within social structures. It is widely used in social sciences to understand the complex interactions between individual and societal phenomena. The study by Türk (2015) compares Coleman's theory with Bourdieu's (1986) work on social capital, examining different approaches in sociological thought and discussions on social capital. Türk thoroughly discusses the contributions of these two thinkers to the concept of social capital and the similarities and differences between their theories (Türk, 2015, Bourdieu, 1986; Coleman, 1990;).

In social sciences, apart from Coleman's Social Theory, there are many significant theories that help understand the functioning of society, social structures, and behaviors. These theories offer various approaches to comprehend the complex interactions between society and individuals:

É. Durkheim introduced the concept of social facts to highlight the impact of society on individuals. According to Durkheim, social facts are societal norms, values, and institutions that are outside individuals' control and shape their behaviors. This theory examines the effects of society on individuals and how social norms and values are internalized (Gisbert, 1959; Varenne, 1995). K. Marx developed the conflict theory, arguing that society is founded on class struggles. This theory examines how economic forces affect the relationships between social classes and societal change. Marx's approach emphasizes the economic foundations of social structures and relationships and how class struggles lead to social change (Turner, 1975; Sedek, 2018). M. Weber analyzes the meanings and motivations behind individuals' social actions. Weber identifies four basic types of social actions and examines their effects on social organizations and institutions. Weber's approach focuses on understanding the individual meanings and motivations behind social actions and institutions (Munch, 1975). T. Parsons' Theory of Structural Functionalism argues that society functions like an organism where different parts work together as a system. He suggests that every social structure or institution has a function for the operation of society. Parsons' theory explores how social structures and functions interact with each other and maintain social stability (Parsons, 1951; Parsons and Shills, 1951). Symbolic Interactionism, developed by thinkers like George Herbert Mead and Herbert Blumer, concentrates on the interpretive processes that individuals employ to make sense of the social world. This perspective examines how individuals construct meaning through their interactions, thereby shaping social reality itself. It asserts that social meanings are not inherent but are created and modified through social engagement (Carter and Fuller, 2016; Blumer, 1986). M. Foucault developed the Power/Knowledge theory exploring how power and knowledge are interconnected in society and shape social relations. Foucault analyzes how power is not only repressive but also productive, forming social norms, identities, and knowledge. Foucault's theory reveals the interaction of power and knowledge in society, how social norms and identities are formed, and the productive role of power beyond its repressive functions (Townley, 2005; Willcocks, 2004).

These diverse social theories serve as foundational building blocks in the social sciences for understanding the functioning of society and the roles of individuals within social structures. Each theory addresses different aspects of society and various factors influencing human behavior, aiding in a better understanding of complex social phenomena. From Durkheim's Theory of Social Facts to Foucault's Power/Knowledge Theory, these approaches strive to explain how society and individuals influence each other and the outcomes of this interaction at the societal level. These theories and concepts provide a set of assumptions that are essential for accurately modeling real life in all stages of ABM, from the characteristics of agents, their interactions, to the impact they create on the market. Developing models without considering all these theories and concepts is not feasible, as they are crucial for reflecting the complexity and dynamics of real-world phenomena in ABM simulations.

3.1. Loss Aversion and Agent-Based Modelling

The integration of loss aversion with ABM offers significant progress in understanding financial markets and investor behaviors. The examination of this concept through various studies reveals the depth and complexity of financial decision-making processes.

Pruna et al. (2020) explore how ABM can be integrated with behavioral finance theories to deeply examine the effects of loss aversion in financial markets. The study focuses on expanding an existing asset pricing model to include the modeling of loss aversion effects. This model is designed to simulate market behaviors and asset prices, taking into account agents' varying levels of loss aversion. The interactions among these agents influence market dynamics and price movements. The methodology of the study involves simulations that analyze the behavior of the model under different parameters, and these simulations are used to test how well the model aligns with real market data. Findings indicate that loss aversion plays a significant role in asset prices and market volatility. Notably, agents with high levels of loss aversion can increase price fluctuations and contribute to market instabilities. Finally, the study highlights the importance of loss aversion in financial markets, demonstrating the value of using ABM as an effective tool to test and understand behavioral finance theories.

Ezzat (2020) addresses an agent-based model that examines the interactions in financial markets, particularly focusing on the impact of loss aversion on these interactions. Within the scope of the study, the decision-making processes and behaviors of agents in financial markets are simulated with respect to loss aversion, aiming to better understand agents' tendencies to overreact to potential losses, and how this behavior contributes to price fluctuations and the underlying causes of volatility in financial markets. The model investigates how agents respond to market conditions and the behaviors of other agents by employing both technical and fundamental analysis methods. Findings reveal that loss aversion significantly affects price fluctuations and volatility in markets, and the model successfully simulates some stylized facts observed in financial markets, especially market bubbles and crashes (Ezzat, 2020).

Lovric et al. (2010) have examined behaviors such as loss aversion and biased self-attribution that affect investor decisions in financial markets. Their study showcases the use of fuzzy aggregation operators to model the complexity of financial markets and investor behaviors. The model characterizes investor agents by their sensitivity to losses and their tendency to attribute successes to themselves and failures to external factors. These characteristics are identified as significant factors influencing the agents' market behaviors and decision-making processes. The findings of the study reveal that loss aversion and biased self-attribution have substantial effects on investors' risk-taking behaviors and market dynamics (Lovric et al., 2010).

3.2. Disposition Effect and Agent-Based Modelling

Studies on the disposition effect and ABM offer significant contributions to understanding financial markets and investor behaviors. Research-based on ABM in this area deeply examines the role of the disposition effect in financial decision-making processes and its impacts on market dynamics.

Li (2014) has examined the effects of the disposition effect in financial markets on investor behaviors and market dynamics. The agent-based model used in the study

accommodates agents with various investment strategies and observes how these agents react to market conditions, especially how they behave in response to price changes. This behavioral tendency has significant effects on volatility and price movements in financial markets. The findings of the research reveal that the impact of bad news on the market is greater than that of good news, leading to asymmetric volatility.

Lin and Huang (2007) focused on the disposition effect in financial markets, examining its impacts on investor decisions and market performance through ABM. This study deviates from the assumptions of traditional finance theories and investigates investor behaviors in an artificial futures market, analyzing the tendency of investors to close profitable positions early and hold onto losing positions for too long. The findings of the study indicate that the disposition effect has a significant impact on investor behaviors and market outcomes. It suggests that while the S-shaped value curve based on prospect theory could contribute to this effect, short-term mean reversion expectations might play a more decisive role.

Ezzat (2019) examined the asset pricing dynamics in a scenario where investors' trading across multiple asset markets exhibits a trend effect. The study utilized an artificial financial market filled with investors following two heterogeneous trading strategies to investigate the effects of this trend on asset prices and the transition behaviors between multiple asset markets. The results demonstrate the effectiveness of this approach in explaining significant stylized facts observed in financial time series, such as the random walk dynamics of prices, bubbles, and crashes, fat-tailed return distributions, lack of autocorrelation in raw returns, long-term volatility memory, excess volatility, volatility clustering, and power-law tails. Additionally, it was found that asset returns exhibit a fractal structure and self-similarity features, but transition behavior is only possible between asset markets.

4. Model and Simulation

The ABM structure of the study is designed to simulate the real world by addressing the behaviors of individuals (agents) in financial markets, interacting with considered biases, and socio-demographic, and psychological factors. Each agent possesses socio-demographic characteristics such as age, income, and gender, which are combined with psychological factors like risk tolerance, utility, and value functions to form the behavioral profiles of the agents. Agents have behavioral biases such as loss aversion, disposition effect, and anchoring and adjustment bias. These characteristics are psychological tendencies that affect agents' financial decisions and play a significant role in market dynamics.

The working mechanism of the model involves agents making decisions to buy, sell, or hold based on market conditions. These decisions are shaped by the interaction of agents' socio-demographic and psychological characteristics with market conditions. Each decision made by the agents contributes to the total buying and selling pressure, which influences the determination of market prices. Thus, the market price dynamically responds to the collective behaviors of the agents.

At the end of the simulation, the changes over time in the agents' balances and the market price are analyzed. This analysis is used to assess how well the model reflects the behavior of financial markets. Descriptive statistics of the market price calculated with the data obtained from the model serve as a general summary of market dynamics.

Our model offers a powerful tool for understanding the complex nature of financial markets and exploring the effects of individual investor behaviors on market dynamics. It is also suitable for development to examine how market behavior can change under different economic conditions with the addition of parameters. This modeling approach serves as a valuable resource for predicting future behaviors of financial markets and managing potential risks.

For ABM simulation and analyses, Python libraries such as pandas, numpy, matplotlib, prettytable, and mesa have been utilized. The model defines two significant classes: "Financial Agent" and "Financial Market." The first class illustrates the characteristics of agents and how these characteristics translate into buying and selling decisions in response to other agents' moves in the market. The second class encompasses functions that describe the changes in the price of the financial asset based on the decisions of the agents. The characteristics of agents within the "FinancialAgent" class have been established considering the meta-analyses related to the literature review mentioned above.

4.1. Financial Agent Class

In this simulation model, each agent is initialized with a comprehensive set of attributes that define their presence in the financial market. The “__init__ function” is critical as it not only sets the agent's initial balance, reflecting their financial strength, but also assigns socio-demographic characteristics such as age, income, and gender, which are selected randomly within specified ranges. Moreover, this function determines the agent's psychological orientation towards risk-taking, a defining trait that shapes their approach to investment decisions. These initial settings are fundamental, as they establish the framework within which agents operate, laying the groundwork for their interactions within the market.

The psychological factors of each agent, encompassing risk tolerance, loss aversion, and disposition effect, are pivotal as they directly influence market behavior. Risk tolerance, varying from risk-averse to risk-neutral, to risk-loving, dictates the type of financial assets an agent is likely to invest in, from stable, low-yield options to high-risk, high-return ones. The methods calculating loss aversion and disposition effect further refine the agent's decision-making profile, as these traits affect how they respond to profits and losses within the market. The anchor balance sets a reference point for financial evaluations, embodying the anchoring bias that can skew an agent's perception of market fluctuations.

Lastly, the data structure serves as a repository for the outcomes of the agents' decisions, capturing details such as balance changes, asset prices, and transaction volumes. This data is instrumental for analyzing the agents' performance and the overall market dynamics. It provides insights into the collective impact of individual decisions, contributing to a deeper understanding of complex market behaviors. Together, these elements form a robust simulation environment where the nuanced interplay of agents' characteristics and market forces can be observed and analyzed.

Incorporating insights from seminal works by Kahneman and Tversky, particularly their loss aversion theory and Value Function, the utility function in this agent-based model is a vital mechanism for predicting financial behaviors. According to Kahneman and Tversky's research (1979 and 1984; Kahneman et al., 1991; Tversky and Kahneman, 1991, 1992), individuals experience losses more intensely than gains, an asymmetry central to the model's design. This

function assesses an agent's utility based on financial fluctuations, implementing a standard utility function for gains by taking the square root of any positive change in balance, reflecting diminishing marginal utility as proposed by classic economic theory.

Losses, on the other hand, are treated with amplified sensitivity. Here, the Loss Aversion Coefficient (k) embodies the agent's degree of aversion to losses. The model takes the square root of any negative balance change, scaling it by this coefficient, to indicate the disproportionately negative impact of losses on utility—a principle central to behavioral economics.

These modeling choices are foundational in ABM for simulating market behavior. The utility function's differentiation between the agents' responses to gains and losses draws from and extends the work of Kahneman and Tversky, capturing the nuanced human responses to risk and financial outcomes. It's a crucial method for exploring how individual risk tolerance and behavioral biases influence financial decisions, providing a microfoundation for market dynamics that align with behavioral finance principles.

The value function in the agent-based model is a sophisticated tool that measures the perceived value of an agent's current financial state, taking into account both the relative changes from a baseline and the psychological underpinnings of financial decision-making.

The model starts by establishing a Reference Point (usually the agent's initial balance), which serves as a psychological benchmark, known as the anchor balance. This benchmark is then used to measure changes in the agent's financial position, calculating the Balance Change as the difference between the current balance and the reference point. These changes are not merely numerical but are imbued with subjective significance through the utility function, which interprets these changes in terms of gains or losses, reflecting the agent's sensitivity to changes in wealth.

Further, the Disposition Effect is factored into this evaluation by weighting the utility value with the agent's predisposition effect coefficient. This coefficient encapsulates the agent's psychological inclination to prematurely sell winning investments and hold on to losing ones, an important behavioral bias in financial markets that often leads to suboptimal financial outcomes.

By applying this value function, the model effectively simulates the complex interplay between an agent's financial state and their psychological responses to that state. It's a method that showcases the agent's behavioral tendencies and their past financial experiences, providing an intricate depiction of how these psychological factors can steer financial decisions and, by extension, shape the dynamics of the market. The model, thus, provides a comprehensive framework for examining the roles of both objective financial metrics and subjective behavioral biases in the economic decision-making process.

In agent-based financial models, the calculate loss aversion method is a pivotal function designed to quantify an agent's aversion to financial losses, incorporating socio-demographic attributes such as age, income, and gender. This method leverages the sigmoid function to integrate these factors, providing a nuanced understanding of how loss aversion varies among individuals.

For the age factor, the model utilizes a sigmoid function, reflecting a shift in loss aversion around the age of 40. This suggests a nuanced relationship between age and loss aversion, where younger individuals might exhibit a lower aversion to losses, potentially due to a higher

risk tolerance or lesser financial responsibilities. In contrast, as individuals age, particularly past the 40-year mark, an increased sense of financial caution and hence higher loss aversion might manifest. This change underscores the impact of life stage on financial behavior, highlighting the importance of age in shaping one's approach to financial risk.

Similarly, the income factor employs a sigmoid function to model changes in loss aversion relative to income levels, pinpointing \$50,000 as a critical threshold. This function suggests that individuals with lower incomes exhibit higher loss aversion, possibly due to the more significant impact of financial losses on their overall financial stability. Conversely, those with higher incomes might demonstrate lower loss aversion, given their greater capacity to absorb financial setbacks without severely compromising their lifestyle or financial goals.

The gender factor introduces another layer of complexity by suggesting gender-specific differences in loss aversion, with women presumed to have higher loss aversion than men. This assumption could be linked to broader societal and psychological factors that influence financial decision-making processes differently across genders.

By integrating these factors, the calculated loss aversion method synthesizes a comprehensive measure of an agent's loss aversion, encapsulating the nuanced interplay between socio-demographic characteristics and individual financial behavior. This approach not only enriches the model's ability to simulate realistic market dynamics but also underscores the critical role of individual differences in financial decision-making processes.

The calculated disposition effect method in agent-based models provides a sophisticated approach to understanding the disposition effect, a well-documented behavioral bias in financial markets. This effect, illustrating investors' inclination to sell winning assets too early while clinging to losing assets for too long, is rooted in a complex interplay of socio-demographic and psychological factors. By employing sigmoid functions and multipliers similar to those used in calculating loss aversion, this method advances the conventional analysis of the disposition effect, offering a more nuanced understanding rooted in individual characteristics.

The method's reliance on sigmoid functions allows for the nuanced modeling of how different factors influence the intensity of the disposition effect. For instance, age, income, and psychological attributes such as risk tolerance can significantly impact an individual's propensity towards this bias. Younger investors might exhibit a different reaction to gains and losses compared to their older counterparts, potentially due to varying financial goals or risk appetites. Similarly, investors with different income levels may display distinct behaviors when faced with the decision to realize gains or bear losses, influenced by their financial stability or risk tolerance levels.

By integrating these socio-demographic and psychological variables, the calculate disposition effect method enriches the traditional models, which primarily focus on trading volumes and market data to analyze this phenomenon. It shifts the focus from a posterior examination of market behavior to a more detailed, agent-specific analysis, considering individual investor characteristics that predispose them to the disposition effect. This approach not only provides insights into the behavioral underpinnings of financial decision-making but also enhances the predictive power of agent-based models, offering a more comprehensive framework for analyzing and understanding market dynamics and investor behavior.

However, this model allows for a more anticipatory (prior) evaluation of the disposition effect at the individual level by directly using agents' socio-demographic and psychological characteristics as factors in calculating the disposition effect. This approach aims to better understand the impact of individual differences and characteristics on financial behaviors within the framework of ABM (Kaustia, 2010; Hens and Vlcek, 2011).

In the model, the inversion of the sigmoid function used in the loss aversion function represents a significant innovation in calculating the disposition effect. This method calculates the disposition effect as a combination of factors such as age, income, and gender, taking into account the characteristics of the agents. Thus, it allows for the analysis of this significant phenomenon in behavioral finance theories from a more individual and unique perspective.

This approach contributes to a deeper understanding of market behaviors and investor decisions. Moreover, the model highlights the role of behavioral factors in understanding financial markets and investor decisions in a more detailed and nuanced manner. This presents a new tool and perspective that can be used in both academic research and financial market analyses.

In the realm of financial decision-making, the disposition effect stands as a behavioral bias where investors are prone to sell assets that have gained in value too quickly while holding onto those that have incurred losses for too long. The calculate disposition effect method integrates several socio-demographic and psychological factors, such as age, income, and gender, to offer a nuanced perspective on how these factors influence an investor's susceptibility to this effect.

The age factor, defined by the formula

$$age\ factor = -1 + np.\exp(-0.1 * (age - 40)) + 1 \quad (1)$$

posits a pivotal change around the age of 40. This modeling suggests that younger individuals, below the age of 40, may exhibit a stronger disposition effect. Consequently, they might prematurely sell assets that have appreciated in value or excessively hold onto underperforming ones. This tendency, however, is indicated to diminish as individuals age, pointing to a maturation in financial decision-making or a shift in investment strategies over time.

Similarly, the income factor, expressed as

$$income\ factor = -1(1 + np.\exp(-0.0001 * (income - 50000))) + 1 \quad (2)$$

implies that as an individual's income increases, their susceptibility to the disposition effect decreases. Wealthier individuals, therefore, might demonstrate a greater propensity to divest from losing investments more promptly or retain profitable ones for an extended duration, possibly due to a heightened ability to absorb losses or a more strategic approach to asset management.

Gender also plays a significant role in shaping the disposition effect, with the model setting a higher gender factor for men (gender factor = 1.2 for men, 1.0 for women). This indicates that men may be more likely than women to prematurely sell assets that have gained in value or to hold onto those that have declined, potentially highlighting gender differences in risk tolerance or investment behavior.

Through the application of these factors, the calculate disposition effect method provides a sophisticated tool for understanding the psychological and demographic dimensions underpinning the disposition effect. By acknowledging the complex interplay between age, income, gender, and investment behavior, this approach enhances the realism and depth of agent-based financial models, offering valuable insights into the mechanisms driving investor behavior in the market.

At the heart of ABM models is the step function, a dynamic mechanism that encapsulates the decision-making processes of agents—be it to buy, sell, or hold assets. This process is intricately shaped by the evolving market dynamics and the agent's own perception of value, which is influenced by a spectrum of psychological factors including loss aversion, the disposition effect, and the anchoring and adjustment bias.

The make decision function within the model embodies the essence of financial decision-making, replicating how agents navigate through the financial market's volatility. It operates on a foundation built upon the agent's balance and perceived value, meticulously factored in with psychological underpinnings. A notable feature of this function is the Random Decision Mechanism, introducing an element of unpredictability with a 50% chance for the agent to engage in buying or selling, or alternatively, to hold its current position, thus mirroring the partial rationality observed in real-world financial decisions.

Perceived value plays a pivotal role in steering the agent's actions, calculated through the value function. This valuation hinges on the contrast between the current balance and a predetermined reference point, directing the agent towards profit realization by selling if the outcome is positive, or asset acquisition by buying in the face of losses. However, this propensity is further nuanced by the agent's loss aversion and disposition effect, which are recalibrated at each step based on the agent's demographic and psychological profile.

The decision-making calculus unfolds as follows: in profit scenarios, the agent's selling tendency is activated if the current balance surpasses the anchor balance, with the disposition effect determining the likelihood of selling. Conversely, in loss situations, the decision to hold or buy is influenced by the agent's level of loss aversion. This dual mechanism of decision-making not only enhances the realism of the model but also provides profound insights into the behavioral dynamics governing financial markets. Through such ABM, the intricacies of investor behavior under varying market conditions are vividly brought to life, offering a rich tapestry of analysis for understanding market dynamics.

The agent-based models within financial market simulations embody the nuanced decision-making processes of buying and selling assets, reflecting the complex interplay between individual financial capabilities and market dynamics. In these models, the buy and sell functions serve as the cornerstone for simulating agents' financial transactions, with each function tailored to replicate the real-world scenarios of asset trading.

The buy function meticulously calculates the quantity of assets an agent can acquire, drawing from its current balance and income to mirror real-life financial constraints. This calculated quantity determines the total cost of purchase, which is then deducted from the agent's balance, exemplifying the immediate financial implications of asset acquisition. Moreover, the cumulative buying pressure, augmented by the quantity of assets bought by each

agent, models the collective impact on market prices, showcasing the direct relationship between buying decisions and market dynamics.

Conversely, the sell function outlines the process of selling assets, where the quantity sold is influenced by the agent's current holdings and the prevailing market price. The resultant sales revenue enhances the agent's balance, mirroring the financial boon of asset liquidation. Additionally, the aggregate selling pressure, incremented by the sales of individual agents, depicts the market-wide repercussions of selling activities, highlighting the intricate balance between supply and demand.

The models extend further with the hold function, representing scenarios where agents opt for inaction, emphasizing the strategic choice to maintain the status quo in fluctuating markets. This decision reflects the cautious stance agents might take in response to uncertainty or unfavorable market conditions.

Furthermore, the decision-making prowess of agents is showcased through the decided quantity to buy and decide the quantity to sell functions. These functions model the deliberate allocation of a portion of the agent's income or balance for buying or selling, respectively. The calculated quantities, adjusted to feasible transaction sizes, underscore the pragmatism embedded in financial decision-making processes, where agents meticulously plan their market engagements based on current prices and personal financial health.

Together, these functions not only encapsulate the strategic financial decisions made by agents in a simulated market environment but also illuminate the broader market mechanics influenced by individual actions. By simulating these decision-making processes, agent-based models offer invaluable insights into the dynamics of financial markets, enabling a deeper understanding of how individual actions culminate in collective market behavior.

Income, price, and wealth effects have been considered for the functions created for buying and selling quantities. Income is one of the key factors determining individuals' purchasing power. In this function, a certain percentage of the agent's income is allocated for purchases. As income increases, the agent can buy more assets, affecting market demand and thus market dynamics. Agents respond to changes in asset prices based on their incomes. While low-income agents may be more sensitive to price increases, high-income agents may be more comfortable with price fluctuations. When examined from the perspective of the disposition effect, price increases generally lead to a decrease in buying quantity and an increase in selling quantity. Conversely, in the case of price decreases, buying quantity may increase while selling quantity decreases. In the model, market price serves as a fundamental parameter in agents' buying and selling decisions. Changes in market prices contribute to shaping overall market trends by influencing agents' behaviors. For the decided quantity to sell function, the quantity owned by the agent is considered as their wealth. Agents' current wealth (balances) affects their selling decisions, and agents with higher wealth tend to sell larger quantities, often to diversify their portfolios or mitigate risk. Agents' wealth levels play a significant role in market liquidity and price movements, as large-scale sales by high-wealth agents can have significant effects on the market, leading to fluctuations in prices.

4.2. Financial Market Class

The Financial Market class forms the backbone of simulating a dynamic financial market within agent-based models, providing a structured environment for the interaction of multiple agents. This class is meticulously designed to capture the intricacies of market dynamics and the consequential behaviors emerging from the collective actions of individual market participants.

The initialization method, `__init__`, sets up the foundational aspects of the market, including the incorporation of agents through the `num agents` parameter. This parameter is pivotal as it directly influences the complexity and the richness of the market simulation, enabling the representation of diverse investor behaviors and strategies. The Random Activation schedule, an essential feature, randomizes the order of agents' activations in each step, mirroring the unpredictable nature of investor decisions in real-world markets.

A crucial aspect of the market setup is establishing the initial price, which acts as the baseline from which all subsequent market fluctuations are measured. This price is dynamically altered by the agents' collective decisions to buy or sell assets, effectively capturing the essence of market dynamics.

The agent balances Data Frame plays a vital role in tracking the financial status of each agent, serving as a key determinant in their decision-making processes and their ability to influence market trends. This data structure provides insights into the financial health of the agents and their potential impact on market liquidity and price movements.

The `step` method is the engine room of the simulation, where agents are activated in sequence to engage in their respective decision-making processes, encompassing buying and selling activities. These actions are the catalysts for changes in the market price, directly affecting the market's supply and demand dynamics.

The `update price` function recalibrates the market price based on the aggregate buying and selling pressure exerted by the agents. This function is central to simulating the fluid nature of market prices, which are inherently influenced by the interplay between supply and demand forces. This mechanism allows for the visualization of market liquidity and price volatility, highlighting the responsiveness of market prices to the collective actions of market participants.

In summary, the Financial Market class encapsulates the core elements of market simulations in agent-based models, offering a comprehensive framework to explore and understand the multifaceted nature of financial markets. By simulating the interactions among agents and their impact on market dynamics, this class provides valuable insights into the complexities of financial markets, paving the way for further exploration of economic theories and market behaviors.

The dynamics of financial markets are intricately simulated in agent-based models, particularly through mechanisms like the `step` and `update price` functions within the Financial Market class. These functions collectively orchestrate the complex interplay between agent decisions and market outcomes, providing a nuanced understanding of market behaviors.

The `step` function is crucial for advancing the market simulation. At each step, the market price is adjusted to reflect the latest transactions, and the financial standings of all agents are updated accordingly. This ongoing process ensures that the model captures the fluid nature of market dynamics, where prices are continually influenced by the actions of market participants.

The update price function recalibrates the market price, taking into account the cumulative buying and selling pressures exerted by the agents. This is where the concepts of total buy pressure and total sell pressure come into play, representing the aggregate demand and supply forces within the market, respectively. Agents with balances above the market price exert buying pressure, indicating a willingness to purchase assets at the current price, potentially driving prices up. Conversely, agents with balances below the market price contribute to selling pressure, signaling an inclination to offload assets, which could lead to price decreases.

Agent activation is a key feature that facilitates the execution of decision-making processes by the agents in a sequential manner at each step. This process triggers transactions within the market, leading to fluctuations in the market price. The cumulative effect of buying and selling decisions by the agents updates the market price, reflecting the ongoing interplay between supply and demand forces. This not only influences market liquidity but also captures the market's responsiveness to the collective behaviors of its participants.

High buying pressure, signaled by a significant number of agents willing to act as buyers, suggests a market trend towards increasing demand. This scenario often precedes a rise in market prices. In contrast, high selling pressure, indicated by a plethora of agents ready to sell, denotes an abundance of supply, which may precipitate a fall in prices.

In essence, the Financial Market class, through its step and update price functions, adeptly models the core principles governing financial markets. It encapsulates the essence of market dynamics, offering insights into how collective agent behaviors shape market trends, liquidity, and price movements. This simulation approach provides a valuable framework for exploring economic theories and understanding the factors that drive market behaviors.

The price is updated by subtracting the total selling pressure from the total buying pressure and dividing by a certain constant (here, 100). This allows the market price to dynamically change based on buying and selling tendencies in the market.

This update illustrates how the market price evolves in response to the collective decisions of the agents. An increase in price reflects situations where demand exceeds supply, while a decrease in price reflects situations where supply exceeds demand. The economic significance of this method is to model how supply and demand forces in financial markets affect prices. In real markets, prices constantly change based on the actions of buyers and sellers. The update price method provides a simplified model of these changes and demonstrates how the market price can reach equilibrium.

The record balances function plays a pivotal role in the ABM of financial markets, serving as a key tool for tracking and analyzing the evolving financial positions of individual agents over the course of a simulation. By meticulously documenting each agent's balance, this function provides a detailed ledger of financial activities and outcomes, enabling researchers to observe how agents' balances change in response to market dynamics, transaction decisions, and the interplay of various behavioral and psychological factors.

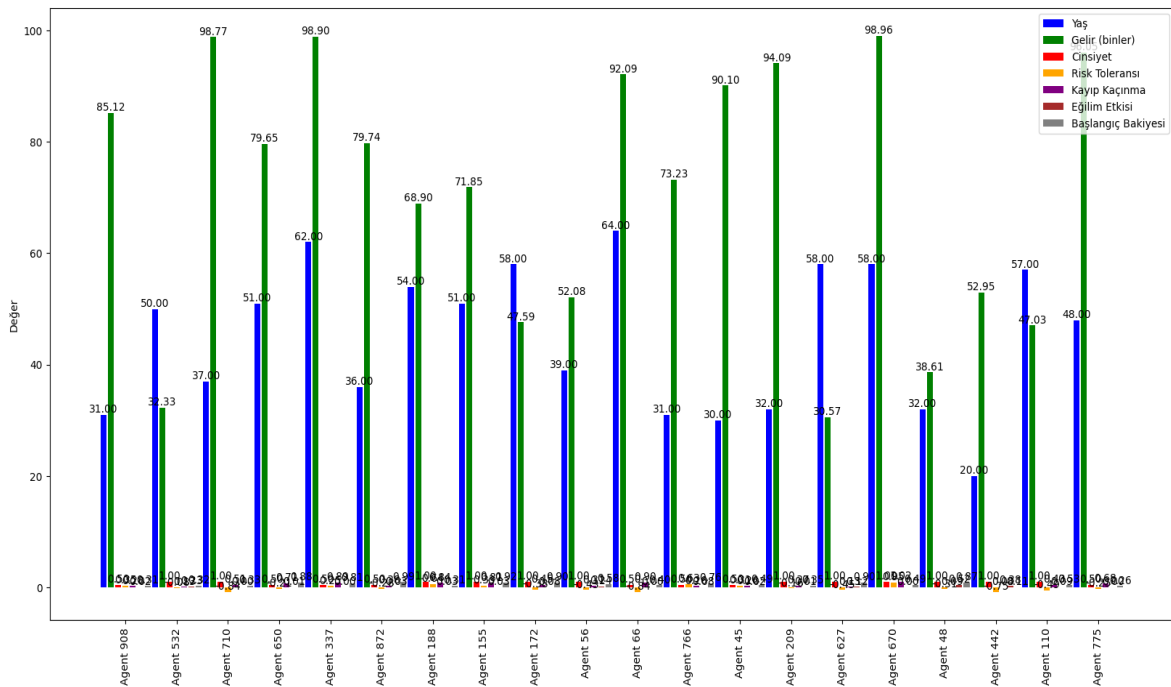
This continuous recording of balances is instrumental for several reasons. First, it allows for a comprehensive analysis of the financial health and decision-making processes of agents, offering insights into patterns of profit and loss, risk-taking behavior, and the impacts of different market conditions on agent strategies. Second, by comparing these balances over time,

researchers can identify trends, anomalies, and emergent behaviors within the simulated market, shedding light on the underlying mechanisms that drive market movements.

Moreover, the record balances function facilitates a deeper understanding of the cumulative effects of individual decisions on the market as a whole. By examining the shifts in agents' financial standings, researchers can infer the broader economic implications of micro-level actions, including the formation of bubbles, market crashes, or periods of stability and growth. This analysis can also reveal the effectiveness of different trading strategies, the prevalence of certain biases and heuristics among market participants, and the potential for systemic risks or opportunities.

5. Findings

The overall tendencies and behavioral characteristics of all agents in the model are presented in the following graphs and tables. The average age of agents is 40.68, indicating that this age group might be more experienced in financial decision-making, thus potentially providing a certain level of maturity and stability in the market. The income category shows a wide range, indicating that the model represents a diverse population economically. Risk tolerance is close to zero on average, suggesting that agents generally neither strongly avoid nor seek excessive risk. The values for loss aversion and disposition effect indicate that agents exhibit moderate sensitivity to market movements. This suggests that agents might provide a relatively balanced response to market fluctuations. These tables serve as fundamental tools in understanding the impact of agents' behavioral characteristics on market dynamics in ABM. Characteristics such as income levels, risk tolerance, loss aversion, and disposition effects of agents could have significant effects on market prices and trading volume.



Graph 1. The Socio-Demographic and Psychological Levels of the First and Last 10 Agents Based on Balance

Note: age=>blue bars; income=>green bars; gender=>red bars; orange=>risk tolerance; loss aversion=>purple bars; disposition effect=> brown bars; initial income=>green bars

In Graph 1, the diversity of agents' socio-demographic and psychological characteristics is observed. For instance, it is evident that income is distributed across a wide range among the agents, with some having very high incomes while others have relatively low income levels. Gender distribution, risk tolerance, and initial balance factors also exhibit similar variability. The age factor stands out, especially among individuals with high incomes, where it appears to be higher. Psychological factors such as loss aversion tendency and disposition effect also show significant variability, which can be interpreted as a reflection of behavioral differences in individual investment decisions. In the literature, the impact of such characteristics on investment behavior has been supported by various studies; for example, the effects of gender and age on risk-taking tendencies have been extensively explored (Barber and Odean, 2001; Dohmen et al., 2011). Additionally, it is observed that risk tolerance and loss aversion tendencies play critical roles in individuals' financial decisions and market behaviors (Kahneman and Tversky, 1979).

Table 5 presents descriptive statistics on the socio-demographic and psychological characteristics of the 1.000 agents in the model. These statistics help us understand the behavioral tendencies, social, and economic statuses of the agents in depth. The average age of the agents is approximately 40.68, ranging from 18 to 64 years old, indicating that our model covers a wide age range. The distribution of age varies from young adults to middle-aged individuals. The average income of the agents is approximately 66.117,94 units, ranging from a minimum of 30.122,41 to a maximum of 99.993,87 units. The standard deviation of income (20.540,07) indicates the diversity in income and economic disparities. Gender is coded as 0 (female) and 1 (male). The average gender value is 0.51, indicating that approximately half of the agents are of each gender. The average risk tolerance of the agents is 0.01, indicating that agents in the model generally have a balanced distribution of risk tolerance. Risk tolerance ranges from -1 (risk-averse) to +1 (risk-seeking). The average loss aversion value is 0.39, indicating that agents exhibit moderate sensitivity to losses. The maximum value of loss aversion at 1.08 suggests that some agents have high levels of loss aversion. The average disposition effect is 0.15, indicating that agents have a moderate tendency to realize gains early and hold onto losses. The average anchor balance of the agents is 5.394,95 units, indicating that the initial balances of the agents vary widely and this value is used as a reference point in the decision-making process of the agents.

Table 5. Descriptive Statistics of All Agents

	Age	Income	Gender	Risk Tolerance	Loss Aversion	Disposition Effect	Anchor Balance
Count	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000
Mean	40,68	66.117,94	0,51	0,01	0,39	0,15	5.394,95
Std. Dev.	13,17	20.540,07	0,50	0,58	0,8	0,19	2.560,02
Min	18,00	30.122,41	0,00	-1,00	0,01	0,00	1.000,95
25%	30,00	48.433,65	0,00	-0,49	0,15	0,01	3.247,92
50%	41,00	65.977,41	1,00	-0,02	0,32	0,07	5.321,13
75%	52,00	8.4711,20	1,00	0,50	0,60	0,21	7.578,75
Max	64,00	9.9993,87	1,00	1,00	1,08	0,94	9.983,06

Table 6 provides descriptive statistics related to the socio-demographic and psychological characteristics of the top 10 agents with the highest balances in the model. These statistics help

us understand the behavioral tendencies and economic profiles of agents with high balances. The average age of agents with the highest balances is approximately 46,9, indicating that this group generally consists of middle-aged individuals. The age range varies from 31 to 62, showing that age is a determinant factor for the balance. The average income of this group of agents is about 71.5 (billion) units, indicating that the agents are quite high-income. The maximum income reaches up to 98.9 billion units, while the minimum is 32.3 (billion) units, showing a direct correlation between high income and high balance. The average gender value is 0,6, indicating that the majority of this group is men (coded as 1), suggesting that gender has an effect on the size of the balance. The average risk tolerance is -0,06, this negative value indicates that agents tend to avoid risk generally. How risk tolerance is related to balance suggests that a tendency to avoid risk could be associated with high balances. The average loss aversion value is 0,53, indicating that agents are sensitive to losses, and this sensitivity could be associated with high balances. The average disposition effect is 0.06, indicating that agents have a moderate tendency to realize gains early and hold onto losses. The average anchor balance of agents is approximately 6.36 billion units, showing that agents' initial balances were quite high, and this value is used as an important reference point in their decision-making processes.

Agents with high balances are high-income, exhibit a moderate tendency to avoid risk, are generally male, and are of middle to upper-middle age. These characteristics are significant factors in their financial decision-making processes and play an important role in market dynamics.

Table 6. Descriptive Statistics of Socio-Demographic and Psychological Levels of the Top 10 Agents by Balance

	Age	Income	Gender	Risk Tolerance	Loss Aversion	Disposition Effect	Anchor Balance
Count	10	10	10	10	10	10	10
Mean	46,9	71.493,84	0,60	-0,06	0,53	0,06	6.359,17
Std.	10,41	21.869,67	0,51	0,45	0,26	0,08	2.934,77
Min	31	32.327,80	0,00	-0,84	0,12	0,00	3.119,72
25%	37,5	56.286,88	0,00	-0,35	0,33	0,01	3.225,84
50%	50,5	75.747,29	1,00	-0,14	0,48	0,02	6.958,75
75%	53,25	83.776,69	1,00	0,31	0,78	0,06	8.915,48
Max	62,00	98.904,24	1,00	0,64	0,89	0,23	9.936,90

Table 7 presents descriptive statistics regarding the socio-demographic and psychological characteristics of the last 10 agents with the lowest balance in our model. These statistics allow us to understand the behavioral tendencies and economic profile of agents with low balances. The average age of agents with the lowest balance is approximately 43, indicating that this group is generally in the middle age range. The age range varies from 20 to 64. The average income of this group is approximately 71.4 (billion) units, indicating that they have high incomes despite having low balances. Income distribution varies widely, ranging from a minimum of 30.57 (billion) units to a maximum of 98.96 billion units. The average gender value is 0.6, indicating that the majority of this group is male. The average risk tolerance is -0,13, indicating that agents generally have a slight tendency to avoid risk. The relationship between risk tolerance and balance size has a complex relationship with risk aversion and high or low balances. The average loss aversion value is 0,42, indicating that agents are sensitive to losses and this sensitivity may be associated with low balances. The average endowment effect

is 0,12, indicating that agents have a higher tendency to realize gains early and hold onto losses. The average anchor balance of agents is approximately 5.15 billion units. This indicates that agents have low initial balances, and this value is used as an important reference point in their decision-making processes. Low-balance agents tend to exhibit risk aversion despite being high-income earners and are generally composed of males across a wide age range.

Tablo 7. Descriptive Statistics of Socio-Demographic and Psychological Levels of the Bottom 10 Agents by Balance

	Age	Income	Gender	Risk Tolerance	Loss Aversion	Disposition Effect	Anchor Balance
Count	10	10	10	10	10	10	10
Mean	43	71.367,94	0,60	-0,13	0,42	0,12	5.145,62
Std.	15,62	26.541,16	0,51	0,58	0,33	0,18	2.592,53
Min	20	30.566,06	0,00	-0,83	0,08	0,00	1.051,71
25%	31,25	48.509,65	0,00	-0,48	0,16	0,00	3.635,27
50%	40	81.666,70	1,00	-0,27	0,31	0,04	4.897,73
75%	57,75	93.587,61	1,00	0,19	0,62	0,11	6.997,79
Max	64	98.961,90	1,00	0,95	1,02	0,52	8.984,57

When looking at the characteristics of the top 10 agents in terms of balance, it generally focuses on the richest agents, indicating that these agents could have a significant impact on market dynamics.

The average age suggests that this group may be more experienced and perhaps more cautious investors, which is consistent with the higher values observed in loss aversion and endowment effect. High average income levels indicate that these agents could trigger major movements in the market. For example, the study by Hascaryani and Maski (2021) highlighted the significant role of investors' intuitive behavior in determining market prices. This suggests that the decisions of high-balance agents should be taken into account when analyzing their impact on the market.

When looking at the characteristics of the last 10 agents in terms of balance, it generally focuses on the agents with the lowest balances, despite their low anchor balances and income levels, these agents have high endowment effect values, indicating that they tend to realize their gains early and hold onto losses for longer periods. The results, as in the study by Bokhari and Geltner (2011), suggest that this behavior can impact selling prices and listing prices. This group also exhibits a negative average risk tolerance, indicating their tendency to avoid risk, and therefore, they may lean towards low-yield investments.

When examining the general characteristics of all agents in the model, factors such as average age, income, gender distribution, risk tolerance, loss aversion, endowment effect, and anchor balance averages constitute the overall profile of the model. High standard deviation values indicate that the agents exhibit a wide diversity. The overall population of the model shows a neutral tendency in risk tolerance, meaning the agents neither exhibit a profile of seeking too much risk nor of avoiding it excessively. The average values of loss aversion and endowment effect indicate that the agents exhibit moderate financial behavior. This overall distribution suggests that market dynamics will be complex and multidimensional, and individual agent behaviors will significantly influence these dynamics.

The top 10 agents tend to have high income and moderate risk tolerance levels. Their average age is higher compared to the overall population in the model, indicating a more mature group in terms of financial accumulation and experience. The gender distribution suggests that the majority of this group is male, supporting findings that gender can influence financial decisions and risk-taking behavior. Loss aversion and endowment effect indicate that these agents are more sensitive to losses and tend to preserve their gains. The high anchor balance suggests that these agents have a higher reference point in their financial decisions, which influences their investment strategies.

While the characteristics of the last 10 agents show some similarities with the top 10, the noticeably lower average anchor balance stands out. This suggests that this group of agents has weaker financial positions, which can influence their investment decisions. Despite having high average income levels, their risk tolerance and loss aversion values indicate that these agents may be more cautious in financial decisions. The endowment effect suggests a tendency to realize gains early and hold onto losses, which can exert pressure on market prices.

6. Results and Policy Implications

In this study, an original ABM was created by identifying characteristic features of behavioral biases obtained from over fifty studies through meta-analyses, regarding the interaction of investors' loss aversion, disposition effect, anchoring and adjustment bias with socio-demographic and psychological factors. Agents were equipped with the tendencies observed in these studies and subjected to information and wealth transfer within a social network. Outputs regarding the behavioral biases of agents classified socio-demographically and psychologically, especially with respect to age, gender, income (initial and investment income) levels shaping their risk tolerances, and consequently, their buy-sell-hold investment decisions under loss aversion, disposition effect, and anchoring and adjustment bias, were thoroughly examined, indicating an ABM that can model the real world quite well.

Older agents in the top ten might exhibit a more conservative approach to investing due to increased loss aversion, as suggested by the concept of loss aversion changing with age. This aligns with the findings of Madaan and Singh (2019), which highlighted the significant impact of behavioral biases on investment decisions. Younger agents in the bottom ten, displaying higher disposition effects, might be more prone to selling winning investments too early and holding onto the losing ones for too long, a tendency that aligns with the disposition effect discussed by Asadi et al. (2020).

Higher-income levels in the top ten could correlate with lower loss aversion, implying these agents might take on more risk, as high-income individuals can better absorb financial losses. This observation is in line with Moosa and Ramiah (2017), who examined the effects of various behavioral biases on financial decision-making and planning. Lower-income agents in the bottom ten might be more susceptible to loss aversion, potentially leading to a higher propensity for risk-averse behavior. This supports the analysis by Saivasan and Lokhande (2022) on the influence of demographic and psychological factors on investors' risk perception. If the model assumes higher loss aversion for female agents, this might lead to more cautious investment behavior among women, a concept that could be traced back to the gender-based differences in investment decisions studied by Cho and Chalid (2021). Agents with higher risk

tolerance in the top ten are likely to engage in more aggressive investment strategies, possibly chasing higher returns at the cost of higher risks. This behavior is consistent with the heuristic-driven risk-taking behavior studied by Hascaryani and Maski (2021).

On the other hand, agents with lower risk tolerance scores in the bottom ten might exhibit a preference for safer, lower-yield investments, avoiding the high volatility that risk-seeking agents might pursue. Agents with higher loss aversion and disposition effect scores might demonstrate behavior that involves avoiding losses at the expense of higher gains, a tendency that can be detrimental to achieving optimal investment returns, as explored by Bokhari and Geltner (2017) in their study on commercial real estate pricing.

The varying levels of disposition effect across agents suggest differences in how quickly they might realize gains or hold onto losses, potentially affecting market liquidity and price dynamics, which is a core concept in the study by Leung and Tsang (2013) regarding predictability in the housing market. Agents' decisions, driven by their socio-demographic and psychological characteristics, collectively contribute to market dynamics. For instance: Agents with a high risk tolerance and low loss aversion may contribute to market volatility by engaging in high-risk trades, potentially leading to speculative bubbles or sharp market corrections. Agents with a high disposition effect may contribute to price momentum by being quick to sell winning positions and slow to realize losses, influencing the persistence of price trends. Agents with high income and balance levels may influence market liquidity. Their larger trades can move the market, affecting price discovery and volatility.

In conclusion, the ABM outputs, when contextualized within the broader framework of behavioral finance research, provide insightful simulations of market behavior. They reflect how individual biases and preferences could potentially impact market efficiency and investor welfare, echoing the real-world implications discussed in the referenced academic studies. These simulations underscore the importance of understanding the psychological and socio-demographic underpinnings of financial decision-making to better navigate market complexities and investment strategies.

The findings of the study contribute to the integration of optimization techniques with human behaviors and the development of more useful models in the use of AGI in real-world applications. Future research is open to discovering new biases and considering socio-demographic and psychological attributes in interactions with existing and new biases to present more comprehensive and real-world models.

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

- Arora, M. and Kumari, S. (2015). Risk taking in financial decisions as a function of age, gender: Mediating role of loss aversion and regret. *International Journal of Applied Psychology*, 5(4), 83-89. doi: 10.5923/j.ijap.20150504.01
- Arora, R. and Rajendran, M. (2023). Moored minds: An experimental insight into the impact of the anchoring and disposition effect on portfolio performance. *Journal of Risk and Financial Management*, 16(8), 349-371. <https://doi.org/10.3390/jrfm16080349>
- Asadi, D., Davallou, M. and Eskini, S. (2020). Adjustment and anchoring or disposition effect; Evidence of momentum pattern. *Journal of Financial Management Perspective*, 29, 9-37. doi:10.52547/JFMP.10.29.9
- Bankes, S.C. (2002). Agent-based modeling: A revolution? *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 99, 7199-7200. <https://doi.org/10.1073/pnas.072081299>
- Barber, B.M. and Odean, T. (2001). Boys will be boys: Gender, overconfidence, and common stock investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(1), 261-292. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.139415>
- Blake, D., Cannon, E. and Wright, D. (2021). Quantifying loss aversion: Evidence from a UK population survey. *Journal of Risk and Uncertainty*, 63(1), 27-57. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3552247>
- Blumer, H. (1986). Symbolic interactionism: Perspective and method. London: University of California Press.
- Bokhari, S. and Geltner, D. (2011). Loss aversion and anchoring in commercial real estate pricing: Empirical evidence and price index implications. *Real Estate Economics*, 39(4), 635-670. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6229.2011.00308.x>
- Bourdieu, P. (1986). The forms of capital. In J. Richardson (Ed.), *Handbook of theory and research for the sociology of education* (pp.15-29). Westport: Greenwood.
- Boyce, C.J., Wood, A.M., Banks, J., Clark, A.E. and Brown, G.D. (2013). Money, well-being, and loss aversion: Does an income loss have a greater effect on well-being than an equivalent income gain? *Psychological Science*, 24(12), 2557-2562. doi:10.1177/0956797613496436
- Boyce, C.J., Wood, A.M. and Ferguson, E. (2016). Individual differences in loss aversion: Conscientiousness predicts how life satisfaction responds to losses versus gains in income. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 42(4), 471-484. doi:10.1177/0146167216634060
- Carter, M.J. and Fuller, C. (2016). Symbolic interactionism. *Current Sociology*, 64(6), 931-961. <https://doi.org/10.1177/001139211663839>
- Cecchini, M., Bajo, E., Russo, P.M. and Sobrero, M. (2019). Individual differences in the disposition effect. *Journal of Behavioral Finance*, 20(1), 107-126. <https://doi.org/10.1080/15427560.2018.1492579>
- Champonnois, V., Chanel, O. and Makhloufi, K. (2018). Reducing the anchoring bias in multiple question CV surveys. *Journal of Choice Modelling*, 28, 1-9. <https://doi.org/10.1016/j.jocm.2018.04.005>
- Cheng, T.Y., Lee, C.I. and Lin, C.H. (2013). An examination of the relationship between the disposition effect and gender, age, the traded security, and bull–bear market conditions. *Journal of Empirical Finance*, 21, 195-213. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2013.01.003>
- Cho, I. and Chalid, D. (2019). The effects of behavioral biases on investment performances of individual investors in the Indonesian stock market. In A. Widiāna, E.R. Wulan, C. Hidayat, R.S. Fuadi, and R. Rahim (Eds.), *Proceedings of the 1st international conference on Islam, science, and technology* (pp. 11-12). Papers presented at the ICONISTECH 2019, Bandung, Indonesia: UIN Sunan Gunung Djati Bandung & University Malaysia Perlis.
- Coleman, J.S. (1990). *Foundations of social theory* (1. ed.). Cambridge: Harvard University Press.

- Davis, H.L., Hoch, S.J. and Ragsdale, E.E. (1986). An anchoring and adjustment model of spousal predictions. *Journal of Consumer Research*, 13(1), 25-37. <https://doi.org/10.1086/209045>
- Dawson, C. (2023). Gender differences in optimism, loss aversion and attitudes towards risk. *British Journal of Psychology*, 114(4), 928-944, doi:10.1111/bjop.12668
- Dervishaj, B. (2021). Psychological biases, main factors of financial behaviour - A literature review. *European Journal of Medicine and Natural Sciences*, 4(1), 27-44. doi:10.26417/ejnm.v1i2.p25-35
- Dhar, R. and Zhu, N. (2002). *Up close and personal: An individual level analysis of the disposition effect* (Yale ICF Working Paper No. 02-20). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.302245>
- Dharma, W.A. and Koesrindartoto, D.P. (2018). Reversal on disposition effect: evidence from Indonesian stock trader behavior. *International Journal of Business & Society*, 19(1), 233-244. Retrieved from <https://www.ijbs.unimas.my/>
- Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., Sunde, U., Schupp, J. and Wagner, G.G. (2011). Individual risk attitudes: Measurement, determinants, and behavioral consequences. *Journal of the European Economic Association*, 9(3), 522-550. <https://doi.org/10.1111/j.1542-4774.2011.01015.x>
- Epstein, J.M. and Axtell, R. (1996). *Growing artificial societies: social science from the bottom up* (1.ed.). Washington, D.C.: Brookings Institution Press.
- Ezzat, H.M. (2019). Disposition effect and multi-asset market dynamics. *Review of Behavioral Finance*, 11(2), 144-164. <https://doi.org/10.1108/RBF-01-2018-0003>
- Ezzat, M.H. (2020). Behavioral agent-based framework for interacting financial markets. *Review of Economics and Political Science*, 5(2), 94-115. <https://doi.org/10.1108/REPS-03-2019-0037>
- Fisher, P.J. (2013). Is there evidence of loss aversion in saving behaviors in Spain? *Journal of Family and Economic Issues*, 34, 41-51. doi:10.1007/s10834-012-9290-7
- Frazzini, A. (2006). The disposition effect and underreaction to news. *The Journal of Finance*, 61(4), 2017-2046. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00896.x>
- Gächter, S., Johnson, E.J. and Herrmann, A. (2022). Individual-level loss aversion in riskless and risky choices. *Theory and Decision*, 92(3-4), 599-624. doi:10.2139/ssrn.1010597
- Gilbert, N. (2019). *Agent-based models* (2. ed.). London: Sage Publications.
- Gisbert, P. (1959). Social facts in Durkheim's system. *Anthropos*, 3(4), 353-369. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Goo, Y.J., Chen, D.H., Chang, S.H.S. and Yeh, C.F. (2010). A study of the disposition effect for individual investors in the Taiwan stock market. *Emerging Markets Finance and Trade*, 46(1), 108-119. doi:10.2753/REE1540-496X460110
- Grüne-Yanoff, T. (2009). The explanatory potential of artificial societies. *Synthese*, 169(3), 539-555. doi:10.1007/s11229-008-9429-0
- Habbe, A.H. (2017). Estimation error of earnings information: a test of representativeness and anchoring-adjustment heuristic. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(1), 224-233. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/ijefi/>
- Hascaryani, T.D. and Maski, G. (2021). Heuristic, herding and disposition effect in investor's risk-taking behavior. *International Journal of Economics, Business and Management Research*, 5(12), 276-291. doi:10.20525/ijrbs.v12i9.3026
- Hedstrom, P. (2005). *Dissecting the social: On the principles of analytical sociology* (1. ed.). Cambridge: Cambridge University Press.
- Hens, T. and Vlcek, M. (2011). Does prospect theory explain the disposition effect? *Journal of Behavioral Finance*, 12(3), 141-157. <https://doi.org/10.1080/15427560.2011.601976>

- Hien, N.D., Hung, T.Q. and Giang, B.H. (2014). The impact of the anchoring and adjustment bias on analysts' forecast in Vietnam stock market. *Journal of Economics and Development*, 15(3), 59-76. doi:10.33301/2013.15.03.04
- Hurwitz, A., Sade, O. and Winter, E. (2018). *Anchoring bias in annuity choices: An experimental investigation* (SSRN Working Paper No. 3117804). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3117804
- Johnson, E.J, Gachter, S. and Herrmann, A. (2015). *Exploring the nature of loss aversion* (IZA Discussion Papers No. 2015). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.892336>
- Kahneman, D., Knetsch, J.L. and Thaler, R.H. (1991). Anomalies: The endowment effect, loss aversion, and status quo bias. *Journal of Economic Perspectives*, 5(1), 193-206. doi: 10.1257/jep.5.1.193
- Kahneman, D. and Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47(2), 363-391. <https://doi.org/10.2307/1914185>
- Kahneman, D. and Tversky, A. (1984). Choices, values, and frames. *American Psychologist*, 39(4), 341-350. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.39.4.341>
- Kaustia, M. (2010). Prospect theory and the disposition effect. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(3), 791-812. doi:10.1017/S002210900000024
- Khan, H.H., Naz, I., Qureshi, F. and Ghafoor, A. (2017). Heuristics and stock buying decision: Evidence from Malaysian and Pakistani stock markets. *Borsa Istanbul Review*, 17(2), 97-110. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2016.12.002>
- King, T. (2013). *First things first: Using anchoring bias to examine the effect of penalty severity and social norms on compliance* (SSRN Working Paper No. 4407004). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4407004
- Klein, D., Marx, J. and Fischbach, K. (2018). Agent-based modeling in social science, history, and philosophy. An introduction. *Historical Social Research/Historische Sozialforschung*, 43(1), 7-27. <https://doi.org/10.12759/hsr.43.2018.1.7-27>
- Kl gl, F. and Bazzan, A.L. (2012). Agent-based modeling and simulation. *AI Magazine*, 33(3), 29-29. doi:10.1609/aimag.v33i3.2425
- Leung, T.C. and Tsang, K.P. (2013). Can anchoring and loss aversion explain the predictability of housing prices? *Pacific Economic Review*, 18(1), 41-59. <https://doi.org/10.1111/1468-0106.12009>
- Lin, S.W. and Huang, H.L. (2007). Agent-based modeling to investigate the disposition effect in financial markets. *Portuguese Journal of Management Studies*, 12(2), 145-164. Retrieved from <https://www.repository.utl.pt/>
- Li, B., Shang, W., Li, H., Huo, L. and Xu, S. (2014). Disposition effect in an agent-based financial market model. *Procedia Computer Science*, 31, 680-690. <https://doi.org/10.1016/j.procs.2014.05.316>
- Lovric, M., Kaymak, U. and Spronk, J. (2010). *Modeling loss aversion and biased self-attribution using a fuzzy aggregation operator*. Paper presented at the International Conference on Fuzzy Systems. Barcelona, Spain. Retrieved from <https://ieeexplore.ieee.org/abstract/document/5584899>
- Macal, C.M. and North, M.J. (2009, December). *Agent-based modeling and simulation*. Paper presented at the 2009 Winter Simulation Conference (WSC). Austin, TX, USA. Retrieved from <https://ieeexplore.ieee.org/document/5429318>
- Madaan, G. and Singh, S. (2019). An analysis of behavioral biases in investment decision-making. *International Journal of Financial Research*, 10(4), 55-67. <https://doi.org/10.5430/ijfr.v10n4p55>
- Malloy, L.C. (2015). Loss aversion, education, and intergenerational mobility. *Education Economics*, 23(3), 318-337. <https://doi.org/10.1080/09645292.2013.823909>
- Moosa, I.A., Ramiah, V., Moosa, I.A. and Ramiah, V. (2017). Loss aversion bias, the disposition effect and representativeness bias. In A. Moosa and V. Ramiah (Eds.), *The financial consequences of behavioural biases: An analysis of bias in corporate finance and financial planning* (pp. 71-92). London: Palgrave Macmillan.

- Munch, P.A. (1975). “Sense” and “Intention” in Max Weber's theory of social action. *Sociological Inquiry*, 45(4), 59-65. <https://doi.org/10.1111/j.1475-682X.1975.tb00350.x>
- Oreng, M., Yoshinaga, C.E. and Eid, W. (2021). Disposition effect, demographics and risk taking. *RAUSP Management Journal*, 56, 217-233. doi:10.1108/RAUSP-08-2019-0164
- Parsons, T. (1951). *The social system* (1.ed.). London: Routledge.
- Parsons, T. and Shils, E.A. (1951). *Toward a general theory of action* (1.ed.). New York: Harvard University Press.
- Parveen, S. and Siddiqui, M.A. (2018). Anchoring heuristic, disposition effect and overconfidence bias in investors: A case of Pakistan stock exchange. *Abasyn Journal of Social Sciences*, 11(2), 280-294. Retrieved from <http://ajss.abasyn.edu.pk/>
- Pruna, R.T., Polukarov, M. and Jennings, N.R. (2020). Loss aversion in an agent-based asset pricing model. *Quantitative Finance*, 20(2), 275-290. <https://doi.org/10.1080/14697688.2019.1655784>
- Richards, D., Rutterford, J. and Fenton-O’Creevy, M. (2011). *Do stop losses work? The disposition effect, stop losses and investor demographics* (The Open University Business School Working Paper No. 04). Retrieved from https://www.city.ac.uk/__data/assets/pdf_file/0004/79960/Richards.pdf
- Saivasan, R. and Lokhande, M. (2022). Influence of risk propensity, behavioural biases and demographic factors on equity investors' risk perception. *Asian Journal of Economics and Banking*, 6(3), 373-403. doi:10.1108/AJEB-06-2021-0074
- Schelling, T.C. (1971). Dynamic models of segregation. *Journal of Mathematical Sociology*, 1, 143-186. doi:10.1080/0022250X.1971.9989794
- Schelling, T.C. (1974). On the ecology of micromotives. In R. Marris (Ed.). *The Corporate society* (pp. 19-64). London: Macmillan.
- Schelling, T.C. (1978). *Micromotives and macrobehavior* (1. ed.). New York: WW Norton.
- Sedek, N.F.B.M. (2018). *Marxist conflict theory as a theory of crime* (Academia: Accelerating the World’s Research No. 2018). Retrieved from <https://d1wqtxts1xzle7.cloudfront.net/>
- Shin, H. and Park, S. (2018). Do foreign investors mitigate anchoring bias in stock market? Evidence based on post-earnings announcement drift. *Pacific-Basin Finance Journal*, 48, 224-240. doi:10.1016/j.pacfin.2018.02.008
- Simmons, J.P., LeBoeuf, R.A. and Nelson, L.D. (2010). The effect of accuracy motivation on anchoring and adjustment: Do people adjust from provided anchors? *Journal of Personality and Social Psychology*, 99(6), 917-932. doi:10.1037/a0021540.
- Talpsepp, T. (2013). Does gender and age affect investor performance and the disposition effect? *Research in Economics and Business: Central and Eastern Europe*, 2(1), 76-93. Retrieved from <http://www.rebcee.eu/>
- Townley, B. (2005). Foucault, power/knowledge, and its relevance for human resource management. *Academy of Management Review*, 18(3), 518-545, doi:10.2307/258907
- Trejos, C., van Deemen, A., Rodríguez, Y.E. and Gomez, J.M. (2019). Overconfidence and disposition effect in the stock market: A micro world based setting. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 21, 61-69. <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2018.11.001>
- Türk, E. (2015). Debates on social capital in sociological thought: Pierre Bourdieu and J.S. Coleman in a comparative perspective. *The Journal of Social and Cultural Studies*, 1(2), 127-149. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/skad/>
- Turner, J.H. (1975). Marx and Simmel revisited: Reassessing the foundations of conflict theory. *Social Forces*, 53(4), 618-627. <https://doi.org/10.2307/2576477>
- Tversky, A. and Kahneman, D. (1991). Loss aversion in riskless choice: A reference-dependent model. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(4), 1039-1061. <https://doi.org/10.2307/2937956>

- Tversky, A. and Kahneman, D. (1992). Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5, 297-323. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Udehn, L. (2001). *Methodological individualism: Background, history and meaning* (1. ed.). London: Routledge.
- Varenne, H. (1995). The social facting of education: Durkheim's legacy. *Journal of Curriculum Studies*, 27(4), 373-389. <https://doi.org/10.1080/0022027950270403>
- Vendrik, M.C. and Woltjer, G.B. (2007). Happiness and loss aversion: Is utility concave or convex in relative income? *Journal of Public Economics*, 91(7-8), 1423-1448. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2007.02.008>
- Weber, M. and Camerer, C.F. (1998). The disposition effect in securities trading: An experimental analysis. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 33(2), 167-184. [https://doi.org/10.1016/S0167-2681\(97\)00089-9](https://doi.org/10.1016/S0167-2681(97)00089-9)
- Willcocks, L. (2004). Foucault, power/knowledge and information systems: Reconstructing the present. In J. Mingers and L. Willcocks (Eds.), *Social theory and philosophy for information systems* (pp. 238-296). New Jersey: John Wiley & Sons.
- Zahera, S.A. and Bansal, R. (2019). A study of prominence for disposition effect: A systematic review. *Qualitative Research in Financial Markets*, 11(1), 2-21. doi:10.1108/QRFM-07-2018-0081

KRİPTO PARA BİRİMİ PİYASALARINDA GPH YÖNTEMİ İLE UZUN HAFIZA ANALİZİ: BITCOİN ÖRNEĞİ

Long Memory Analysis Using the GPH Method in Cryptocurrency Markets: The Case of Bitcoin

İpek M. YURTTAGÜLER* 

Öz

Son yıllarda, para piyasalarında ve bankacılık sektöründe yaşanan krizlerin etkisiyle merkezi para otoritelerine olan güven sarsılmış ve bu nedenle merkezi olmayan bir sistem arayışına girilmiştir. Bu vesile ile, 1998 yılında ilk kripto para kavramı gündeme gelmiştir. Kripto piyasaları, kripto para birimlerinin alınıp satıldığı dijital veya sanal pazar yerlerini ifade etmektedir. Kripto para birimleri, güvenli finansal işlemler için kriptografi kullanan merkezi olmayan dijital varlıklar olarak karşımıza çıkmaktadır. 2009 yılına gelindiğinde ise ana kripto para birimi olan Bitcoin ile ilk işlem gerçekleştirilmiştir. Merkezi olmayan bu sanal paranın zaman içerisinde talebinde gözlemlenen artış ile birlikte piyasa değeri de hızla yükselmiştir. Çalışmanın amacı, piyasa değeri her geçen gün artan bu kripto para piyasalarının yapısını açıklamak ve ana kripto para birimi olan Bitcoin özelinde fiyat hareketlerinin seyrini incelemektir. 17.11.2019 – 10.03.2024 dönemleri arasında haftalık veri setinin kullanıldığı analizde GPH yöntemi kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, Bitcoin serisinin dirençli ve uzun hafızalı bir yapı sergilediği gözlenmektedir. Hafıza parametresinin aldığı değer itibarıyla görece olarak yüksek bir direncin olduğu saptanmış ve bu nedenle de fiyat değişimlerinin tekrar denge seviyesine ulaşmasının zaman alabileceği tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler:

Kripto Para, Bitcoin, ARFIMA, GPH, Uzun Hafıza.

JEL Kodları:

E00, E4, C01

Keywords:

Cryptocurrency, Bitcoin, ARFIMA, GPH, Long Memory.

JEL Codes:

E00, E4, C01

Abstract

In recent years, due to the effects of crises in money markets and the banking sector, trust in central monetary authorities has been shaken and therefore a decentralized system has been sought. On this occasion, the concept of the first cryptocurrency came to the fore in 1998. Crypto markets refer to digital or virtual marketplaces where cryptocurrencies are bought and sold. Cryptocurrencies are decentralized digital assets that use cryptography for secure financial transactions. In 2009, the first transaction was made with Bitcoin, the main cryptocurrency. With the increase in demand for this decentralized virtual currency over time, its market value has also increased rapidly. The aim of the study is to explain the structure of these cryptocurrency markets, whose market value is increasing day by day, and to examine the course of price movements specifically for Bitcoin, the main cryptocurrency. The GPH method was used in the analysis using the weekly data set between the periods 17.11.2019 – 10.03.2024. According to the results obtained, it is observed that the Bitcoin series exhibits a resilient and long-memory structure. It has been determined that there is a relatively high resistance in terms of the value of the memory parameter, and therefore it has been determined that it may take time for price changes to reach the equilibrium level again.

* Dr. Öğr. Üyesi, İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, Türkiye, ipeksa@istanbul.edu.tr

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 15.11.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 22.03.2024

Bu eser Creative Commons Atf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



1. Giriş

Teknolojinin ilerlemesiyle birlikte haberleşme, ulaşım, sağlık, ekonomi gibi pek çok alanda hayatımızı etkileyen gelişmelerin yaşandığına şahit olmaktayız. Oldukça kolay bir şekilde ve kısa bir sürede dünyanın herhangi bir yeri ile iletişim kurulması, alışveriş yapılabilmesi, ticaretin bu denli kolay olması bir yandan ülke sınırlarını önemsizleştirmekte, diğer yandan iktisadi olarak da finansal piyasaların birbirine entegre olmasını sağlamaktadır. Bu entegrasyon küresel anlamda yaşanan krizleri ise derinleştirmektedir.

2000’li yıllardan itibaren yatırımcıların geleneksel finans piyasalarına, iktisadi kurumlara ve politikalarına karşı düşünceleri büyük ölçüde değişikliğe uğramıştır. Özellikle 2008 küresel finansal krizi ile birlikte yatırımcıların risk algısı değişmiş ve merkez bankalarının finansal krizleri yönetebilme becerileri noktasında güvensiz bir ortam oluşmuştur. (Kaya Soylu vd., 2020: 1-2)

Bir yandan küresel kriz sonrasında oluşan güvensiz ortam diğer yandan teknolojik gelişmelerin son yıllarda büyük bir ivme kaydetmesi merkezi otoriteler açısından bir sorun teşkil etmeye başlamış olmakla birlikte para otoritelerinin de görevlerini sorgulatmıştır. Bu nedenle merkezi bir sistem tarafından kontrol edilmeyen, herhangi bir aracıya ihtiyaç duyulmadan transferi gerçekleştirilebilen kripto varlıklar ortaya çıkmıştır. Satoshi Nakamoto’nun 2009 yılında geliştirmiş olduğu Bitcoin, kripto paralar içerisinde ilk merkezizetsiz olanıdır (Sagona-Stophel, 2016). Bu şekilde yeni bir sanal ekonominin temelleri atılmış olmaktadır. Kripto para kavramının ilk kullanılmaya başlanması ise 1998 yılında Wei Dai adlı bir bilgisayar mühendisinin çalışmalarına dayanmaktadır. Kripto para, öncelikli olarak şifreli bir para birimi olarak tanımlanmıştır ve kriptografi yöntemi kullanılarak kripto para birimi sistemi yaratılmıştır (Özekenci, 2023: 1194).

Kripto paraların değeri, kullanıcılarının bu para birimlerini mübadele amaçlı tercih etmelerinden veya bir emtia olarak değerlendirmelerinden kaynaklanmaktadır. Bunun dışında bir itibari paranın sağlamış olduğu devlet kaynaklı bir değeri olmadığı gibi altın veya gümüş gibi herhangi bir değerli madenden de değerini almamaktadır. Kripto piyasalarında var olan anlık arz talep koşulları bu paraların değerlerini belirlemektedir (Eğilmez, 2017).

Kripto para kavramının literatüre dâhil olma süreci, paranın sahip olduğu özellikleri ve fonksiyonları göz önüne alındığında mal para, temsili para, itibari para, dijital para gibi sınıflandırmalarla karşımıza çıkmaktadır (Berentsen ve Schär, 2018: 1-2). Kriptografi daha geniş çapta erişilebilir olmaya ve araştırılmaya başladığında, kişiler dijital para birimleri oluşturabilmek adına kriptografi teknolojisini kullanmayı tercih etmişlerdir. Bu şekilde, ilk dijital para birimi oluşturma tasarıları çoğunlukla bir ulusal para birimi veya altın gibi değerli madenlerle desteklenen dijital paraları ortaya çıkarmıştır. Bu ilk dijital para birimi örnekleri işe yarasa da zaman içerisinde merkezileştirilmişlerdir. Ancak bu merkezileştirilme sonucunda hem meşru hükümetlerin hem de bilgisayar korsanlarının saldırılarını bertaraf edebilmek adına merkezi olmayan dijital paralara ihtiyaç gündeme gelmiştir (Antonopoulos, 2014: 3).

Kripto paraların da içinde yer aldığı dijital para ve elektronik para kavramları ile ilişkili olarak literatürde tek bir tanımlamanın olmadığı göze çarpmaktadır. Avrupa Merkez Bankası’nın (ECB) 1998 yılında yayınladığı rapora göre elektronik para, banka hesaplarını içermeksizin, ihraç eden kuruluş dışındaki katılımcılara ödeme yapabilmek adına sıklıkla kullanılan ve parasal değerlerin elektronik olarak depolanabilmesini sağlayan ön ödemeli teknik araçlardır (ECB,

1998: 7). TCMB'ye gre ‘‘Elektronik para ihra eden kuruluř tarafından kabul edilen fon karřılıđı ihra edilen, elektronik olarak saklanan, bu Kanunda tanımlanan deme iřlemlerini gerekleřtirmek iin kullanılan ve elektronik para ihra eden kuruluř dıřındaki gerek ve tzel kiřiler tarafından da deme aracı olarak kabul edilen parasal deđeri ifade eder’’ řeklinde tanımlanmaktadır (TCMB, 2013: 1).

Gnmzde anladıđımız anlamda kripto para birimleri ile bahsi geen bu elektronik para birimlerinin zellikleri birbirlerinden ayrılmaktadır. Bitcoin ve Bitcoin benzeri kripto paralar haricindeki elektronik paralar, temelde kendi bařlarına birer para birimi olarak tanımlanmamaktadırlar. Bunlar, temsil ettikleri lkelerin ulusal para birimine bađlıdırlar (Rotman, 2014: 1). Elektronik para ile kripto para birbirlerine olduka yakın tanımlamalar gibi dřnlse de aralarında bazı temel farklılıklar bulunmaktadır. Rotman (2014) alıřmasında bu farklılıkları tablolařtırmıřtır.

Tablo 1. Elektronik Para ve Bitcoin Karřılařtırması

	Elektronik Para	Bitcoin
Biim	Dijital	Dijital
Hesap Birimi	Fiat para birimleri (USD, EUR)	Bitcoin (BTC)
Mřteri Kimliđi	Mřteri tanımlaması iin Mali Eylem Grev Gc (FATF) standartları geerlidir	Anonim
retim Yolları	Merkezi otoritenin fiat para birimine karřı dijital olarak verilir	Matematiksel olarak oluřturulmuřtur
İhraı	Yasal olarak kurulmuř e-para veren kuruluř (bir finans kurumu olabilir)	İnsanlar topluluđu

Kaynak: ECB'den (2012) uyarlanmıřtır.

Kripto paraların kullanımına iliřkin eřitli avantaj ve dezavantajlar bulunmaktadır. Bu avantajların bařında katılımcıların vergi ve haciz gibi risklerden korunuyor olması gelmektedir. te yandan katılımcıların diledikleri gn ve saatte iřlem yapılabilir olması, kiřisel bilgilerin gizli tutulma imknı sunulması, bankacılık ve finans piyasalarında yapılan iřlemlerin aksine kripto piyasalarında herhangi bir iřlem karřılıđında cret alınmıyor olması da diđer avantajlar olarak gze arpmaktadır. Son olarak ise arz miktarının sınırlı olması nedeniyle enflasyon riskinin itibari paralara gre daha sınırlı olması da bir avantaj olarak deđerlendirilmektedir (Snmez, 2014: 11-12; Alpago, 2018: 425-426; Gle, 2018: 20-21).

Kripto paraların dezavantajlarının bařında ise hukuki statsnn belirsiz olması gelmektedir. Ayrıca yetersiz bilgi ve yksek belirsizliđin olması, yasal risklerin varlıđı, oynaklıđın yksek oluřu, likiditesinin dřk olması, spekulatif etkilere aık olması karřımıza ıkan dezavantajlardır. Son olarak ise kullanım alanının dar olması, bir diđer deđiřle sınırlı bir kitle tarafından kullanılıyor olması nedeniyle resmi deme aracı olarak deđerlendirilmesi noktasında bir diren ile karřılařmasını beraberinde getirmektedir (Snmez, 2014: 11-12; Alpago, 2018: 425-426; Gle, 2018: 20-21).

Kripto para biriminden bahsettiđimizde Bitcoin ve alternatif coin anlamına gelen altcoin gibi bir ayırım yapmak da olasıdır. Kripto paraların ilki olarak tanımlayabileceđimiz Bitcoin, takma adı Satoshi Nakamoto olan kiři veya kiřiler tarafından 2008 yılında yayınlanan ‘‘white paper’’ ile dođmuřtur. 2009 yılında ise aık kaynak kodlu yazılım olarak piyasaya srlmř ve kullanılmaya bařlanmıřtır. Yaratıcılarının Bitcoin'in arkasındaki asıl motivasyonu, elektronik iřlemlere izin veren ancak aynı zamanda fiziksel paranın birok avantajlı zelliđini de ieren nakit

benzeri bir ödeme sistemi geliştirmektir (Berentsen ve Schär, 2018: 1). “Altcoin”ler ise Bitcoin’den sonra üretilen kripto paraları temsil eden bir kavramdır. Ethereum, Ripple, Litecoin, Cardano başta olmak üzere zaman içerisinde binlerce farklı altcoin piyasaya sürülmüştür.

Bitcoin de bir çeşit dijital para birimidir. Buna göre, bir merkezi otoritenin kontrolünden uzak, finansal kuruluşların veya siyasal otoritelerin denetlemesinden bağımsız bir para birimi olarak karşımıza çıkmaktadır. Bitcoin sisteminin temel özelliği, merkezi olarak yönetilen bir yapısının olmamasının yanında hesaplarını tutmak için münhasır hakka sahip merkezi bir otoritenin de bulunmamasıdır (Berentsen ve Schär, 2018: 3).

Bitcoin, fiziki bir karşılığı olmayan dijital bir para birimidir. Bitcoin para birimi bölünebilirdir. “Satoshi” adı verilen birim, bir Bitcoin’in en küçük birimidir ve bir Bitcoin 100 milyon Satoshi değerindedir. Bitcoin Blockchain, yapılan tüm Bitcoin işlemlerinin kayıtlarını bünyesinde barındıran bir veri dosyasıdır. Bir çeşit Bitcoin sisteminin defteri olarak tanımlanmaktadır. Bitcoin Blok Zinciri, her bloğun kendinden önceki blokların üzerine inşa edildiği ve yeni oluşturulan Bitcoin işlemlerine dair bilgi içeren bloklardan oluşur (Berentsen ve Schär, 2018: 4-5). Bu şekilde küresel anlamda Bitcoin’e ait bir işlem hafızasının oluştuğunu söylememiz mümkündür.

Bitcoin'in bazı önemli yönleri şu şekilde sıralanabilmektedir:

1. Merkeziyetsizlik: Bitcoin dünya çapında merkezi olmayan bir bilgisayar ağı üzerinde çalışmaktadır. Bu eşler arası ağ, merkezi bir otoriteye veya aracıya ihtiyaç duymadan işlemlerin yapılmasına olanak tanımaktadır.

2. Blockchain Teknolojisi: Bitcoin ağındaki işlemler, blockchain adı verilen halka açık bir deftere kaydedilmektedir. İşlem verilerini içeren bloklar, blok zincirine kronolojik bir sırayla eklenir ve tüm işlemlerin kalıcı ve şeffaf bir kaydı oluşturulmaktadır.

3. Sınırlı Arz: Bitcoin'in toplam arzı, enflasyonist baskıları sınırlamak için tasarlanmış 21 milyon jetonla sınırlıdır. Bu kıtlık kodun içine yerleştirilmiştir ve madencilik adı verilen, karmaşık matematik problemlerinin çözülmesini içeren bir süreç aracılığıyla yeni Bitcoinler yaratılmaktadır.

4. Madencilik: Madencilik, yeni Bitcoinlerin oluşturulduğu, işlemlerin doğrulandığı ve blok zincirine eklendiği süreçtir. Madenciler kriptografik bulmacaları çözmek için hesaplama gücünü kullanmakta ve karşılığında ödül olarak yeni basılmış Bitcoinleri almaktadır.

5. Yarılanma Etkinlikleri: Yaklaşık her dört yılda bir, madencilerin işlemleri doğrulamak için aldıkları ödül yarıya indirilmektedir. "Yarılanma" olarak bilinen bu süreç, yeni Bitcoinlerin dolaşıma girme hızını azaltarak, kıtlığına katkıda bulunmakta ve potansiyel olarak fiyat dinamiklerini etkilemektedir.

6. Değer Deposu ve Dijital Altın: Bitcoin genellikle altına benzer bir değer deposu olarak görülmektedir. Sınırlı arzı ve merkezi olmayan yapısı, birçok yatırımcının bunu enflasyona karşı bir koruma ve potansiyel bir uzun vadeli yatırım varlığı olarak görmesine yol açmaktadır.

7. Değişkenlik: Bitcoin'in fiyatı başlangıcından bu yana oldukça oynaklık göstermektedir. Fiyat dalgalanmaları piyasa talebi, düzenleyici haberler, makroekonomik eğilimler ve yatırımcı duyarlılığı gibi faktörlerden etkilenebilmektedir.

8. Benimsenme ve Kabul Görme: Zamanla Bitcoin, çeřitli satıcılar ve işletmeler tarafından bir ödeme aracı olarak kabul görmeye başlanmıştır. Ek olarak, finansal kurumlar ve yatırımcılar bir varlık sınıfı olarak Bitcoin'e giderek daha fazla ilgi göstermektedir.

Bitcoin'in etkisi yalnızca dijital bir para birimi olmanın ötesine uzanmakta; daha geniş kripto para birimi ve blockchain endüstrisinin gelişimini teşvik ederek çok sayıda başka kripto para biriminin ve yenilikçi blockchain tabanlı projelerin yaratılmasına ilham vermektedir. Merkezi olmayan doğası ve teknolojik yenilikleri, geleneksel finansal sistemlere meydan okumakta ve para ve finansın geleceđi hakkında tartışmalara yol açmaktadır.

Bütün bu gelişmeler neticesinde günümüzde Bitcoin'in finans piyasalarında önemli bir yer edindiđini gözlemek mümkündür. Bu sebeple, Bitcoin fiyat hareketlerinin analiz edilmesi önem arz etmektedir. Literatürde Bitcoin fiyatlarını uzun hafıza açısından analiz eden çalışmaların oldukça sınırlı olduđu gözlenmektedir. Oysaki, uzun hafıza modelleri fiyat hareketlerini daha iyi anlamak noktasında başvurulan önemli modellerdir. Uzun hafızalı modeller kullanılarak fiyatlarda meydana gelen anormal hareketleri tespit etmek mümkündür. Öte yandan, Bitcoin piyasası merkezizsiz yapısı nedeniyle risk unsurunu bünyesinde barındırmakta bu nedenle de yatırımcılar açısından portföy optimizasyonu noktasında uzun vadeli tahminlere ihtiyaç duyulmaktadır. Bu sebeplerle çalışmada, Bitcoin fiyatlarının uzun hafıza analizinin yapılması ve bu analiz yönteminin görece olarak sınırlı yer bulduđu mevcut literatüre katkı sağlanması hedeflenmektedir.

Çalışmada, piyasa değeri her geçen gün artan ana kripto para birimi olan Bitcoin özelinde fiyat hareketlerinin seyri incelenmektedir. 17.11.2019 – 10.03.2024 dönemleri arasında haftalık veri setinin kullanıldıđı analizde Geweke ve Porter-Hudak (GPH) uzun hafıza yöntemi kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, ele alınan dönemde, Bitcoin serisinin uzun hafızalı olduđu, yaşanan şokların etkilerinin sonlu olmasına karşın fiyatlar üzerindeki etkisinin belirli bir süre kendisini gösterdiđi gözlenmektedir.

Çalışmanın giriş bölümünde kripto para piyasaları ve Bitcoin'in özellikleri açıklanmış ve ardından literatür incelemesi yapılmıştır. Üçüncü bölüm ile birlikte ekonometrik analize yer verilmiş, veri seti açıklanmış ve analiz yöntemi olarak başvurulan uzun hafıza modelleri ve GPH analizi teorik çerçevede ele alınmıştır. Son olarak ise elde edilen ampirik bulgular ve bu bulgular doğrultusunda çalışmanın sonucu değerlendirilmektedir.

2. Literatür İncelemesi

Kripto para ve Bitcoin literatürü incelendiğinde bir yandan kripto piyasaının oluşumu ve gelişimini anlatan tanımlayıcı çalışmalar bulunurken bir yandan da ampirik çalışmaların son yıllarda görece olarak artış kaydettiđi göze çarpmaktadır.

Rambaccussing ve Mazibas (2020) çalışmalarında seçmiş oldukları kripto para birimlerinin getiri ve oynaklıklarının uzun hafıza davranış özelliđi gösterip göstermediklerini arařtırmışlardır. Bitcoin başta olmak üzere Litecoin, Ethereum, Bitcoin Cash ve XRP gibi getirisi yüksek kripto paraların analize konu olduđu çalışmada Ocak 2014 - Aralık 2019 arasında günlük veriler kullanılmıştır. Uzun hafızanın varlıđını standart GPH testine ek olarak Davidson ve Sibbertsen'in (2009) log-periyodogram yanlılıđı testi ve Davidson ve Rambaccussing'in (2015) atlamalı örnekleme testi - kullanarak test edilmiş olup Ethereum'un getirisinin uzun hafızaya sahip

olduğunu ancak diğer kripto paraların benzer bir uzun hafıza özelliği göstermediğini tespit etmişlerdir.

Kaya Soylu vd. (2020) çalışmalarında potansiyel uzun bellek özelliklerine dikkat ederek Ripple, Ethereum ve Bitcoin kripto paralarının oynaklıklarını incelemişlerdir. Bu çalışmaya göre ele alınan üç kripto para için de günlük veriler kullanarak, Yeniden Ölçeklendirilmiş Aralık İstatistikleri (R/S), Gaussian Yarı Parametrik (GSP) ve GPH kullanarak uzun bellek özelliğini testleri uygulanmıştır. Elde ettikleri bulgulara göre üç kripto para biriminin getirilerinin de uzun belleğe sahip olduğu belirlenmiştir.

Al-Yahyaee vd. (2018) çalışmalarında hisse senedi, altın, döviz ve Bitcoin piyasalarının uzun hafıza özelliklerini ve zamana göre değişen etkinliğini incelemiştir. Uygulanan yöntem ışığında ele alınan dört piyasada da uzun hafıza özelliğinin bulunduğu gözlenmiştir. Öte yandan bu piyasalar arasında bir karşılaştırma yapıldığında ise araştırmaya konu olan 2010-2017 yılları arasında Bitcoin piyasasının görece olarak daha verimsiz olmasına karşın hisse senedi piyasalarının en verimli yapıya sahip oldukları sonucuna ulaşılmıştır.

Wu vd. (2022) çalışmalarında Covid-19 pandemisi boyunca Bitcoin'in verimliliği ve uzun hafıza özelliğini gösterip göstermemesi üzerindeki etkilerine odaklanmışlardır. Buna göre Bitcoin piyasasının pandemi boyunca altın ile birlikte oldukça verimli bir yapı sergiledikleri ve özellikle Bitcoin'in diğer kripto paralardan (Ethereum, Binance Coin ve S&P 500) daha güvenilir bir yapıya sahip olduğu ve pandemi döneminde uzun hafıza özelliği gösterdiği sonucuna varılmıştır.

Mensi vd. (2019) çalışmalarında dört farklı GARCH modeli kullanarak Bitcoin ve Ethereum piyasalarının uzun bellek ve yapısal kırılma özelliklerini test etmişlerdir. 2011-2018 yılları arasında kapsayan günlük serilerin ele alındığı bu çalışmada Bitcoin ve Ethereum'un uzun bellek özelliği gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Güleç ve Aktaş (2019) çalışmalarında Bitcoin başta olmak üzere el almış oldukları sekiz farklı kripto paranın uzun hafıza ve değişen varyans özelliklerini test etmişlerdir. 04.2013-02.2018 tarih aralığını kapsayan dönemin incelendiği çalışmada Bitcoin serisinin uzun hafızaya sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Kripto piyasası ile ilgili literatür incelendiğinde, farklı ekonometrik yöntemler kullanılarak farklı analizlerin uygulandığı göze çarpmaktadır. Bu çalışmaya konu olan GPH yöntemi kullanılarak uzun hafıza analizlerinin yapıldığı literatür örnekleri yukarıda sıralanmıştır. Bu örnekler doğrultusunda Bitcoin veri setinin uzun hafızalı bir yapıya sahip olduğuna ilişkin genel bir kabul görüşten bahsetmek mümkündür. Bir diğer deyişle, literatürde var olan çalışmaların büyük çoğunluğu Bitcoin serisine ilişkin benzer bir sonuca işaret etmektedir.

3. Veri ve Metodoloji

Çalışmada, ana kripto para birimi olan Bitcoin para birimine ait zaman serisinin uzun hafıza özelliği test edilmiştir. Bu amaçla, 17.11.2019 – 10.03.2024 dönemleri arasında 226 gözlemden oluşan haftalık veri seti kullanılmıştır. Bu tarih aralığının seçilmesinin temel nedeni Covid-19 pandemisinin ilan edilmesiyle birlikte farklı bir yatırım yöntemi olarak kripto piyasalarına olan ilginin artmasından kaynaklanmaktadır. Kripto piyasası 24 saat açık olan bir piyasa olmasından dolayı bir kapanış fiyatı bulunmamaktadır. Bu nedenle kapanış fiyatı olarak Greenwich (GMT +0) saatiyle 00:00'daki fiyatlar kullanılmaktadır. Çalışmada bu saatin tercih edilmesinin önemi

bir nedeni dnya piyasalarında iřlem hacminin grece olarak daha yoęun olduęu bir zaman dilimine denk gelmesinden kaynaklanmaktadır (Gleç ve Aktař, 2019: 496).

Arařtırmaya konu olan Bitcoin serisine iliřkin ncelikli olarak duraęan bir yapıya sahip olup olmadıęı test edilmiř, sonrasında GPH testi kullanılarak uzun hafıza analizi gerekleřtirilmiřtir. Analiz Rats programı kullanılarak gerekleřtirilmiřtir.

3.1. Uzun Hafıza Kavramı ve ARFIMA Modeli

Uzun hafıza kavramı pek ok farklı pozitif bilim tarafından uzun yıllar kullanılmıř olmakla birlikte 1980’li yıllardan itibaren zellikle Granger ve Joyeux (1980), Hosking (1981) alıřmalarıyla birlikte iktisat biliminde de yer bulmaya bařlamıřtır.

Geleneksel zaman serisi yntemleri oęunlukla serilerin $I(0)$ veya $I(1)$ olmasına dayandırılmaktadır. Uzun hafıza modelleri ise bu noktada devreye girmekte ve serilerin tam sayı olmayan btnleřme derecelerinin bulunabileceęi ihtimaline dayanmaktadır. Btnleřme derecelerinin reel sayı olma ihtimalinin sorgulanmaya bařlanması ile birlikte uzun hafıza modellerinin temelleri atılmıřtır (Barıřık ve evik, 2008: 11-12).

Serilerin kısa veya uzun hafızaya sahip olma zellikleri otokorelasyon fonksiyonlarının yavařlama hızına gre belirlenmektedir. Bu noktada, geleneksel zaman serisi analizlerinde yer alan ve otokorelasyon fonksiyonlarının daha hızlı bir řekilde azalma trendi gsterdięi saptanan AR, MA ve ARMA modelleri kısa hafızalı modeller olarak deęerlendirilmektedir. Dięer taraftan ise otokorelasyon fonksiyonlarının yavařa azalma eęiliminde olduęunun gzlemlendięi uzun hafıza modellerinden en sıklıkla karřımıza ıkanısı ise ARFIMA modelidir (Xiu ve Jin, 2007: 138-139).

İktisadi ve finansal zaman serilerinde kesirli btnleřik modellere bařvuruluyor olması serilerin $I(0)$ veya $I(1)$ olmasından kaynaklanmamaktadır. İktisadi zaman serilerine ait otokorelasyon fonksiyonları oęunlukla yavařa azalma hareketi gstermektedir. Bu tip serilerin birinci farkı alındıęında dahi ‘‘ařırısı farklandırılmıř’’ (overdifferenced) olduęu dikkat ekmektedir. Bu zellik, karakteristik bir uzun hafıza srecine ait bir zelliktir (Banerjee ve Urga, 2005: 14). Bu noktada serilerin kısa veya uzun hafıza zellięini tespit etme noktasında birim kk analizleri bize nsel bir ıkarsama gc sunduęu gzlenmektedir. Serilerin $I(0)$ veya $I(1)$ olma zorunluluęunun ortadan kalktıęı, btnleřme derecelerinin (d) reel sayı olabileceęi dřncesiyle uzun hafıza modelleri geliřtirilmiřtir.

Uzun hafıza, teorik olarak bakıldıęında, ele alınan zaman serisinin yavařa azalan korelogramın bulunması durumudur. Dolayısıyla serinin korelogram grafięinin azalma řekline gre (rneęin ssel veya hiperbolik olarak) ARMA, ARIMA veya ARFIMA modellerinden uygun olanına bařvurulmaktadır (Granger ve Ding, 1996: 61-62).

Btnleřme derecesi olarak bilinen d parametresinin aldıęı deęere gre serilerin hafıza durumu hakkında bilgi sahibi olunmaktadır. Buna gre, serilerin $I(0)$ olma durumu $d=0$ iken gerekleřmektedir. Kısa hafıza olarak tanımlanan bu durumda yařanan ekonomik řokların etkileri geometrik olarak azalmaktadır. Btnleřme derecesinin $d=1$ olması durumunda serilerin sonsuz bir hafızası bulunmakta ve řoklar karřısında kalıcı etkileri bnyesinde barındırdıkları gzlenmektedir. Btnleřme derecesi $0 < d < 1$ olması halinde seriler řokların etkilerini bir sre bnyelerinde barındırırlar ancak belirli bir sre sonra bu řokların etkileri snmlenmektedir.

Diğer bir deyişle, seriler ortalamaya dönmektedir ve şokların etkileri hiperbolik şekilde azalmaktadır. Şokların etkilerinin serilerde varlığını sürdürmesini ifade eden bu durum, uzun hafıza olarak tanımlanmaktadır (Neely ve Rapach, 2008: 624).

Uzun hafıza iktisadın birçok alanında olduğu gibi finansal zaman serilerinin modellenmesinde de sıklıkla başvurulan bir yöntem olarak göze çarpmaktadır. Uzun hafızanın varlığı, aşırı volatilitenin yarattığı zararları bertaraf edebilmek noktasında önem kazanmaktadır. Bu sayede yatırımcıların gelecek döneme ilişkin beklentileri şekillenmekte ve dolayısıyla da piyasa etkinliği etkilenmektedir. Literatürde uzun hafıza özelliğinin finansal piyasalarda sıklıkla araştırıldığı gözlenmekte ve uzun hafıza özelliğinin, gelişmekte olan ülke piyasalarında gelişmiş ülke piyasalarına oranla daha belirgin bir şekilde kendini gösterdiği göze çarpmaktadır (Güleç ve Aktaş, 2019: 494-495).

Zaman serilerindeki uzun hafıza durumu farklı analiz yöntemleriyle araştırılsa da çalışmada, literatürde sıklıkla başvurulan bir yöntem olması nedeniyle ARFIMA modeli kullanılmıştır.

3.2. ARFIMA Modeli

ARFIMA modeli, fark alma parametresinin tam sayı olmayan değerlerine izin vererek ARIMA modelinin genelleştirilmiş ve genişletilmiş hali olarak karşımıza çıkmaktadır. AR, MA, ARMA ve ARIMA süreçleri, geleneksel tam sayılı modeller olup yalnızca kısa dönemli bağımlılığı yakalayabilirler. ARFIMA modelleri ise özellikle uzun hafızalı zaman serilerinin modellenmesinde kullanılmaktadır.

Kesikli zaman serisi analizlerinde karşımıza sıklıkla çıkan ARFIMA modeli, Granger ve Joyeux (1980), Granger (1980) ve Hosking (1981) tarafından geliştirilmiş olup görece daha esnek bir yapıda olduğu söylenebilmektedir. Buna göre; bir y_t zaman serisi, $(1-L)^d$ operatörünü uyguladıktan sonra Binom açılımı tarafından tanımlanmışsa, kesirli olarak farkı alınmış bir modeli takip ettiği söylenir:

$$(1 - L)^d = 1 + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\Gamma(d + 1)(-L)^j}{\Gamma(d - j + 1)\Gamma(j + 1)} \quad (1)$$

$$(1 - L)^d = 1 - dL + d(d - 1) \frac{L^2}{2!} - \dots \quad (2)$$

herhangi bir reel d için, seri, p ve q 'nun sonlu negatif olmayan tamsayılar olduğu, durağan ve ters çevrilebilir bir ARMA(p,q) temsilini takip eder. Y_t zaman serisinin $y_t \sim I(d)$ ile ifade edilen d mertebesinden entegre olduğu söylenebilir. Standart gösterimi genişleterek, $y_t \sim \text{ARFIMA}(p,d,q)$ olarak ifade edilebilir. Böylece, genel zaman serisi modeli şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$\Phi(L)(1 - L)^d y_t = \Theta(L)\varepsilon_t \quad t = 1,2, \dots \quad (3)$$

(3) numaralı denklemde yer alan (L) gecikme operatörünü kullanıldığı d değişkeni ise kesirli bütünleşme parametresini ifade etmektedir. $\Phi(L) = 0$ ve $\Theta(L) = 0$ 'ın tüm kökleri birim çemberin dışındadır ve ε_t beyaz gürültü sürecindedir (Baillie, 1996: 21; Gil-Alana ve Toro, 2002: 280-281).

Bu tür süreçler ($d > 0$) uzun hafızalı süreçler sınıfına aittir. Bu durum, $I(0)$ veya kısa hafızalı süreçlerin aksine zaman içerisinde gözlemler arasında önemli bir bağımlılık gösterme yeteneklerinin olmasından kaynaklanmaktadır. Aslında, modelin ARMA yapısı tarafından üretilen gözlemler arasındaki bağımlılık geometrik bir oranda azalırken, kesirli fark alma parametresi tarafından üretilen bağımlılık çok daha yavaş hiperbolik oranda azalır. Bu nedenle, gözlemler arasındaki uzun menzilli bağımlılık, nihayetinde yalnızca kesirli fark alma parametresi d tarafından belirlenir (Gil-Alana ve Toro, 2002: 281). Bütünleşme katsayısı olan d 'nin alabileceği değerlere göre serilerin hafıza durumları değişebilmektedir. Buna göre:

Tablo 2. d Parametresine Göre Serilerin Hafıza Özellikleri

$d=0$	Y_t serisi bir ARMA(p,q) temsilini takip eder. Kısa hafızalı ve durağan bir özellik göstermektedir.
$0 < d < 0.5$	Seri kovaryans durağandır. Otokorelasyon fonksiyonu oldukça yavaş bir şekilde azalma eğiliminde olur. Uzun hafıza özelliği gösterir ve dirençli bir yapıdadır.
$0.5 < d < 1$	Seri durağan olmayan ancak ortalamaya dönen bir yapıdadır. Yaşanan herhangi bir iktisadi şokun uzun dönemde etkisini kaybedeceği kabul edilir.
$d \geq 1$	Seriler durağan değildir ve şokların etkisi sonsuza kadar devam ettiğinden ortalamaya geri dönmez.
$-0.5 < d < 0$	Seri kısa hafızalı veya dirençli olmayan bir yapıdadır. Şokların kalıcı etkileri bulunmamaktadır.

Kaynak: (Barkoulas ve Baum, 1997: 191; Gil-Alana ve Toro, 2002: 281; Man, 2003: 477-491; Choi ve Zivot, 2007: 348).

ARFIMA modellerinde bütünleşme katsayısı olan d 'nin tahmin edilebilmesi için literatürde parametrik, yarı parametrik ve parametrik olmayan tahmin yöntemleri bulunmaktadır. Çalışmada, yarı parametrik bir yöntem olan ve d parametresinin tespiti için literatürde çoğunlukla başvurulduğunun gözlemlendiği GPH yöntemi kullanılmıştır.

3.3. GPH Yöntemi

Bir seriye ait uzun hafızanın varlığının test edilmesi noktasında en sıklıkla karşımıza çıkan yöntem yarı parametrik bir yöntem olan Geweke ve Porter-Hudak (1983) tarafından geliştirilen GPH yöntemidir. Bu yöntem ile birlikte bütünleşme derecesi olan " d " parametresi tahmin edilmeye çalışılmaktadır. GPH yönteminde, serinin "kısa bellek" (ARMA) parametrelerinin açık bir şekilde belirtilmeksizin d parametresini hesaplamak için spektral bir regresyon tahmincisi kullanılmaktadır.

Kesirli bütünleşmede hafıza parametresi " d "nin tahmini için Geweke ve Porter-Hudak (1983) yarı parametrik bir yaklaşım önermiştir. Kesirli olarak entegre edilmiş bir süreç $\{x_t\}$ verildiğinde, spektral yoğunluğu şu şekilde verilir (Wang vd., 2007: 853):

$$f(\omega) = \left[2 \sin\left(\frac{\omega}{2}\right) \right]^{-2d} f_u(\omega) \quad (4)$$

Formülde yer alan ω Fourier frekansı iken $f_u(\omega)$ u_t 'e karşılık gelen spektral yoğunluk olmakla birlikte u_t sıfır ortalamalı durağan bir kısa hafıza hata terimidir. $f(\omega)$ spektral yoğunluğunun logaritmasını alarak şu denkleme ulaşılmaktadır:

$$\ln f(\omega_j) = \ln f_u(0) - d \ln[4 \sin^2(\omega_j/2)] + \ln[f_u(\omega_j)/f_u(0)] \quad (5)$$

Kesirli fark parametresi olan d , denklem (5)'den oluşturulan regresyon denklemleriyle tahmin edilebilmektedir. Bu noktada GPH $d < 0$ için tutarlılık ve asimptotik normalliği ispat etmeye çalışmaktadırlar (Barkoulas ve Baum, 1998: 118; Wang vd., 2007: 853).

Bütünleşme katsayısı olan “ d ” parametresinin istatistiksel olarak anlamlılığı tek taraflı basit t -testine göre belirlenmektedir. Buna göre; $H_0: d=1$, $H_1: d < 1$ hipotezleri test edilmektedir. Bu hipotezlerden H_0 'ın reddi serinin birim kök barındırmamasına karşın kesirli bütünleşik bir yapıda olunabileceği ihtimalini doğurmaktadır. Bir diğer deyişle bu durum, serinin uzun hafızalı olabileceğini düşündürmektedir (Yurttagüler ve Kutlu, 2019: 221).

4. Ampirik Bulgular

4.1. Birim Kök Test Sonuçları

Serilerin bütünleşme derecelerinin anlaşılması adına uygulanan ilk yöntem birim kök testleridir. Bu sayede serilerin hafıza durumlarına dair önsel bir tahminde bulunmak mümkün olmaktadır. Bitcoin serisinin durağanlığının test edilebilmesi adına da literatürde açıklayıcı gücü açısından daha çok kabul gören PP (Phillips Perron) ve KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin) birim kök testleri uygulanmıştır. PP birim kök testinde serinin birim köke sahip olduğunu ifade eden sıfır hipotezine karşılık alternatif hipotezi serinin durağan olduğunu göstermektedir. KPSS testinde ise durum tam tersi şekildedir. KPSS birim kök testinde sıfır hipotez serinin durağanlığını analiz ederken alternatif hipotezi serinin birim köke sahip olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 3. Birim Kök Test Sonuçları (Sabit Terimli)

	Phillips Perron		KPSS	
	Test İstatistiği	%1 Kritik Değer	Test İstatistiği	%1 Kritik Değer
Bitcoin	-1.076868	-3.459362	0.448744	0.739000
Δ Bitcoin	-13.24996	-3.459494	0.150011	0.739000

Elde edilen sonuçlar, %1 kritik değer baz alındığında, PP birim kök testine göre Bitcoin serisinin birim kök içerdiği ve birinci farkı alındığında serinin durağan hale geldiği gözlenmekte, KPSS birim kök testlerine göre ise serinin durağan olduğu saptanmaktadır.

Birim kök test sonuçlarına göre Bitcoin serisine ilişkin $I(0)$ veya $I(1)$ olmasına yönelik bir görüş birliği bulunmamaktadır. Hem bir görüş birliğinin bulunmaması hem de literatürde birinci farklarının alınması sonrasında durağan olan serilerin uzun hafızalı olabileceğinin savunulması gerekçeleriyle kesirli bütünleşme analizi uygulanmaktadır. Uzun hafıza, geleneksel birim kök testlerinde, birim kök bulunması lehine bir sapma yaratmaktadır. Bu nedenlerle analize konu olan Bitcoin serisine parçalı durağanlık testi uygulamak gerekmektedir (Turgutlu, 2004: 64). Bu amaçla ARFIMA sürecini dikkate alan yarı parametrik bir analiz olan GPH yöntemine başvurulmuştur.

4.2. GPH Test Sonuları

alıřmada, Bitcoin serisinin uzun hafıza zelliđi gsterip gstermediđini anlayabilmemiz iin yarı parametrik bir yntem olan GPH yntemine bařvurulmuřtur. Geweke ve Porter-Hudak (1983) alıřmalarında btnleřme derecesinde oluřan deđiřimleri karřılařtırabilmek adına optimal ordinat sayısı olarak belirlenen “ $m=T^\lambda$ ” deđerin en uygun 0.50 – 0.60 arasında olacađını belirtmiřtir. Literatrde son yıllarda yapılan alıřmalar ise bu aralıđın biraz daha geniřletilmesi noktasında grř birliđi sunmaktadır. “d” parametresindeki tm deđiřimleri gzlemleyebilmek adına 0,40-0,70 arasındaki tm deđerler iin ayrı ayrı d deđeri tahmin edilmektedir (Turgutlu, 2004: 65). Buna gre elde edilen bulgular Tablo 3’te yer almaktadır.

Tablo 4. Bitcoin Serisine Ait GPH Test Sonuları

$m=T^\lambda$	Bitcoin	
	d	t-istatistiđi
0,40	0.69807*	2.023977965
0,45	0.93464	3.428990718
0,50	0.87954	4.002821645
0,55	0.90924	4.838699377
0,60	0.8981	5.688137311
0,65	0.89782	6.728267386
0,70	0.89197	7.888653047

Not: 1) Kullanılan kritik deđerler tek taraflı hipotez testleri iin kullanılan t dađılım tablosundan elde edilmiřtir. Bunlar %1, %5 ve %10 anlamlılık dzeyleri iin sırasıyla 2,326, 1,645 ve 1,282 řeklinde dir. 2) * iřareti, %1 dzeyinde anlamlı olan d parametresine iřaret etmektedir.

Tespit edilen GPH test sonularına gre, 17.11.2019 – 10.03.2024 dnemleri arasında haftalık Bitcoin serine iliřkin kesirli btnleřme katsayısı $d=0.69807$ řeklinde tespit edilmiřtir. Buna gre seride birim kkn olduđunu ifade eden sıfır hipotezi kabul edilmemekte ve serinin kesirli btnleřik zellikler sergilediđi gze arpmaktadır. Kesirli btnleřme katsayısı olan d’nin almıř olduđu bu deđer, serinin durađan olmadıđını ancak ortalamaya dnen bir zellik sergilediđini ortaya koymaktadır. Bir bařka ifade ile, arařtırmaya konu olan serinin yařanan iktisadi řokların etkilerini uzun sre bnyesinde barındırdıđını gstermektedir. Ele alınan dnem ierisinde Bitcoin serisinin olduka direnli bir yapıya sahip olmasına rađmen ortalamaya dnen dinamik bir sre ierisinde olduđu sylenebilmektedir. GPH test sonularına gre, ele alınan dnemde, kesirli btnleřme parametresinin $0<d<1$ aralıđında bulunması nedeniyle serinin uzun hafızalı olduđu ileri srlebilmektedir.

Bir zaman serisinin uzun hafızalı bir yapıda olması, uzak gzlemler arasında korelasyonun kalıcı olmasıdır. Kısa hafızalı serilerin otokorelasyon fonksiyonları hızlıca azalma eđiliminde olurken, uzun hafızalı serilerde otokorelasyon fonksiyonları yavař bir azalma eđilimindedir. Bunun anlamı ise, gemiř gzlemlerin gelecek deđerler zerinde uzun sreli bir etki yarattıđı řeklinde yorumlanmaktadır.

$0<d<1$ aralıđının tespit edilmesi ile birlikte, Bitcoin serisine iliřkin, yařanan iktisadi řokların etkilerinin belirli bir sre kalıcı olduđu, ancak sonrasında bu řokun etkilerinin sonlanacađı ve serinin ortalamaya geri dneceđi tahmininde bulunulabilir. Bu noktada, d parametresinin $0<d<1$ aralıđında aldıđı deđerin nemine de deđinmek gerekmektedir. $0<d<0.5$ ve $0.5<d<1$ aralıklarının her ikisi de uzun hafızalı bir yapıyı ifade etmekle birlikte zellikleri aısından bazı farklılıkları bulunmaktadır. $0<d<0.5$ aralıđı serinin ortalamaya dnen ve kovaryans

durağan bir yapıda olduğunu göstermektedir. Bu tip bir seride yaşanan iktisadi şokların etkileri daha yavaş ortadan kalkmaktadır. Öte yandan $0.5 < d < 1$ aralığında ise serinin ortalamaya döndüğü ancak yaşanan iktisadi şokların gelecekteki değerler üzerinde uzun dönemli bir etkisi olmadığı şeklinde değerlendirilmektedir (Kahyaoğlu ve Abuk Duygulu, 2005: 68-69).

Analiz sonucunda $d=0.69807$ olarak tespit edilen bütünleşme derecesi Bitcoin serisinin uzun hafızalı bir özellik barındırırken ekonomide yaşanan iktisadi şokların etkilerinin belirli bir süre sonrasında sönümlenmeye başladığını ifade etmektedir.

5. Sonuç

Küreselleşme kavramı ekonomik, siyasal, kültürel unsurları bünyesinde barındıran ve temelde ülkelerin ve dünya halklarının bütünleşmesi olarak tanımlanan bir olgudur. Her ne kadar küreselleşme konusu sosyolojik ve siyasal öğeleri kapsıyor olsa da ekonomik bütünleşme noktasında daha önemli adımların atıldığı gözlenmektedir. Küreselleşmenin olumlu ekonomik sonuçları yadsınamazken beraberinde gelen sorunların olduğu da açıktır. Küreselleşen dünyada yaşanan krizlerin daha da derinleştiği göze çarpmaktadır. Özellikle 2000’li yıllardan itibaren yaşanan küresel finansal krizler merkezi otoritelere karşı güven sarsıcı etkiler yaratmıştır. Bu noktada yatırımcılar merkezi otoriteden bağımsız, neredeyse maliyetsiz, aracısız ve hızlı aktarım imkânı sunan alternatiflere yönelmeye başlamışlardır. Kripto para piyasası bu açıdan bakıldığında iyi bir alternatif olarak ortaya çıkmıştır.

Kripto para kavramı, aslen 1990’ların sonlarında kullanılmaya başlanmış olmasına rağmen bir yatırım ve ödeme aracı olarak hayatımıza girmesi 2008 yılında Bitcoin’in oluşturulmasıyla gerçekleşmiştir. Günümüzde baktığımızda her ne kadar fiziki paranın kullanımı gibi bir alan henüz bulamamış olsa da bir yatırım enstrümanı olma özelliği göstermektedir. Bir diğer değişle paranın fonksiyonlarından hesap birimi olma özelliğini aktif bir şekilde yerine getiremeye de değer saklama fonksiyonunu yerine getirdiği gözlenmektedir. Bu nedenlerdir ki kripto piyasalarına her geçen gün artan bir ilgi bulunmaktadır.

Çalışmada ana kripto para birimi olarak tanımlanan Bitcoin’in fiyat hareketlerinin uzun hafıza özelliği gösterip göstermediği araştırılmıştır. 17.11.2019 – 10.03.2024 dönemleri arasında haftalık gözlemin kullanıldığı analizde Bitcoin serisinin dirençli bir yapı sergilediği gözlenmektedir. Elde edilen bulgulara göre, serinin durağan olmayan, dirençli ve uzun hafıza yapısının yanında ortalamaya dönen bir özelliği olduğu sonucuna varılmıştır. Bu açıdan bakıldığında literatürde genel kabul gören sonuçlar ile örtüşen (Güleç ve Aktaş, 2019; Kaya Rambaccussing ve Mazibas, 2020; Kaya Soylu vd., 2020; Wu vd., 2022) bir sonuca ulaşıldığı gözlenmektedir.

Elde edilen bulgular neticesinde Bitcoin serilerinin bütünleşme derecesi $d=0.69807$ olarak belirlenmiştir. Bütünleşme derecesinin $0.5 < d < 1$ aralığında tespit edilmiş olması Bitcoin serisinin uzun hafızaya sahip olmasının yanında ortalamaya dönen bir yapıda olduğu ve iktisadi şokların etkilerinin ise belirli bir süre varlığını sürdürüp ardından etkisini yitirdiği şeklinde değerlendirilmektedir. Diğer bir değişle; Bitcoin fiyatlarını etkileyen herhangi bir iktisadi şokun belirli bir süre etkisini sürdüreceği ancak uzun dönemde etkisini kaybedeceği kabul edilmektedir.

Bitcoin piyasası, uzun dönemde kendi denge değerine geri dönme şeklinde bir hareket izlemektedir. Ancak elde edilen bulgulara göre, uzun hafızaya sahip olmasına karşın görece olarak yüksek bir direncin ($0.5 < d < 1$) varlığı tespit edilmiş olmasından dolayı makro ekonomik

istikrar dođrultusunda incelendiđinde, bu geri dđnüşü beklemenin riskli olabileceđi tahmin edilmektedir. Bunun en temel nedeni, bütünlüşme derecesi $0.5 < d < 1$ aralıđında olan bir zaman serisinin, geđmiřteki hareketlerin gelecekteki hareketlerle kısmen iliřkili olduđunu göstermesi ve dolayısıyla geleceđe iliřkin sınırlı bir miktarda öngörülebilirliđe sahip olmasıdır.

Çalıřmaya konu olan Covid-19 pandemi döneminde bu tip bir sonuçla karřılařılması da dođal karřılanmaktadır. Bitcoin, günümüzde genel kabul görmüş merkezizsiz özellikte bir yatırım enstrümanı olarak karřımıza çıkmakla birlikte, dünya üzerindeki gelişmelerden oldukça etkilenmektedir. Tüm dünyada uygulanan yasaklar, kripto piyasalarına aracılık eden bazı kuruluşların ele alınan dönemde iflas etmesi, dünyanın çeřitli yerlerinde yařanan savařlar ve pandemi etkisiyle tüm dünyada yükselen enflasyon oranlarını kontrol altına alabilmek adına sıkı para politikalarına yönelmesi neticesinde kripto piyasalarında alım satım işlemlerinde yüksek oranda daralma gözlenmiştir. Bu nedenledir ki, Bitcoin fiyatlarının denge düzeyine gelmesini sağlamak için çeřitli politik olaylara ihtiyaç duyulabileceđi veya politik olaylardan doğrudan etkilenebileceđi varsayılmaktadır. Öte yandan, birçok ülkenin kripto piyasalarına iliřkin kapsamlı yasal düzenlemesinin bulunmaması yatırımcılar açısından riskli bir ortamı da beraberinde getirmektedir. Tüm bu nedenlerle, Bitcoin fiyatlarında meydana gelen dalgalanmaların uzun dönemde tekrar denge deđerine ulaşmasını beklemek yatırımcının alması gereken bir risk olarak deđerlendirilmektedir.

Arařtırma ve Yayın Etiđi Beyanı

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

Arařtırmacıların Katkı Oranı Beyanı

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

Arařtırmacıların Çıkar Çatıřması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatıřması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Alpago, H. (2018). Bitcoin’den Selfcoin’e kripto para. *Uluslararası Bilimsel Araştırmalar Dergisi*, 3(2), 411-428. <https://doi.org/10.21733/ibad.419462>
- Al-Yahyaee, K.H., Mensi, W. and Yoon, S.M. (2018). Efficiency, multifractality, and the long-memory property of the Bitcoin market: A comparative analysis with stock, currency, and gold markets. *Finance Research Letters*, 27, 228–234. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.03.017>
- Antonopoulos, A.M. (2014). *Mastering Bitcoin*. CA: O’Reilly Media.
- Baillie, R.T. (1996). Long memory processes and fractional integration in econometrics. *Journal of Econometrics*, 73, 5-59. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01732-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01732-1)
- Banerjee, A. and Urga, G. (2005). Modelling structural breaks, long memory and stock market volatility: An overview. *Journal of Econometrics*, 129, 1-34. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.09.001>
- Barışık, S. ve Çevik, E.İ. (2008). Yapısal kırılma testleri ile Türkiye’de işsizlik histerisinin analizi: 1923-2006 dönemi. *Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 14(1), 109-134. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/kmusekad/>
- Barkoulas, J.T. and Baum, C.F. (1997). Long memory and forecasting in Euroyen deposit rates. *Financial Engineering and the Japanese Markets*, 4, 189-201. <https://doi.org/10.1023/A:1009630017314>
- Barkoulas, J.T. and Baum, C.F. (1998). Fractional dynamics in Japanese financial time series. *Pacific-Basin Finance Journal*, 6, 115-124. [https://doi.org/10.1016/S0927-538X\(97\)00028-0](https://doi.org/10.1016/S0927-538X(97)00028-0)
- Berentsen, A. and Schär, F. (2018). A short introduction to the world of cryptocurrencies. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 100(1), 1-16. <https://doi.org/10.20955/r.2018.1-16>
- Choi, K. and Zivot, E. (2007). Long memory and structural changes in the forward discount: An empirical investigation. *Journal of International Money and Finance*, 26(3), 342-363. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2007.01.002>
- Davidson, J. and Rambaccussing, D. (2015). A test of the long memory hypothesis based on self-similarity. *Journal of Time Series Econometrics*, 7(2), 115-141. <https://doi.org/10.1515/jtse-2013-0036>
- Davidson, J. and Sibbertsen, P. (2009). Tests of bias in log-periodogram regression. *Economics Letters*, 102(2), 83-86. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2008.11.020>
- ECB. (1998). *Report on electronic Money* (European Central Bank). Retrieved from <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/emoneyen.pdf>
- ECB. (2012). *Virtual currency schemes* (European Central Bank). Retrieved from <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/virtualcurrencyschemes201210en.pdf>
- Eğilmez, M. (2017). Kripto paralar, Bitcoin ve blockchain. Erişim adresi: <http://www.mahfiegilmez.com/2017/11/kripto-paralar-Bitcoin-ve-blockchain.html>
- Geweke, J. and Porter-Hudak, S. (1983). The estimation and application of long memory time series models. *Journal of Time Series Analysis*, 4(4), 221-238. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.1983.tb00371.x>
- Gil-Alana, L.A. and Toro, J. (2002). Estimation and testing of ARFIMA models in the real exchange rate. *International Journal of Finance and Economics*, 7, 279–298. <https://doi.org/10.1002/ijfe.192>
- Granger, C.W.J. (1980). Long memory relationships and the aggregation of dynamic models. *Journal of Econometrics*, 14(2), 227-38. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(80\)90092-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(80)90092-5)
- Granger, C.W.J. and Ding, Z. (1996). Varieties of long memory models. *Journal of Econometrics*, 73, 61-77. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01733-X](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01733-X)
- Granger, C.W.J. and Joyeux, R. (1980). An introduction to long-memory time series models and fractional differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1, 15-39. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.1980.tb00297.x>
- Güleç, Ö.F. (2018). Bitcoin ile finansal göstergeler arasındaki ilişkinin incelenmesi. *Kırklareli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 7(2), 18-37. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/klujfeas/>

- Güleç, T.C. ve Aktaş, H. (2019). Kripto para birimi piyasalarında etkinliğin uzun hafıza ve deęişen varyans özelliklerinin testi yoluyla analizi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 14(2), 491-510. <https://doi.org/10.17153/oguiibf.520679>
- Hosking, J.R.M. (1981). Fractional differencing. *Biometrika*, 68(1), 165-176. <https://doi.org/10.1093/biomet/68.1.165>
- Kahyaođlu, H. ve Duygulu, A.A. (2016). Finansal varlık fiyatlarındaki deęişme – Parasal büyüklükler etkileşimi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 20(1), 63-85. Erişim adresi <https://dergipark.org.tr/en/pub/deuiibfd/>
- Kaya Soylu, P., Okur, M., Çatıkkaş, Ö. and Altıntig, Z.A. (2020). Long memory in the volatility of selected cryptocurrencies: Bitcoin, Ethereum and Ripple. *Journal of Risk and Financial Management*, 13(6), 107. <https://doi.org/10.3390/jrfm13060107>
- Man, K.S. (2003). Long memory time series and short term forecasts. *International Journal of Forecasting*, 19, 477-491. [https://doi.org/10.1016/S0169-2070\(02\)00060-2](https://doi.org/10.1016/S0169-2070(02)00060-2)
- Mensi, W., Al-Yahyaee, K.H. and Kang, S.H. (2019). Structural breaks and double long memory of cryptocurrency prices: A comparative analysis from Bitcoin and Ethereum. *Finance Research Letters*, 29, 222-230. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.07.011>
- Nakamoto, S. (2008). Bitcoin: A peer-to-peer electronic cash system. Retrieved from <https://Bitcoin.org/Bitcoin.pdf>
- Neely, C.J. and Rapach, D.E. (2008). Real interest rate persistence: Evidence and implications. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 90(6), 609-641. <https://doi.org/10.20955/r.90.609-642>
- Özekenci, S.Y. (2023). Kripto para birimlerinin Bitcoin ile etkileşiminin incelenmesi: Toda-Yamamoto nedensellik testi. *Karamanođlu Mehmetbey Üniversitesi Sosyal ve Ekonomik Arařtırmalar Dergisi*, 25(45), 1193-1209. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/kmusekad/>
- Rambaccussing, D. and Mazibas, M. (2020). True versus spurious long memory in cryptocurrencies. *Journal of Risk and Financial Management*, 13(9), 186. <https://doi.org/10.3390/jrfm13090186>
- Rotman, S. (2014). *Bitcoin versus electronic money* (World Bank Working Paper No. 88164). Retrieved from <https://www.cgap.org/sites/default/files/Brief-Bitcoin-versus-Electronic-Money-Jan-2014.pdf>
- Sagona-Stophel, K. (2016). Bitcoin 101: How to get started with the new trend in virtual currencies. Retrieved from <https://www.scribd.com/document/237328281/bitcoin-101>
- Sönmez, A. (2014). Sanal para Bitcoin. *The Turkish Online Journal of Design, Art and Communication – TOJDAC*, 4(3), 1-14. <https://doi.org/10.7456/10403100/001>
- TCMB. (2013). Ödeme ve menkul kıymet mutabakat sistemleri, ödeme hizmetleri ve elektronik para kuruluşları hakkında kanun. (2013, 27 Haziran). *Resmî Gazete* (Sayı: 28690).Erişim adresi: <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/2f1f7375-31cb-4c3b-b5c6-72d8561140a7/%C3%96deme+Sistemleri+Kanunu.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTW-ORKSPACE-2f1f7375-31cb-4c3b-b5c6-72d8561140a7-nbMvi47>
- Turgutlu, E. (2016). Fisher Hipotezinin tutarlılığının testi: Parçalı durağanlık ve parçalı koentegrasyon analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(2), 55-75. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/deuiibfd/>
- Wang, W., Van Gelder, P.H.A.J.M., Vrijling, J.K. and Chen, X. (2007). Detecting long-memory: Monte Carlo simulations and application to daily streamflow processes. *Hydrology and Earth System Sciences*, 11(2), 851-862. <https://doi.org/10.5194/hess-11-851-2007>
- Wu, X., Wu, L. and Chen, S. (2022). Long memory and efficiency of Bitcoin during COVID-19. *Applied Economics*, 54(4), 375-389. <https://doi.org/10.1080/00036846.2021.1962513>
- Xiu, J. and Jin, Y. (2007). Empirical study of ARFIMA model based on fractional differencing. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 377(1), 138-154. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2006.11.030>
- Yurttağüler, İ.M. ve Kutlu, S. (2019). İşsizlikte uzun hafıza etkisi ve histerisiz hipotezinin geçerliliği. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20(1), 214-225. Erişim adresi: <http://esjournal.cumhuriyet.edu.tr/>

LONG MEMORY ANALYSIS USING THE GPH METHOD IN CRYPTOCURRENCY MARKETS: THE CASE OF BITCOIN

EXTENDED SUMMARY

The Aim of the Study

The aim of the study is to perform analysis using Bitcoin, the main cryptocurrency. In this context, the study aims to explain the structure of cryptocurrency markets, whose market value is increasing day by day, and to examine the course of price movements specifically for Bitcoin, the main cryptocurrency. On the other hand, it tries to explain Bitcoin technology, market dynamics, and its effects on financial markets. It is seen that studies analyzing the crypto market in terms of long memory are quite limited in the literature. The study especially aims to contribute to the existing literature in this respect.

Literature

Crypto markets refer to the digital or virtual marketplaces where cryptocurrencies are traded. Cryptocurrencies are decentralized digital assets that use cryptography for secure financial transactions. Bitcoin, created in 2009, was the first cryptocurrency, and since then, thousands of other cryptocurrencies have been developed, each with unique features, purposes, and technologies. The journey of crypto markets has been characterized by rapid growth, technological innovation, regulatory challenges, price volatility, and increasing mainstream interest and adoption, evolving into a global market with a diverse array of digital assets and participants.

The concept of cryptocurrencies and the beginnings of crypto markets traced back to a whitepaper published in October 2008 by an anonymous person or group using the pseudonym Satoshi Nakamoto. The first recorded commercial transaction using Bitcoin occurred in 2010 when someone purchased two pizzas for 10,000 Bitcoins, highlighting the early use case of Bitcoin as a medium of exchange. As Bitcoin gained attention and value, other cryptocurrencies, often referred to as altcoins, began to emerge, offering variations in technology, consensus mechanisms, use cases, and governance models. Crypto markets began forming as platforms (cryptocurrency exchanges) emerged to facilitate the buying, selling, and trading of digital assets. Mt. Gox, established in 2010, was one of the first and most influential cryptocurrency exchanges, handling a vast majority of Bitcoin transactions until its collapse in 2014.

Over time, the crypto space expanded significantly, with the creation of numerous other cryptocurrencies, the development of blockchain technology for various purposes beyond finance, the rise of initial coin offerings (ICOs), and the exploration of blockchain's potential in industries like finance, supply chain, healthcare, and more.

Bitcoin is the first and most well-known cryptocurrency, often referred to as digital gold or the pioneer of the crypto industry. Bitcoin's impact extends beyond just being a digital currency; it has spurred the development of the broader cryptocurrency and blockchain industry, inspiring the creation of numerous other cryptocurrencies and innovative blockchain-based projects. Its

decentralized nature and technological innovations have challenged traditional financial systems and sparked discussions about the future of money and finance.

Methodology

In the study, the long memory feature of the time series of the Bitcoin currency was tested. For this purpose, a weekly data set was used between 17.11.2019 and 10.03.2024. The main reason for choosing this date range is due to the increased interest in crypto markets as a different investment method with the declaration of the COVID-19 pandemic. Since the crypto market is a 24-hour market, there is no closing price. For this reason, prices at 00:00 Greenwich (GMT +0) time are used as the closing price. Regarding the Bitcoin series, which is the subject of the research, it was first tested whether it has a unit root, and then long memory analysis was carried out using the GPH test.

Empirical Results

In the analysis using the weekly data set between the periods 17.11.2019 – 10.03.2024, it is observed that the Bitcoin series exhibits a resilient structure. It was concluded that the series has a non-stationary but mean-reverting feature. According to the findings, it is observed that although the effects of the shocks experienced in the considered period are finite, their effects on Bitcoin prices manifest themselves for a long time.

Conclusion

According to the findings of the analysis, it is accepted that any economic shock affecting Bitcoin prices will continue to have an effect for a certain period of time, but will lose its effect in the long term. In other words, the Bitcoin market follows a movement of returning to its equilibrium value in the long run. However, according to the findings, it is estimated that waiting for this return may be risky when examined in line with macroeconomic stability since a relatively high resistance has been detected. It is considered natural to encounter such a result during the COVID-19 pandemic period, which is the subject of the study. Although Bitcoin appears as a generally accepted decentralized investment instrument today, it is highly affected by developments in the world. As a result of the bans imposed all over the world, the bankruptcy of some institutions that mediate the crypto markets during the period in question, the wars in various parts of the world, and the resort to tight monetary policies in order to control the rising inflation rates all over the world due to the pandemic effect, a high rate of contraction in trading transactions in the crypto markets was observed. For this reason, it is assumed that various political events may be needed or directly affected by political events to ensure that Bitcoin prices reach the equilibrium level. On the other hand, the lack of comprehensive legal regulations regarding crypto markets in many countries creates a risky environment for investors. For all these reasons, waiting for the fluctuations in Bitcoin prices to reach the equilibrium value again in the long term is considered a risk that the investor should take.

TÜRKİYE PAY SENEDİ PİYASASI VE MAKROEKONOMİK DEĞİŐKENLER ARASINDAKİ İLİŐKİLER

The Relationships between the Turkish Stock Market and Macroeconomic Variables

Elif Hilal NAZLIOĐLU*

Öz

Bu alıřmanın amacı Türkiye için pay senedi piyasaları ve makroekonomik deėiřkenler arasındaki iliřkileri incelemektir. Bu amala alıřmada Borsa İstanbul 100 endeksi (BIST100), tüketici fiyat endeksi (TUFEE), politika faiz oranı ve döviz kuru (Dolar/TL) deėiřkenleri, Ocak 2000 – Ekim 2023 dönemi için aylık frekansta ele alınmıřtır. alıřmada deėiřkenler arasındaki iliřkileri zaman serisi yöntemleri ile incelemek için Toda - Yamamoto ve Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testleri kullanılmıřtır. Sonular Türkiye’de politika faizinden pay senedi piyasalarına tek yönlü nedensellik iliřkisi, TUFEE ve Dolar/TL arasında çift yönlü nedensellik iliřkisi ve BIST100’den Dolar/TL’ye tek yönlü nedensellik iliřkisi olduėunu göstermektedir. Politika faiz oranı ve Dolar/TL döviz kuru ile TUFEE ve BIST100 arasından nedensellik iliřkisi bulunamamıřtır. Hem TY hem de FTY nedensellik analizinden elde edilen bulguların paralel olması seçili deėiřkenlerin Fourier eğilimlere sahip olduėunu kanıtlamaktadır. Buradan hareketle politika faiz oranındaki bir deėiřim BIST100’ü etkilemekte iken BIST100’deki bir deėiřim Dolar/TL’yi etkilemektedir. Bu bulgular yatırımcılar, politika yapımcılar ve arařtırmacılar için yeni bilgiler sağlamaktadır.

Anahtar Kelimeler:

Borsa, Enflasyon, Faiz Oranı, Döviz Kuru, Nedensellik.

JEL Kodları:

G1, G10, E44

Abstract

The objective of this study is to examine the relationships between stock markets and macroeconomic variables in Turkey. For this purpose, the Borsa Istanbul 100 index (BIST100), the consumer price index (TUFEE), the policy interest rate and the exchange rate (dollar/TL) variables were discussed in the study at a monthly frequency for the period January 2000 - October 2023. The study used Toda - Yamamoto and Fourier Toda - Yamamoto causality tests to examine the relationships between variables using time series methods. The results show that there is a uni-directional causality from the policy rate to the stock markets in Turkey, a bi-directional causality from TUFEE to Dollar/TL, and a uni-directional causality from BIST100 to Dollar/TL. No causality was found between the policy interest rate and the dollar/TL exchange rate and TUFEE and BIST100. The fact that the results of the TY and FTY causality analyses are parallel is evidence that the selected variables have Fourier trends. Based on these findings, a change in the policy rate affects the BIST100, while a change in the BIST100 affects the Dollar/TL. These results provide new information for investors, policymakers, and researchers.

Keywords:

Stock Market, Inflation, Interest Rate, Exchange Rate, Causality.

JEL Codes:

G1, G10, E44

*Öğr. Gör. Dr., Pamukkale Üniversitesi, Denizli Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu, Otel, Lokanta ve İkrım Hizmetleri Bölümü, Türkiye, enazlioglu@pau.edu.tr

Makale Geliř Tarihi (Received Date): 23.01.2024 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 28.03.2024

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıřtır.



1. Giriş

Pay senedi piyasaları ulusal ve uluslararası yatırımcıların risk-getiri yaklaşımıyla tasarruflarını verimli yatırım alanlarda değerlendirmelerine imkân tanıyarak ülke ekonomilerini desteklemektedir (Imegi, 2014: 80; Yıldız ve Şanlı, 2023: 628). Pay senedi fiyatlarını etkileyen faktörlerin belirlenmesi araştırmacılar tarafından literatürde geniş bir şekilde ele alınmış olup günümüzde hala önemini koruyan bir konudur. Ekonomik deđişkenler firma temettülerini etkilemekte ve indirgenmiş temettü değerleri pay senedi fiyatlarını etkilediđi için reel ve nominal güçler beklenen nakit akışlarını deđiştirmektedir. Örneđin, beklenen enflasyon, nominal faiz oranı, beklenen üretim düzeyindeki deđişiklikler gibi durumlarda nakit akışları deđişmektedir (Chen vd., 1986).

Pay senedi yatırımları sistematik ve sistematik olmayan risklerden etkilenmektedir. Makroekonomik deđişkenler sistematik risk unsurlarını barındırdığı için pay senedi getirileri üzerinde sistematik bir etkiye sahiptir. Enflasyon, faiz oranları ve döviz kurları şirketlerin performanslarına deđişik açılardan etki eden üç önemli faktördür. Enflasyon nedeniyle mal ve hizmet fiyatlarının artması satın alma gücünü azaltarak ulusal para hakimiyetinin kaybolmasına neden olabilir. Enflasyonun yükselmesi ekonomide gerilemeyi tetikleyerek şirket kârlılıklarının azalmasına ve pay senedi fiyatlarının daha az rekabetçi olmasına neden olacaktır (Flannery ve Protopapadakis, 2002; Fahlevi, 2019: 158; Melyani, 2021). Riskten kaçınma amacı içinde olan yatırımcılar bu durumda enflasyon belirsizliği ile karşı karşıya kalabilirler. Bu yatırımcı için olumsuz bir sinyal olduğundan, mevcut pay senetlerini elden çıkarma (serbest bırakma) olasılıkları ortaya çıkabilir (Hanitha vd., 2022: 3-4).

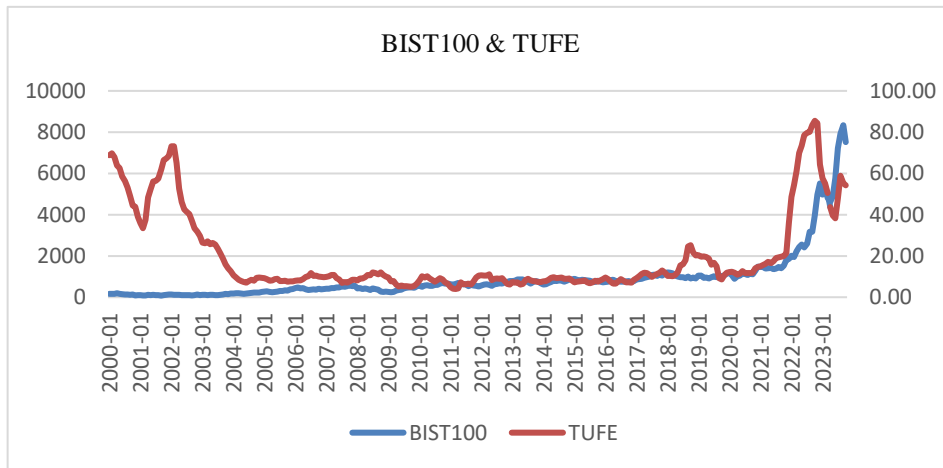
Faiz oranlarında meydana gelen deđişimler firma yatırımlarını etkileyebileceđi için pay senedi fiyatlarını da etkileyebilir. Faiz oranları ve pay senedi fiyatları arasındaki ilişki üç faktörden etkilenmektedir. Birincisi yüksek finansal borcu olan firmalar faiz oranları yükseldiğinde bu durumdan negatif etkilenirler. İkincisi, faiz geliri ve nakit fazlasına sahip firmalar ise faizlerdeki artıştan olumlu etkilenirler. Üçüncüsü ise yatırımcılar için tahviller ve pay senetleri iki farklı varlık alternatifidir. Pay senedine yatırım yapan yatırımcılar faizler yükseldiğinde pay senetlerini satarak mevduat veya sabit getirili varlıklara (örneğin tahvil) yönelebilirler. Böyle bir durumda ise pay senedi fiyatlarında baskı oluşturur (Wismantara ve Darmayanti, 2017; Unal, 2021: 496; Hanitha vd., 2022: 3). Yatırımcılar daha fazla kâr elde etmek için yatırım aracı tercihlerini deđiştirebilirler.

Döviz kurunda meydana gelen deđişimler ulusal para üzerindeki etkisinden dolayı firmaları maliyetler, sermaye yapısı ve satışlar üzere üç açıdan etkileyebilir. Fiyatı döviz üzerinden belirlenen enerji gibi birçok ithal girdinin fiyatları kurdaki yükselmeden dolayı maliyetlerin artmasına neden olmaktadır. Bu durum ihracat yapan işletmeler için olumlu olurken, ithalat yapan işletmeler için olumsuz olmaktadır. Ayrıca dövizle borcu olan şirketler de bu durumdan olumsuz etkilenmektedir (Özdemir ve Kaderli, 2019: 448; Unal, 2021: 496).

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB), temel amacı olan fiyat istikrarını sağlamaya çalışırken finansal istikrarın gözetilmesine de önem vermektedir (TCMB, 2024). Türkiye’de para politikası rejimi olarak 2001 yılından sonra döviz kuru dalgalanması ve enflasyon hedeflemesi rejimine geçilmiş, 2002-2005 dönemi “örtük enflasyon hedeflemesi” benimsenmiş, 2006’dan itibaren “(açık) enflasyon hedeflemesi rejimi” uygulanmaya başlanmıştır (TCMB, 2024). Enflasyon Hedeflemesi rejiminin geçmişi, para otoritelerinin fiyat istikrarını temel hedef olarak kabul ettiği 1990’lı yıllara kadar uzanmaktadır (Calvo, 1978: 1411;

Kydland ve Prescott, 1977: 474). İlk olarak Yeni Zelanda'nın 1990'da bu hedeflemeyi kabul etmesinden sonra son olarak dünya apında 45 merkez bankası bu hedeflemeyi takip etmektedir (Arsić vd., 2022: 676; Mirza vd., 2023: 2). TCMB, (2024) para politikası kararlarını alırken, makro ve mikro düzeyde fiyatların ayrıntılı analizi, enflasyon beklentileri ve fiyatlama davranışları, para politikasının etkileyebileceği talep unsurları, arz yönlü gelişmeler, iç-dış denge, tasarruf eğilimi ve krediler dahil olmak üzere finansal koşullar ile likidite ve fiyat istikrarını etkileyen diğer tüm unsurlardaki gelişmeleri dikkate alınacağını vurgulamaktadır. Bu doğrultuda bu çalışmada analizden elde edilen sonuçlar fiyat ve finansal istikrar amacı doğrultusunda politika kararlarına ve devamında uygulanmalarına katkı sağlayabilir.

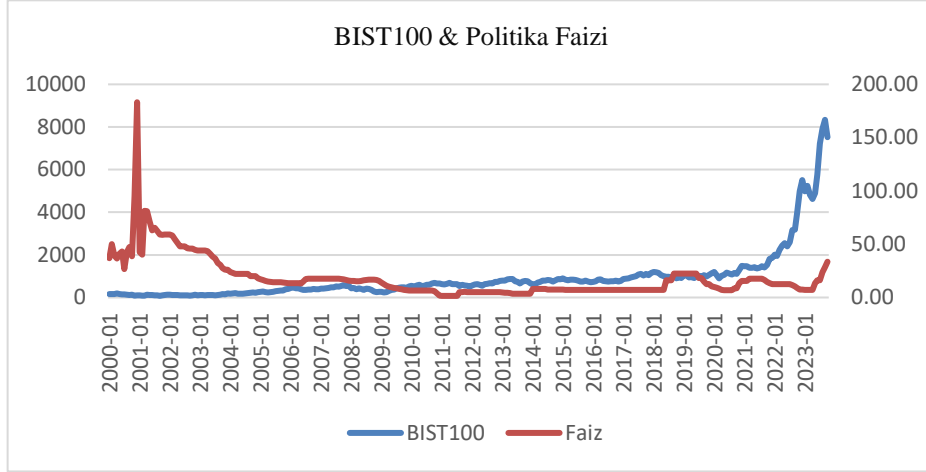
Türkiye, 2000'lerden sonra yurt içinde iç karışıklıklar, doğal afetler, terör olayları ile karşı karşıya kalmıştır. Bunun yanında ekonomik olarak Covid-19 Pandemisine kadar daha istikrarlı bir süreç yaşanmış olup ekonomik göstergeler bu süreçten sonra net bir şekilde dalgalanmaya (değişmeye) başlamıştır (Şekil 1, Şekil 2 ve Şekil, 3). Bir diğer taraftan yurt dışı kaynaklı olarak Mart 2003 ABD-Irak savaşı, 2008 Küresel Ekonomik Krizi, 2010 Avrupa Borç Krizi, 2011 Arap Baharı, Mart 2011 Suriye İç Savaşı (halen devam etmekte), 2019 Covid-19 Pandemisi ve 2022 Rusya-Ukrayna Savaşı gibi küresel olaylardan dolayı ortaya çıkan risk ve belirsizliklere de maruz kalmıştır. Bu süreç hem siyasi hem de ekonomik istikrarsızlıklarında yaşanmasına neden olmuştur. Ocak 2000-Ekim 2023 dönemi BIST100 endeksi ve TUF E arasındaki ilişki Şekil 1'de yer almaktadır. Bu süreçte Temmuz 2004'ten sonra BIST100 ile TUF E hareketliliğinin ortak olduğu söylenebilir. İlgili dönemde en dikkat çekici olan Türkiye'de enflasyon oranlarının 2000-2003 ve 2019-2023 arası dönemde aynı seviyelerde olduğu görülmektedir. Türkiye için Şubat 2004 ve Ocak 2017 arası istikrarlı bir sürecin ardından ilk olarak Nisan 2018'de bir bozulma yaşanmış olup daha sonra Mart 2020'den sonra enflasyon oranı tekrar yükselmeye başlamıştır. Türkiye %3.99 ile TUF E'nin en düşük olduğu zaman Mart 2011 dönemidir. En yüksek olduğu %85.51 ise Ekim 2022 dönemidir.



Şekil 1. BIST100 ve TUF E Grafiksel Gösterimi
Kaynak: TCMB-EVDS

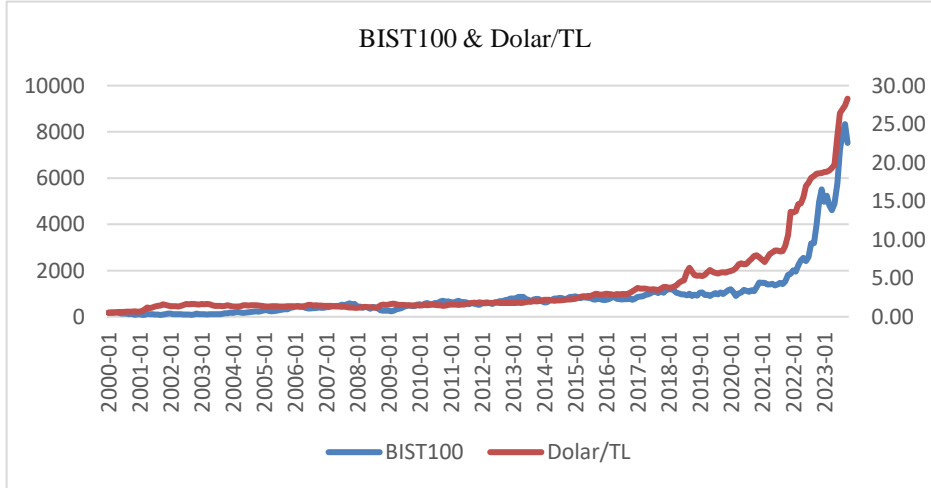
2000-2023 dönemi için BIST100 ve politika faiz oranı arasındaki ilişki Şekil 2'de gösterilmektedir. Genel olarak BIST100 ve politika faiz oranı arasında birlikte hareketliliğinin olduğu bir süreç gözlenmektedir. Ocak 2011-Temmuz 2011 arası dönemde politika faizi oranı

1.50 puan ile en düşük olduđu deđerdir. Aralık 2000 döneminde politika faizi oranı %183 puan ile en yüksek olduđu dönemdir. Ekim 2023 dönemi için politika faiz oranı %33.30'dır.



Şekil 2. BIST100 ve Politika Faizi Grafikselsel Gösterimi
Kaynak: TCMB-EVDS

Şekil 3, BIST100 ve Dolar/TL arasındaki grafikselsel gösterim yer almaktadır. 2000-2023 dönemi için BIST100 ve Dolar/TL arasında oldukça yakın bir birlikte hareketlilik olduđu görülmektedir. Ocak 2000'de 0.55 TL olan bir dolar, Mart 2018'de 3.88 TL, Ağustos 2018'de 5.80 TL ve Ekim 2023'te 28.31 TL olmuştur. Böylece yirmi üç yıllık süreçte Türk Lirası ABD Doları karşısında 51.47 kat deđer kaybetmiştir.



Şekil 3. BIST100 ve Dolar/TL Grafikselsel Gösterimi
Kaynak: TCMB-EVDS

BIST100 ile TUFEE, politika faiz oranı ve Dolar/TL arasındaki ikili ilişkilerde deđişkenler arasındaki ortak hareketliliğin olduđu açıkça görülmektedir. Uzun bir istikrarlı sürecin ardından ilk olarak 2018 yılı TUFEE, politika faiz oranı ve Dolar/TL'de yukarı yönlü deđişimlerin

yařandığı görölmektedir. 2018 yılı hem gelişmiş ekonomilerin merkez bankalarının politika deęişikliklerinin gelişmekte olan ülkelere olumsuz etkileri ve Türkiye özelinde ABD ile yaşanan Rahip Brunson olayının etkilediğı döviz kuru krizi sürecidir (Sezal, 2020: 17).

Çalışmanın amacı Türkiye için pay senedi piyasaları ve makroekonomik deęişkenler arasındaki ilişkileri arařtırmaktır. Pay senedi piyasası BIST100 endeksi ile makroekonomik göstergeler enflasyon (Tüketici Fiyat Endeksi-TUFE), politika faiz oranı (FAİZ) ve döviz kuru (Dolar/TL) ile temsil edilmektedir. Çalışmada 2000-2023 yılları arası aylık veriler TY ve FTY nedensellik testleri kullanılarak analiz edilmiştir. Sonuçlar, ilgili dönem için politika faiz oranından BIST100'e ve BIST100'den Dolar/TL döviz kuruna tek yönlü nedensellik olduğunu göstermektedir. Ayrıca TUFE ve Dolar/TL arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Bu çalışma, geleneksel nedensellik analizinden elde edilen bulguların, yapısal kırılmalar dikkate alındığında da geçerli olup/olmadığını sınamak ve bu yolla bir dirençlilik (robustness) analizi yaparak Türkiye literatürüne katkı yapmaktadır. Hem TY hem de FTY nedensellik analizinden elde edilen bulguların paralel olması seçili deęişkenlerin Fourier eğilimlere sahip olduğunu kanıtlamaktadır.

Bu çalışma řu şekilde devam etmektedir. İkinci bölüm literatür taraması olup veri ve metodoloji üçüncü bölümde yer almaktadır. Ampirik bulgular ile devam eden dördüncü bölümden sonra beşinci bölüm sonuç kısmı ile çalışma sonlandırılmaktadır.

2. Literatür Taraması

Makroekonomik deęişkenlerin pay senedi fiyatları üzerine etkileri konusunda geniş bir literatür bulunmaktadır. Bu çalışma kapsamında ele alınan enflasyon, faiz oranı ve döviz kuru deęişkenlerinin birlikte kullanıldığı veya birkaçının kullanıldığı seçili literatür tablosu, Tablo 1'de yer almaktadır. İncelenen literatür üç gruba ayrılmıştır: gelişmiş ekonomiler (Panel A), gelişmekte olan/az gelişmiş ekonomiler (Panel B) ve Türkiye (Panel C) üzerine yapılan çalışmalardır.

Makroekonomik faktörlerin ABD pay senedi piyasaları üzerindeki tespit eden Chen ve diğerlerinin (1986) çalışmalarından bu yana reel ekonomi ve finansal piyasalar ilişkisi önemli bir araştırma alanı olmuştur. Gelişmiş ekonomilerden ABD, Kanada, Japonya, Fransa, Almanya, İtalya ve İngiltere'de makroekonomik faktörlerin pay senedi piyasalarını etkilediğı ifade edilmiştir (Chen vd., 1986; Bhuiyan ve Chowdhury, 2020). Gelişmekte olan veya az gelişmiş ülkelerde ise makroekonomik faktörler ve pay senedi piyasaları arasında ilişki olduğu tespit edilmiştir (Maghayereh, 2003; Maysami vd., 2004; Alam ve Rashid, 2014; Lee ve Brahmasrene, 2018; Al Amin ve Sholahuddin, 2023). Genel olarak çalışmalar deęişkenler arasında ilişki bulmuştur. Türkiye üzerine literatür için kullanılan deęişkenler, örneklem periyodu ve analiz yöntemleri açısından çalışmaların veri seti deęişmekte olup genel kanı makroekonomik faktörlerin pay senedi fiyatlarını etkilediğı yönünde olmuştur (Durukan, 1999; Gençtürk, 2009; Özer vd., 2011; Aktaş ve Akdağ, 2013; Özmen vd., 2017; Koyuncu, 2018; Ilgın ve Sarı, 2020; Ünal ve Karaş, 2021; Ünal Ergin vd., 2022; Yıldız ve Şanlı, 2023).

Birçok ampirik çalışma, makroekonomik deęişkenler ile finansal piyasalar arasındaki ilişkileri, EKK'yı kullanarak analiz etmektedir (Durukan, 1999; Özer vd., 2011). Granger Nedensellik Analizi, (Gan vd., 2006; Özer vd., 2011; Aktaş ve Akdağ, 2013; Özmen vd., 2017; Yıldız ve Şanlı, 2023). Eşbütünleşme testlerini kullanan çalışmalar literatürde oldukça fazla

sayıda görülmüştür. Bunun nedeni olarak ilk çalışmalar Ross (1976) Arbitraj Fiyatlama Teorisi çerçevesini kullanarak ekonomik faktörlerin pay senedi piyasaları ile ilişkilerini araştırmışlardır. Çok deđişkenli regresyon modeli kullanılarak yapılan analizler ilişkileri yakalamıştır (Bhuiyan ve Chowdhury, 2020). Daha sonra Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen eşbütünleşme yaklaşımı ile, sahte korelasyonlar konusunda endişelenmenize gerek kalmadan deđişkenler arasındaki uzun vadeli denge ilişkilerinin incelenmesi için alternatif bir yaklaşım olmuştur. Eşbütünleşme testlerinin gelişmesinden itibaren literatürde yaygın bir şekilde bu ilişkileri analiz etmek için kullanılmıştır (Maghayereh, 2003; Gan vd., 2006; Özer vd., 2011; Masduzzaman, 2012; Özmen vd., 2017; Koyuncu, 2018; Bhuiyan ve Chowdhury, 2020; Saka İlgin ve Sarı, 2020). Nedensellik analizi yaklaşımı kullanan çalışmalar ise Granger Nedensellik, Toda-Yamamoto Nedensellik ve Asimetrik Nedensellik olarak gruplandırılabilir (Gan vd., 2006; Aktaş ve Akdağ, 2013; Özmen vd., 2017; Yıldız ve Şanlı, 2023).

Tablo 1. Makroekonomik Deđişkenler ve Borsa Üzerine Yapılan Çalışmalara Genel Bir Bakış

Yazarlar	Ülkeler/Dönem	Yöntem	Deđişkenler	Sonuç
Panel A: Gelişmiş Ekonomiler				
Chen vd. (1986)	ABD 1958-1984	Arbitraj Fiyatlama Teorisi Çerçevesi-Çok Faktörlü Model	Tüketim, PF, SÜE, Risk Primi Deđişimi ve Getiri Eğrisi	Sanayi üretimi ve risk primindeki deđişimler ile pay senedi getirileri arasında ilişki vardır.
Park ve Ratti (2000)	ABD ve Japonya 1979-1982	VAR Analizi, Etki-Tepki Fonksiyonları	TUFE, FO ve SÜE	ABD ve Japonya’da hem pozitif hem de negatif ilişki vardır.
Gan vd. (2006)	Yeni Zelanda 01.1993- 01.2003	Johansen Eşbütünleşme ve Granger Nedensellik	TÜFE, FO, DK, GSYH, Para Arzı, PF	Uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi vardır.
Masduzzaman (2012)	Almanya ve İngiltere 02.1999- 01.2011	Johansen Eşbütünleşme, ECM, Nedensellik Testi ve Etki-Tepki Fonksiyonları	TÜFE, FO, DK, Para Arzı ve SÜE	İngiltere ve Almanya için borsa ve deđişkenler arasında eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi vardır.
Bhuiyan ve Chowdhury (2020)	ABD ve Kanada 2000-2008	Eşbütünleşme Testleri ve VECM	Sanayi üretimi, Para Arzı ve Uzun Vadeli Faiz Oranları	ABD’de para arzı pay senetlerini olumlu yönde, faiz oranı olumsuz yönde etkilemektedir. Kanada’da ilişki yoktur.
Panel B: Gelişmekte Olan ve Az Gelişmiş Ülkeler				
Maghayereh (2003)	Ürdün 01.1987-12.2000	Çok Deđişkenli Eşbütünleşme Testi ve VECM	TUFE, FO, İhracat, Yabancı rezervler ve SÜE	Makroekonomik deđişkenler pay senedi fiyatlarını etkilemektedir.
Maysami vd. (2004)	Singapur 01.1989-12.2001	Johansen Eşbütünleşme Testi ve VECM	TÜFE, FO, DK, SÜE ve Para Arzı	Eşbütünleşme ilişkisi vardır.
Herve vd. (2011)	Fildişi Sahili 01.1999-04.2007	Johansen Eşbütünleşme, Testi	TÜFE, FO, Reel DK, Para Arzı ve SÜE	Eşbütünleşme ilişkisi vardır.
Alam ve Rashid (2014)	Pakistan	Johansen Eşbütünleşme ve GARCH	TÜFE, FO, DK, SÜE ve Para Arzı	Eşbütünleşme ilişkisi vardır.

Tablo 1. Devamı

Jareño ve Negrut (2016)	ABD 2008-2014	Pearson Korelasyon Katsayısı	GSYH, TÜFE, SÜE, FO ve İşsizlik Oranı	ABD borsası ile deęişkenler arasında pozitif ve negatif korelasyon vardır.
Lee ve Brahmarsene (2018)	Kore 01.1986-10.2016	Eşbütünleşme Testi, VECM ve Etki-Tepki Fonksiyonları	TÜFE, FO, DK, Para Arzı ve SÜE	Eşbütünleşme ilişkisi vardır. Kısa dönemde döviz kuru pay senedi fiyatları ile pozitif, SÜE ve enflasyon ise negatif ilişkilidir.
Al Amin ve Sholahuddi, (2023)	Endonezya 2019-2022	Çoklu Regresyon Analizi	TÜFE, FO ve DK	İlişki vardır.
Panel C: Türkiye				
Durukan (1999)	Türkiye 1986-1998	En Küçük Kareler Yöntemi (EKK)	TÜFE, FO, DK, SÜE ve Para Arzı	Faiz oranı pay senedi piyasaları ile negatif ilişkilidir.
Gençtürk (2009)	Türkiye 1992-2006	Çoklu Doğrusal Regresyon Analizi	TÜFE, DK, FO, SÜE, Para Arzı, AF ve ABD Hazine Bonusu	Kriz döneminde borsa ile TÜFE ve para arzı ilişkilidir. Kriz olmayan dönemde tüm deęişkenler borsa ile ilişkilidir.
Özer vd. (2011)	Türkiye 01.1996-12.2009	EKK, Johansen-Juselius Eşbütünleşme Testi ve Granger Nedensellik Testi	TÜFE, FO, DK, Dış Ticaret Dengesi, AF, Para Arzı ve SÜE	Faiz oranı, enflasyon ve dış ticaret dengesi borsayı etkilemektedir. Borsa'dan SÜE, AF ve para arzına doğru tek yönlü bir nedensellik vardır.
Aktaş ve Akdağ (2013)	Türkiye 2008-2012	Çoklu Doğrusal Regresyon Analizi ve Granger Nedensellik Testi	TÜFE, FO, DK, KKO ve Tüketici Güven Endeksi	Borsa ile KKO arasında çift yönlü nedensellik vardır. Deęişkenler pay senedi piyasasını etkilemektedir.
Özmen vd. (2017)	Türkiye 1997-2017	Johansen Eşbütünleşme, VEC ve Granger Nedensellik	TÜFE, DK ve FO	Hem birlikte hareketlilik hem de nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.
Koyuncu (2018)	Türkiye 1988-2016	Engle-Granger ve Philips-Ouliaris Eşbütünleşme Testi, FMOLS	TÜFE, FO, Reel Ekonomik Büyüme ve SÜE	Eşbütünleşme ilişkisi vardır. Enflasyon ve SÜE borsa endeksini pozitif, faiz oranı ve ekonomik büyüme ise negatif etkilemektedir.
Saka Ilgın ve Sarı (2020)	Türkiye 11.2009-12.2019	ARDL Sınır Testi	TÜFE, DK ve FO	Döviz kuru, faiz oranı ve enflasyon uzun ve kısa dönem için endeksleri etkilemektedir.
Ünal ve Karaş (2021)	Türkiye 2003-2018	Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi, Varyans Ayırıştırma Analizi	TÜFE, DK, FO ve GSYH	BİST100 endeksi ile deęişkenler arasında uzun dönem birlikte hareketlilik vardır.
Ünal Ergin vd. (2022)	Türkiye 01.2010-08.2021	ARDL Sınır Testi	TÜFE, DK, FO Ekonomik Güven Endeksi (EGE), VIX ve PF	Döviz kuru, EGE ve TÜFE BİST100 ile pozitif, tahvil faizi ve VIX ile negatif yönde ilişkilidir.
Yıldız ve Şanlı (2023)	Türkiye Q1:2008-Q2:2022	ARDL Sınır Testi, Toda-Yamamoto Granger Nedensellik	TÜFE, DK, FO, Tahvil Getirisi, SÜE, Kredi Hacmi, GSYH, CDS, Covid-19	Eşbütünleşme ilişkisi vardır. Deęişkenlerden borsaya tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Not: SÜE: Sanayi Üretim Endeksi, TÜFE: Tüketici Fiyat Endeksi, PA: Para Arzı, FO: Faiz Oranı, DK: Döviz Kuru, AF: Altın Fiyatı, KKO: Kapasite Kullanım Oranı için kısaltma olarak kullanılmıştır. GSYH: Gayri Safi Yurtiçi Hasıla.

Makroekonomik deđişkenler ve pay senedi piyasaları arasındaki ilişkinin önemi bu ilişkinin birçok arařtırımcı tarafından sürekli olarak çeřitli modellerle ve yöntemlerle incelenmesini sađlamıřtır. Makroekonomik deđişkenler ve finansal piyasaları arasında bađlantı olduđunu varsayan teoriler modellere dahil edilmesi gereken makroekonomik deđişkenlerin türünü veya sayısını belirtmezler (Ouma ve Muriu, 2014). Literatür incelemesinin sonuçlarına göre, pay senedi fiyatlarını neyin etkilediđini belirleyebilmek adına çok sayıda makroekonomik deđişkenin kullanıldıđı görölmüřtür. Çalışmalardan elde edilen bulgulara göre ülke, kullanılan deđişken, yöntem ve incelenen zaman periyoduna göre sonuçlar karmařıktır. Her ne kadar ülkelerin piyasa özellikleri farklı olsa da genel bir sonuç olarak pay senedi piyasaları ile makroekonomik deđişkenler arasında bir ilişki olduđu da söylenebilir.

Pay senedi fiyatları ile makroekonomik faktörler arasındaki ilişkilerin incelenmesinde regresyon analizi, korelasyon analizi, VAR modeli, VECM yöntemi, eşbütünleşme testleri, ARDL Sınır Testi, Granger Nedensellik Testi, Toda - Yamamoto Nedensellik testi ve Asimetrik nedensellik testlerinin yaygın olarak kullanıldıđı görölmüřtür. Literatür ilk olarak gelişmiş ülkeler üzerine odaklanmış daha sonraki süreçte gelişmekte olan veya az gelişmiş piyasalar arařtırılmıştır. Uluslararası literatür 1980’li yıllardan sonra bu alana odaklanmış olup Türkiye üzerine literatür 2000’lerden sonra gelişmeye başlamıştır.

3. Ekonometrik Metodoloji

Nedensellik analizinde ilk olarak Toda ve Yamamoto (1995) tarafından önerilen nedensellik yaklaşımdan yararlanılmıştır. Bu yaklaşım, serilerin birim kök ve /veya eşbütünleşme özelliklerinin dikkat alınarak nedensellik sınamalarının yapılmasına olanak sađlayan esnek bir metottur. Bu yaklaşımın temel özelliđi, VAR modellerinin tahmininde serilerin seviye deđerlerinin kullanılmasıdır. Uygulamada ilk yapılması gereken VAR modeli için uygun gecikme uzunluđunun (p) belirlenmesidir. Geleneksel bir VAR(p) modelini řu şekilde tanımlamak mümkündür:

$$y_t = \gamma + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

burada y_t m tane endojen deđişkeni, γ sabit terim vektörünü, $\Phi = (\Phi_1, \dots, \Phi_p)'$ katsayı matrisini ve u_t hata terimini temsil etmektedir. Toda ve Yamamoto (1995), deđişkenlerin seviye deđerlerinin kullanıldıđı VAR modeline deđişkenlerin maksimum entegrasyon derecesi (d) kadar ek gecikme ekleyerek VAR($p+d$) modelini tahmin etmeyi önermektedir. Toda ve Yamamoto nedensellik yaklaşımın temelini oluřturan VAR($p+d$) modelini řu şekilde tanımlayabiliriz:

$$y_t = \gamma + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_{p+d} y_{t-(p+d)} + u_t. \quad (2)$$

Granger nedenselliđi test etmek için y_t 'nin ilgili deđişkeni için ilk p parametre üzerine sıfır kısıtlaması ($H_0: \Phi_1 = \dots = \Phi_p = 0$) yapılır. “Granger nedensellik yoktur” kısıtını test etmek için kullanılan Wald istatistiđi, p serbestlik dereceli asimptotik χ^2 dađılımına sahiptir.

Model (1) ve (2)’de tanımlanan VAR modelleri, deđişkenlerde meydana gelen olası bir yapısal kırılmayı dikkate almamaktadır. Nazlıođlu vd. (2016), Toda - Yamamoto yaklaşımını Fourier serilerle genişleterek, Granger nedensellik analizinde kırılmaları hesaba katmaya imkân tanıyan basit bir yaklaşım önermiştir. Yazarlar bu yaklaşımı Fourier Toda - Yamamoto

nedensellik yaklařımı olarak isimlendirmişlerdir. Bu yaklařımda, γ 'nin zaman içinde sabit olduđu varsayımını gevşeterek VAR($p+d$) modelini řu řekilde tanımlamaktadır:

$$y_t = \gamma(t) + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_{p+d} y_{t-(p+d)} + u_t \quad (3)$$

burada $\gamma(t)$ zamanın bir fonksiyodur ve y_t 'deki herhangi bir yapısal kaymayı belirtmektedir. Kademeli (gradual) bir süreç olarak yapısal deęişimleri yakalamak için Fourier serileri içeren $\gamma(t)$ řu řekilde tanımlanmaktadır:

$$\gamma(t) \cong \gamma_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (4)$$

burada k , Fourier frekans sayısını göstermektedir. $\gamma(t)$ 'nin, model (3)'de yerine konulmasıyla

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_{p+d} y_{t-(p+d)} + u_t \quad (5)$$

elde edilir. Eřitlik (5), Fourier frekans (k) ve gecikme (p) sayılarının belirlenmesini gerektirmektedir. Bunun için maksimum Fourier frekans ve gecikme sayısının tüm kombinasyonlarından hareketle, Akaike veya Schwarz bilgi bilgi kriterini minimum yapan k ve p kombinasyonu seçilir (Nazlıođlu vd., 2016).

Son olarak, Granger nedensellik literatüründeki son dönem çalışmalar, küçük örneklerde Wald istatistiđinin gücünü artırmak ve aynı zamanda verilerin birim kök ve eşbütünlüşme özelliklerine karşı dirençli (robust) olmasını sağlamak için "bootstrap" dağılımını kullanmaktadır (Ayrıntılı bilgi için bkz. Nazlıođlu vd., 2016). Bu çalışmada, Toda - Yamamoto ve Fourier Toda - Yamamoto modeline dayalı Wald istatistiđinin bootstrap dağılımı Hatemi-J (2002) ve Balcılar ve diđerlerine (2010) göre elde edilmiştir.

4. Veri ve Ampirik Bulgular

Bu çalışma kapsamında kullanılacak olan deęişkenler veri bölümünde açıklanacaktır. Deęişkenlere ait nedensellik testleri ile elde edilen analizi bulguları ise analiz sonuçları altında ayrıntılı řekilde ele alınacaktır.

4.1. Veri

Bu çalışmada Borsa İstanbul gösterge endeksi BIST100, Tüketici Fiyat Endeksi (TUFEE, 2010=100), TCMB politika faiz oranı (Faiz) ve döviz kuru (Dolar/TL, ABD Doları-Dönem ortalaması) deęişkenleri Ocak 2000 – Ekim 2023 dönemi için aylık frekansta 286 gözlem kullanılacaktır. Bađımlı deęişken BIST100 endeksi ve bađımsız deęişkenler olarak da TUFEE, Faiz ve Dolar/TL seçilmiştir. Borsa İstanbul verisi investing.com adresinden, enflasyon, faiz ve döviz kuru verileri ise IMF'den (2023) elde edilmiştir (15.12.2023).

Tablo 2'de çalışmada kullanılan deęişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler raporlanmıştır. 2000-2023 dönemi için BIST100'ün ortalama deđerı 899 puan olmuştur. Bu süreçte en yüksek puan olan 8334.94 endeks puanına 2023 Eylül ayında ulařmıştır. Standart hata deđerine göre oynaklık yüksek görölmektedir. Çarpıklık deđerine göre sağ kuyruk daha uzun bir yapı sergilemekte bu durumda sola çarpık bir özellik göstermektedir. Basıklık deđerine göre de sivri (leptokurtic) bir dağılım özelliđi göstermektedir. TUFEE en yüksek 85.51 olup Ekim 2022

dönemine denk gelmektedir. Enflasyon sola çarpık ve basık (platykurtic) bir dağılım göstermektedir. Politika faizinin ortalaması 17.69 olup, en yüksek değeri 183.20’dir. Bu oran Aralık 2000 dönemine denk gelmektedir. En düşük değeri 1.5 puan olup Ocak 2011-Temmuz 2011 arası dönemi kapsamaktadır. Politika faizi serisi sola çarpık ve sivri bir dağılım özelliđi göstermektedir. Dolar/TL2nin bu dönemde ortalaması 1 Dolar 3.92 TL’dir. En yüksek seviyesi 28.30 TL olup Ekim 2023 döneminde gerçekleşmiştir. Standart hata değerlerine göre döviz kuru bu süreçte en az oynaklığa sahip faktör olarak ortaya çıkmaktadır. Sırasıyla BIST100, enflasyon ve faiz Dolar/TL’den önce gelmektedir. Jarque-Bera normallik testine göre bütün deđişkenler normal dağılmamaktadır.

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

	BIST100	TUFE	Faiz	Dolar/TL
Ortalama	899.24	19.92	17.96	3.92
Medyan	627.99	10.21	13.37	1.77
Maksimum	8334.94	85.51	183.2	28.3
Minimum	76.26	3.98	1.5	0.54
Std. Sapma	1222.02	19.88	18.7	5.06
Çarpıklık	3.74	1.69	3.57	2.75
Basıklık	18.61	4.66	25.01	10.6
Jarque-Bera	3574.68	170.51	6384.1	1051
Olasılık	0.000	0.000	0.000	0.000
Gözlem Sayısı	286	286	286	286

Tablo 3’te deđişkenlere ait korelasyon katsayıları raporlanmıştır. 2000-2023 dönemi için BIST100, TUFE ile pozitif ama yüksek olmayan bir korelasyon ilişkisine sahipken politika faizi ile düşük negatif bir korelasyon ilişkisine sahiptir. BIST100 ve Dolar/TL bu dönem için pozitif ve yüksek bir korelasyon ilişkisine sahiptir. Serilerin grafiksel gösterimleri ile ilişkilendirildiğinde Şekil 1’deki BIST100 ve enflasyon ilişkisi 2000-2003 dönemi ve 2021-2023 dönemleri haricinde çok yakın bir ilişki içerisinde olduğu görülmüştür. Korelasyon katsayısının pozitif olması grafiksel gösterimle uyuşmakla birlikte katsayının düşüklüğünün sebebi olarak deđişkenlerin ayrıştığı dönemlerden kaynaklı olabilir. Politika faizi ile borsa arasındaki negatif ilişki Şekil 2’de net olarak görülmemekle birlikte korelasyon analizi sayesinde bu bilgi elde edilmiştir. Döviz kuru için hem Şekil 2’deki grafiksel gösterim hem de korelasyon analizi birbirini doğrular niteliktedir.

Tablo 3. Korelasyon Matrisi

	TUFE	Faiz	Dolar/TL
BIST100	0.39	-0.19	0.94
TUFE		0.52	0.49
Faiz			-0.13

Finansal piyasa yatırımcıları bu bilgiler doğrultusunda portföylerinde hem pay senedi hem de Dolar’ı aynı anda tutmamaları gerektiđi görülmektedir. Aynı zamanda hem pay senedi hem de faiz getirili yatırım araçlarının da aynı anda elde tutulabileceđi görülmektedir.

4.2. Ampirik Bulgular

Borsa, enflasyon, faiz ve döviz kuru arasındaki nedensel iliřkinin tespiti için ilk olarak birim kök analizleri yapılmıřtır. Birim kök analizleri Augmented Dickey Fuller (Dickey ve Fuller, 1979), yapısal kırılmalı birim kök testi (Zivot ve Andrews, 1992) ve fourier yaklařımıyla birim kök testi (Enders ve Lee, 2012) kullanılmıřtır. Tablo 4'te serilerin seviye ve birinci farkları için birim kök testi sonuçları gösterilmiřtir. Deęiřkenlerin seviye deęerleri için ADF, ZA-ADF ve F-ADF testleri serilerin birim kök olduęunu göstermiřtir. Birinci farklar için ADF, ZA-ADF ve F-ADF testleri deęiřkenlerin duraęan olduęunu göstermiřtir.

Tablo 4. Birim Kök Analizi Sonuçları

	Seviye			Birinci Fark		
	ADF	ZA-ADF	F-ADF	ADF	ZA-ADF	F-ADF
BIST100	0.848	-2.616	1.364	-18.134***	-18.729***	-18.234***
TUFE	-1.976	-3.185	-3.181	-11.689***	-12.574***	-11.782***
Faiz	-1.684	-2.315	-2.852	-5.289***	-6.560***	-5.529***
Dolar/TL	1.760	-1.770	-0.502	-11.021***	-12.171***	-11.654***

Not: ADF: Augmented Dickey ve Fuller (1979) birim kök testi. ZA-ADF: Zivot ve Andrews (1992) ADF kırılmalı birim kök testi. F-ADF: Enders ve Lee (2012) ADF Fourier yaklařımlı birim kök testi. ADF testi sabit terim içerir. ZA-ADF ve F-ADF testleri sabit terimde yapısal kırılma içerir. Optimum gecikme(ler), ADF ve ZA-ADF testleri için Schwarz bilgi kriteri ile maksimum gecikme sayısı 5'e ayarlandı. Optimum frekans ve gecikmeler, F-ADF için Schwarz bilgi kriteri ile maksimum gecikme sayısı 5'e ve Fourier frekansı 3'e ayarlanarak belirlendi. ADF kritik deęerleri -3.433 (1%), -2.862 (5%), -2.567 (10%). ZA-ADF kritik deęerleri -5.34 (1%), -4.80 (5%), -4.58 (10%). Tek frekanslı F-ADF testi için kritik deęerler řunlardır: -4.31 (1%), -3.75 (5%), -3.45 (10%). *, ** ve *** sırasıyla yüzde 10, 5 ve 1 oranında istatistiksel anlamlılıęı göstermektedir.

Tablo 5 ve Tablo 6, TY ve FTY nedensellik analizi sonuçlarını raporlamaktadır. Tablo 5, istatistiki ve olasılık deęerlerini raporlamaktadır. Tablo 6 ise nedensellik testleri sonuçlarının anlamlılık seviyelerini ve nedensellięin yönünü özetlemektedir.

Tablo 5. Nedensellik Analizi Sonuçları

Baęımlı Deęiřken	TY							
	BIST100	Olasılık	TUFE	Olasılık	Faiz	Olasılık	Dolar/TL	Olasılık
BIST100	.	.	0.760	0.685	6.164	0.051	3.120	0.231
TUFE	1.938	0.406	.	.	4.052	0.128	20.840	0.000
Faiz	3.853	0.146	1.930	0.373	.	.	5.129	0.076
Dolar/TL	22.122	0.000	4.803	0.087	2.262	0.311	.	.
Baęımlı Deęiřken	FTY							
	BIST100	Olasılık	TUFE	Olasılık	Faiz	Olasılık	Dolar/TL	Olasılık
BIST100	.	.	0.629	0.711	6.261	0.048	4.439	0.124
TUFE	2.229	0.327	.	.	2.998	0.238	18.020	0.000
Faiz	3.899	0.139	1.715	0.406	.	.	3.778	0.159
Dolar/TL	20.898	0.000	5.402	0.078	2.981	0.227	.	.

Not: TY: Yapısal kırılmaları hesaba katmayan geleneksel TY yaklařımı, FTY: Tek frekanslı Fourier TY yaklařımı. Maksimum k ve p sırasıyla 3 ve 12'ye ayarlanır, ardından optimal k ve p Schwarz bilgi kriteri ile belirlenir. Olasılık deęeri, 1000 replikasyonlu bootstrap daęılımını temel alan p deęeridir. VAR(p+d) modelleri d'nin 1'e eřit olmasıyla tahmin edilmektedir. Çok deęiřkenli VAR modeli BIST100, TUFE, Faiz ve Dolar/TL'yi içermektedir.

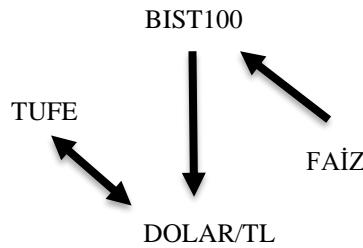
Bağımlı deđişkenin BIST100 olduđu modelde hem TY hem FTY nedensellik analizinde faizden borsaya tek yönlü nedensellik vardır. TUFİ ve Döviz kuru ile borsa arasında nedensellik tespit edilememiştir. Bağımlı deđişkenin TUFİ olduđu modelde döviz kurundan borsaya tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Borsa ve Faiz ile TUFİ arasında nedensellik tespit edilememiştir. Bağımlı deđişkenin Faiz olduđu modelde faiz ile diđer deđişkenler arasında nedensel bir ilişki bulunamamıştır. Bağımlı deđişkenin Dolar/TL olduđu modelde borsa ve TUFİ’den döviz kuruna tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Dolar/TL ile faiz arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

Tablo 6. Nedensellik Analizi Sonuçları Özet Gösterimi

TY				
Bağımlı Deđişken	BIST100	TUFİ	Faiz	Dolar/TL
BIST100			⇐ (%10)	
TUFİ				⇐ (%1)
Faiz				
Dolar/TL	⇐ (%1)	⇐ (%10)		
FTY				
Bağımlı Deđişken	BIST100	TUFİ	Faiz	Dolar/TL
BIST100			⇐ (%5)	
TUFİ				⇐ (%1)
Faiz				
Dolar/TL	⇐ (%1)	⇐ (%10)		

Not: ⇐ : Sütündeki deđişkendeki satırdaki deđişkene doğru tek yönlü nedensellik olduğunu ifade etmektedir. Boş bırakılan hücrelerde nedensellik ilişkisi yoktur. Parantez içerisindeki deđerler anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Şekil 4, deđişkenler arasındaki nedensellik analizi sonuçlarını göstermektedir. Borsa İstanbul 100 endeksi ve politika faiz oranı arasında nedensellik tespit edilmiş olup nedenselliğin yönü faiz oranından BIST100’e doğrudur. Politika faizinde meydana gelen bir şokun BIST100 endeksini etkilediđi söylenebilir. Borsa İstanbul 100 endeksi ve döviz kuru arasında tek yönlü nedensel bir ilişki olduđu ve nedensel ilişkinin yönünün BIST100’den Dolar/TL döviz kuruna doğru olduđu görülmektedir. Pay senedi piyasasındaki bir deđişimin Dolar/TL döviz kuruna öngörü bilgisi sağladıđı söylenebilir. Enflasyon ve döviz kuru arasında ise çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. TUFİ’deki bir deđişim Dolar/TL döviz kurunu etkilemekte ve Dolar/TL’deki bir şok TUFİ’yi etkilemektedir.



Şekil 4. Deđişkenler Arasındaki Nedensellik Analizi Sonuçları

Türkiye için politika faiz oranı ile Dolar/TL döviz kuru arasında ve TUFİ ve BIST100 arasında nedensellik ilişkisi olmadığı görülmektedir. Bu bulgu sayesinde özellikle enflasyonist

dönemlerde yatırımcıların tasarruflarını BIST100 endeksinde deęerlendirebilecekleri bilgisine ulařılabilir. Aynı řekilde politika faiz oranı ve Dolar/TL arasında iliřki olmaması yatırımcılar ve politika yapıcılar için önemli çıkarımlar saęlayabilir.

5. Sonu

Bu alıřmada geliřmekte olan ekonomi grubunda yer alan Trkiye için pay senedi piyasaları ve seili makroekonomik deęiřkenler arasındaki dinamik iliřkileri belirleyebilmek için Ocak 2000 – Ekim 2023 dönemi verileri aylık frekansta kullanılmıřtır. Bu doęrultuda deęiřkenler arasında nedensellik iliřkisinin olup olmadıęını ve nedensellik iliřkisi mevcutsa iliřkinin yönünü belirlemek için Toda - Yamamoto (TY) ve Fourier Toda - Yamamoto (FTY) nedensellik testleri uygulanmıřtır. Pay senedi piyasası için, Borsa İstanbul 100 endeksi (BIST100), enflasyon için tüketici fiyat endeksi (TUFİ), faiz oranı için TCMB politika faiz oranı ve döviz kuru için Dolar/TL deęiřkenleri kullanılmıřtır.

alıřmada nedensellik testleri sonucunda elde edilen bulgulara göre Trkiye’de (i) BIST100’den Dolar/TL döviz kuruna tek yönlü nedensellik iliřkisi, (ii) politika faiz oranından BIST100’e tek yönlü nedensellik iliřkisi ve (iii) TUFİ ve Dolar/TL arasında çift yönlü nedensellik iliřkisi olduęu tespit edilmiřtir. TUFİ ile BIST100 arasında ve politika faiz oranı ile Dolar/TL döviz kuru arasında nedensellik iliřkisi bulunamamıřtır. alıřmadan elde edilen nedensellik iliřkisi olduęunu gösteren sonuçlar literatürdeki arařtırmalar ile paralellik göstermektedir. (Özer vd., 2011; Masuduzzaman, 2012; Aktař ve Akdaę, 2013; Özmen vd., 2017; Bhuiyan ve Chowdhury, 2020; Keswani ve Wandha, 2021; Yıldız ve řanlı, 2023). Ayrıca bir dięer önemli sonuç elde edilen bulguların yapısal kırılmalar dikkate alındıęında da geerli olmasıdır. Özellikle belirtmek gerekirse FTY nedensellik analizinden elde edilen sonuçların TY nedensellik analizinden elde edilen sonuçlarla paralel olması seili deęiřkenlerin fourier eğilimlere sahip olduęunu kanıtlamaktadır.

2008 Küresel Ekonomik Krizi ve 2020 Covid-19 Pandemisi sonrası süreçte yařanan ekonomik faaliyetlerin duraklaması sonucu yařanan olumsuzlukların tetikledięi yeni bir küresel krizin etkileri düşünülürse ve TCMB, enflasyon hedeflemesi politikası doęrultusunda Trkiye ekonomisi için pay senedi piyasaları ve makroekonomik göstergeler arasındaki iliřkileri anlamak oldukça önemlidir. Tasarruf sahibi olanların tasarruflarını deęerlendirmeleri ve ekonomiye kazandırmaları ekonomik faaliyetlerin devamı için önem arz etmektedir. Enflasyon, politika faiz oranı ve döviz kurları lkelerin genel ekonomik durumları için yatırımcılar tarafından dikkatle takip edilen temel göstergelerdir. Kısa ve uzun dönem yatırım deęerlendirmesi ve portföy çeřitlendirmesi için deęiřkenler arasındaki karřılıklı iliřkinin dikkatli bir řekilde takip edilmesi gerekmektedir.

Bu alıřma, geleneksel nedensellik analizinden elde edilen bulguların, yapısal kırılmalar hesaba katıldıęında da geerli olup/olmadıęını sınamak ve bu yolla bir direnlilik (robustness) analizi yaparak Trkiye literatürüne katkı yapmaktadır. Analiz sonuçlarından elde edilen bulguların yapısal kırılmalar dikkate alındıęında da geerli olduęunun görölmesi alıřmanın literatüre önemli bir katkısıdır. Arařtırmacılar açısından Trkiye örneğinde sonuçların sunulduęu bu alıřmadan hareketle farklı lke ekonomileri için de yapısal kırılmaların dikkate alındıęı, dönemsellik iliřkilerin anlaşılmasını saęlayan yöntemler kullanılarak yeni alıřmalar yapılabilir. Tüketici fiyat endeksi ve pay senedi piyasası arasında nedensel bir iliřkinin

bulunmaması yatırımcıları politika faiz oranı ve döviz kurunu takip etmeye yönlendirebilir. Nitekim politika faizinden borsaya, borsadan da döviz kuruna tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Yatırımcılar faiz ve döviz kurundaki deđişime göre portföylerini ve pozisyonlarını deđiştirebilirler. Kısaca ifade etmek gerekirse portföy çeşitlendirme stratejileri için aralarında nedensel ilişki olduđu bulunan ve bulunmayan deđişkenleri dikkate alarak stratejik portföy kararları verilebilir. Politika yapıcılar genel ekonomi hakkında kararlar alırken bu ilişkilerden faydalanabilirler. Bir piyasada bir gösterge için alınan bir kararın diđer piyasalar üzerinde etkisi olduđu düşünülürse bu çalışmadan elde edilen bilgiler fayda sağlayabilir.

Çalışma Türkiye için deđişkenler, dönem ve yöntem kısıtlarına sahiptir. Buradan hareketle gelecekteki çalışmalar için farklı deđişkenler, farklı frekanslara sahip veriler, farklı ülke/ülke grupları ve güncel yöntemlerle yeni çalışmalar yapılabilir. Türkiye ekonomisinin ilgili dönemde genel seyrine bakıldığında yapısal kırılmaların dahil edildiđi yöntemler ve ortak faktör modellemeleri gibi ekonometrik yöntemlerin kullanılmasının fayda sağlayabileceđi düşünölmektedir.

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

- Aktař, M. ve Akdađ, S. (2013). Trkiye’de ekonomik faktrlerin hisse senedi fiyatları ile iliřkilerinin arařtırılması. *International Journal Social Science Research*, 2(2), 50-67. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/ijssresearch/>
- Al Amin, I. and Sholahuddin, M. (2023). The effect of inflation, interest rates, and USD exchange on the Indonesian sharia stock index (ISSI) period 2019-2022. *International Journal of Applied Finance and Business Studies*, 11(1), 50-58. <https://doi.org/10.35335/ijafibs.v11i1.85>
- Alam, Z. and Rashid, K. (2014). Time series analysis of the relationship between macroeconomic factors and the stock market returns in Pakistan. *Yařar niversitesi E-Dergisi*, 9(36), 6361-6370. <https://doi.org/10.19168/jyu.55431>
- Arsi, M., Mladenovi, Z. and Nojkovi, A. (2022). Macroeconomic performance of inflation targeting in European and Asian emerging economies. *Journal of Policy Modeling*, 44(3), 675-700. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2022.06.002>
- Balcilar, M., Ozdemir, Z.A. and Arslanturk, Y. (2010). Economic growth and energy consumption causal nexus viewed through a bootstrap rolling window. *Energy Economics*, 32(6), 1398-1410. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.05.015>
- Bhuiyan, E.M. and Chowdhury, M. (2020). Macroeconomic variables and stock market indices: Asymmetric dynamics in the US and Canada. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 77, 62-74. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2019.10.005>
- Calvo, G.A. (1978). On the time consistency of optimal policy in a monetary economy. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 6, 1411-1428. <https://doi.org/10.2307/1913836>
- 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/>
- 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 Society*, 75, 427-431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Durukan, M.B. (1999). On the relationship between stock prices and macroeconomic variables in Istanbul Stock Exchange. *Istanbul Stock Exchange Review*, 3(11), 21-50. Retrieved from <https://www.borsaistanbul.com/datum/imkbdergi/>
- Enders, W. and Lee, J. (2012). The flexible Fourier form and Dickey-Fuller type unit root tests. *Economics Letters*, 117, 196-199. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.081>
- 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>
- Fahlevi, M. (2019). The influence of exchange rate, interest rate and inflation on stock price of LQ45 index in Indonesia. In W. Strielkowski et al. (Eds.), *Advances in social science, education and humanities research* (pp. 157-163). Papers presented at the First International Conference on Administration Science (ICAS 2019), Bandung, Indonesia: Atlantis Press.
- Flannery, M.J. and Protopapadakis, A.A. (2002). Macroeconomic factors do influence aggregate stock returns. *The Review of Financial Studies*, 15(3), 751-782. <https://doi.org/10.1093/rfs/15.3.751>
- Gan, C., Lee, M., Yong, H.H.A. and Zhang, J. (2006). Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 3(4), 89-101. Retrieved from <https://www.businessperspectives.org/>
- Gentrk, M. (2009). Finansal kriz dnemlerinde makroekonomik faktrlerin hisse senedi fiyatlarına etkisi. *Suleyman Demirel University Journal of Faculty of Economics & Administrative Sciences*, 14(1), 127-136. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/sduiibfd>
- Hanitha, V., Yoyo, T. and Silaswara, D. (2022). Analysis effect of BI Rates, inflation, and exchange rates on the composite stock price index on the Indonesia Stock Exchange 2016-2021. *Akuntoteknologi*, 14(1), 1-10. <https://doi.org/10.31253/aktek.v14i1.1423>

- Hatemi-j, A. (2012). Asymmetric causality tests with an application. *Empirical Economics*, 43, 447-456. <https://doi.org/10.1007/s00181-011-0484-x>
- Herve, D.B.G., Chanmalai, B. and Shen, Y. (2011). The study of causal relationship between stock market indices and macroeconomic variables in Cote d'Ivoire: Evidence from error-correction models and Granger causality test. *International Journal of Business and Management*, 6(12), 146-169. Retrieved from <https://pdfs.semanticscholar.org/>
- İlgin, K.S. ve Sarı, S.S. (2020). Döviz kuru, faiz oranı ve enflasyon ile BIST tüm ve BIST sektörel endeksler arasındaki ilişkinin ampirik analizi. *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 5(3), 485-510. <https://doi.org/10.30784/epfad.693266>
- Imegi, J.C. (2014). Impact of financial liberalization on stock market volatility in Nigeria. *Journal of Business and Retail Management Research*, 8(2), 80-87. Retrieved from <https://jbrmr.com/>
- IMF. (2023) *International financial statistics* [Dataset]. <https://data.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b&sId=-1>.
- Jareño, F. and Negrut, L. (2016). US stock market and macroeconomic factors. *Journal of Applied Business Research (JABR)*, 32(1), 325-340. <https://doi.org/10.19030/jabr.v32i1.9541>
- Koyuncu, T. (2018). BİST-100 endeksinin makroekonomik deđişkenler ile ilişkisi: Ampirik bir çalışma. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 3(3), 615-624. <https://doi.org/10.29106/fesa.423051>
- Kydland, F.E. and Prescott, E.C. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85(3), 473-491. <http://dx.doi.org/10.1086/260580>
- Lee, J.W. and Brahmarsene, T. (2018). An exploration of dynamical relationships between macroeconomic variables and stock prices in Korea. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 5(3), 7-17. Retrieved from <https://papers.ssrn.com/>
- Maghayereh, A. (2003). Equity markets integration in the Middle East region. *Academy of Accounting and Financial Studies*, 8(2), 73. Retrieved from <https://www.proquest.com/>
- Masuduzzaman, M. (2012). Impact of the macroeconomic variables on the stock market returns: The case of Germany and the United Kingdom. *Global Journal of Management and Business Research*, 12(16), 22-34. Retrieved from <https://journalofbusiness.org/>
- Maysami, R.C., Howe, L.C. and Hamzah, M.A. (2004). Relationship between macroeconomic variables and stock market indices: Cointegration evidence from stock exchange of Singapore's All-S sector indices. *Jurnal Pengurusan*, 24(1), 47-77. Retrieved from <https://core.ac.uk/>
- Melyani, I. and Esra, M.A. (2021). Pengaruh Inflasi, suku bunga, dan nilai tukar terhadap indeks harga saham gabungan periode 2016–2018. *Jurnal Ilmiah Manajemen Dan Bisnis*, 6(1), 50-59. <https://doi.org/10.38043/jimb.v6i1.3060>
- Mirza, N., Naqvi, B., Rizvi, S.K.A. and Boubaker, S. (2023). Exchange rate pass-through and inflation targeting regime under energy prices shocks. *Energy Economics*, 124, 106761. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106761>
- Nazlıođlu, S., Gormus, N.A. and Soytas, 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>
- Ouma, W.N. and Muriu, P. (2014). The impact of macroeconomic variables on stock market returns in Kenya. *International Journal of Business and Commerce*, 3(11), 1-31. Retrieved from www.ijbcnet.com
- Özdemir, K. ve Kaderli, Y. (2019). Enflasyon oranı faiz oranı ve döviz kurlarında yaşanan deđişimlerin firmaların sermaye yapısı üzerindeki etkisi: BIST 100'deki imalat firmaları üzerine bir uygulama. *Turan: Stratejik Araştırmalar Merkezi*, 11(43), 448-453. Erişim adresi: <https://turansam.com/dergi-arsivi/>

- Özer, A., Kaya, A. ve Özer, N. (2011). Hisse senedi fiyatları ile makroekonomik deęişkenlerin etkileşimi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 26(1), 163-182. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/deuiibfd/>
- Özmen, M., Karlılar, S. ve Kıral, G. (2017). Türkiye için döviz kuru, faiz ve enflasyonun hisse senedi getirileri üzerine etkileri. *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(1), 107-120. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/cuiibfd/>
- Park, K. and Ratti, R.A. (2000). Real activity, inflation, stock returns, and monetary policy. *Financial Review*, 35(2), 59-78. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.2000.tb01414.x>
- Ross, S. (1976). The arbitrage pricing theory. *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)
- Sezal, L. (2020). 2018 Ağustos krizinin Türk bankacılık sektörüne etkisi. *Journal of Economics and Research*, 1(1), 17-32. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/jer/>
- TCMB. (2024). Para politikası kararları, madde 9. Erişim adresi: <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/2f2339a6-da56-4203-9b6d-2e54ec2e0f9d/2024Parapolitikasi.pdf?MOD=AJPERES>
- Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregression with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- Unal, S. (2021). Döviz kuru ve faiz oranlarının sektör bazında hisse senedi getirilerine etkileri: Borsa İstanbul örneđi. *Muhasebe Bilim Dünyası Dergisi*, 23(3), 495-511. <https://doi.org/10.31460/mbdd.823301>
- Ünal, S. ve Karaş, G. (2021). Borsa ve makroekonomik faktörler arasındaki etkileşim: BIST100 örneđi. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 28(1), 169-185. <https://doi.org/10.18657/yonveek.786068>
- Ünal Ergin, A., Nas, S. ve Heybeli, M. (2022). Seçilmiş makroekonomik deęişkenler ve beklenti endekslerinin BİST 100 endeksi üzerine etkisi. *Sosyoekonomi*, 30(54), 443-466. <https://doi.org/10.17233/sosyoekonomi.2022.04.23>
- Wismantara, S.Y. and Darmayanti, N.P.A. (2017). Pengaruh nilai tukar, suku bunga dan inflasi terhadap indeks harga saham gabungan di bursa efek Indonesia. *E-Jurnal Manajemen Universitas Udayana*, 6(8), 4391-4421. Retrieved from <https://ojs.unud.ac.id/index.php/manajemen/index>
- Yıldız, B. ve Şanlı, O. (2023). Makroekonomik göstergeler ile borsa endeksleri arasındaki ilişki ve Covid-19 etkisinin incelenmesi. *International Journal of Social Humanities Sciences Research*, 10(93), 628-644. <https://doi.org/10.26450/jshsr.3587>
- Zivot, E. and Andrews, W.K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-270. <https://doi.org/10.1198/073500102753410372>

THE RELATIONSHIPS BETWEEN THE TURKISH STOCK MARKET AND MACROECONOMIC VARIABLES

EXTENDED SUMMARY

Aim of the study

Considering the effects of a new global crisis triggered by the negativities experienced as a result of the pause in economic activities in the period after the 2008 global economic crisis and the 2020 Covid-19 pandemic, and in line with the CBRT's inflation targeting policy, it is very important to understand the relationships between stock markets and macroeconomic indicators for the Turkish economy. It is important for those who have savings to use their savings and contribute them to the economy for the continuation of economic activities. Inflation, key interest rates, and exchange rates are basic indicators of the general economic situation of countries that are closely followed by investors. The interrelationship between these variables must be carefully monitored in order to evaluate short and long-term investments and diversify portfolios. In this regard, the aim of this study is to examine the relationships between stock markets and macroeconomic indicators in Turkey. For this purpose, the BIST100 index, consumer price index (TUFİ), policy interest rate, and exchange rate (dollar/TL) variables have been discussed in the study at a monthly frequency for the period January 2000 - October 2023.

The Literature

There is an extensive literature on the relationship between stock markets and macroeconomic variables. The literature has used the stock market index and inflation, interest rate, exchange rate, industrial production index, bond yields, capacity utilization, GDP, and many other variables to understand this relationship. There are studies in the literature that report a relationship between variables using different time periods and methods. However, there are also studies that find no relationship between the relevant variables. Given that the political, economic, and cultural structure of each country is different, it is likely that there is no common view.

Methodology

The study examines the relationships between variables using the time series methods of Toda - Yamamoto (TY) and Fourier Toda - Yamamoto (FTY) causality tests. The TY causality test is a flexible method that allows causality tests to be carried out taking into account the unit root and/or cointegration properties of the series (Toda and Yamamoto, 1995). FTY causality test, on the other hand, allows analysis by extending the Toda - Yamamoto approach with the Fourier series, which allows structural breaks to be considered in Granger causality analysis (Nazlıođlu et al., 2016).

Results

As a result of both TY and FTY causality analyses for the period January 2000 - October 2023 in Turkey, it was found that there is a uni-directional causality from the policy interest rate to the stock markets (BIST100) as well as a uni-directional causality from BIST100 to the exchange rate (dollar/TL). A bi-directional causality was found between the consumer price index (TUFEE) and the dollar/TL. No causality was found between the policy interest rate and the dollar/TL exchange rate, TUFEE and BIST100. Based on these findings, a change in the policy rate affects the BIST100, while a change in the BIST100 affects the Dollar/TL.

Conclusion

This research contributes to the Turkish literature by testing whether the findings obtained from traditional causality analysis are applicable when structural breaks are taken into account and by conducting a resilience analysis in this way. An important contribution of the study to the literature is that the results of the analysis are valid even when structural breaks are taken into account. Given the findings of this study in the case of Turkey, forthcoming studies can be conducted for the economies of different countries using methods that take into account structural breaks and allow for the understanding of regular relationships. The lack of a causal relationship between the CPI and the stock market may lead investors to follow the policy rate and the exchange rate. In fact, a one-way causality has been established from the policy rate to the stock market and from the stock market to the exchange rate. Investors can change their portfolios and positions according to changes in interest rates and exchange rates. In short, they can make strategic portfolio decisions by taking into account variables that may or may not have a causal relationship between them for portfolio diversification strategies. Policymakers can benefit from these relationships when making decisions about the economy as a whole. Given that a decision on an indicator in one market has an impact on other markets, the information from this study can be useful.

HALKA ARZ SONRASI FAALİYET PERFORMANSI: BORSA İSTANBUL HALKA ARZLARINDAN YENİ KANITLAR*

The Post-Initial Public Offering (IPO) Operating Performance: Further Evidence from Borsa Istanbul IPOs

Cengiz ÖNDER** & Ali Osman GÜRBÜZ***

Öz

Bu çalışma, 2005-2019 yıllarında halka açılan seçilmiş 83 Borsa İstanbul firmasının halka arz sonrası faaliyet performansını incelemektedir. Çalışma ayrıca, halka arz aracılık türüne göre ve halka arz yöntemine göre şirketlerin halka arz sonrası faaliyet performanslarını karşılaştırmaktadır. Bunların yanı sıra çalışma, faaliyet performansını etkileyen şirkete özgü faktörler ve makroekonomik faktörleri de analiz etmektedir. Tek değişkenli analizlerde Mann Whitney U Testi ve Wilcoxon İşaretli Sıralar Testi uygulanmıştır. Çok değişkenli analizde panel veri ekonometrik modeli kullanılmıştır. Çalışma sonucunda halka arz şirketlerinin performanslarında düşüş tespit edilmiştir. En iyi gayret aracılığı ve bakiyeyi yüklenim aracılığıyla halka açılan şirketlerin performansları arasında anlamlı farklılık yoktur. Ortak satışıyla halka açılan şirketlerin performansı sermaye artışı yaparak halka açılan şirketlere göre daha iyidir. Ayrıca, şirkete özgü değişkenlerden aktif büyüklük ile makroekonomik değişkenlerden tüketici fiyat endeksi faaliyet performansını anlamlı şekilde etkilemektedir. Çalışmanın, halka arz yöntemine ve aracılık türüne göre faaliyet performansının karşılaştırılması ile makroekonomik faktörlerin etkisinin araştırılması konusunda literatüre katkı sağlaması beklenmektedir.

Anahtar Kelimeler:

Halka Arz,
Borsa İstanbul,
Sermaye Yapısı
Finansal Tablolar

JEL Kodları:

G30, G32, G34

Abstract

This study aims to examine the post-IPO operating performance of 83 selected Borsa Istanbul firms that went public between 2005 and 2019. The study also compares the post-IPO operating performance of firms according to underwriting type and IPO method. Besides, the study analyzes firm-specific factors and macroeconomic factors affecting the operating performance of IPO firms. Mann Whitney U Test and Wilcoxon Signed Rank Test were applied in univariate analysis. In multivariate analysis, a panel data econometric model was used. This study found that firms' operating performance declined after going public. There is no significant difference in operating performance between the commitment type of IPOs and the best effort type of IPOs. Share sales type of IPOs perform better than capital increase type of IPOs. Asset size as a firm-specific variable and consumer price index as a macroeconomic variable significantly affect operating performance. The study aims to enrich the literature by comparing the operating performance of firms based on the IPO method and the underwriting type, and by examining the influence of macroeconomic factors on performance.

Keywords:

Public Offering,
Borsa Istanbul,
Capital Structure,
Financial Tables

JEL Codes:

G30, G32, G34

* Bu makale Cengiz Önder'in "Şirketlerin Halka Arz Sonrası Faaliyet Performansı: Borsa İstanbul Örneği" isimli doktora tez çalışmasından türetilmiştir.

** Doktora Öğrencisi, İstanbul Ticaret Üniversitesi, Finans Enstitüsü, Türkiye, cengiz.onder@gmail.com

*** Prof. Dr., İstanbul Ticaret Üniversitesi, İşletme Fakültesi, Türkiye, ogurbuz@ticaret.edu.tr

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 04.12.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 24.03.2024

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



1. Giriş

Halka arzlar, firmaların sermaye piyasalarına erişimini sağlayarak finansal kaynaklarını genişletmelerine olanak tanır. Halka arz, firmaların hisse senetlerini ilk kez halka sunarak genel yatırımcı kitlesine açılmasını ifade eder. Firmalar, genellikle büyüme ve genişleme planları için gerekli olan sermayeyi toplamak, borçları azaltmak ve firma değerini artırmak amacıyla halka arz yolunu tercih ederler. Ayrıca, halka arz, firmanın tanınırlığını ve prestijini artırarak, işletmenin pazardaki konumunu güçlendirir. Halka açık bir firma olmanın getirdiği şeffaflık ve kurumsal yönetim standartları, yatırımcı güvenini artırır ve firmanın uzun vadeli başarısına katkıda bulunur.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de 2005-2019 yıllarında halka açılan seçili 83 firmanın halka arz sonrası faaliyet performansındaki değişimi araştırmaktır. Faaliyet performansındaki değişim muhasebe temelli kârlılık rasyoları üzerinden incelenmiştir. Çalışmada, önceki çalışmalardan farklı olarak halka arzlar niteliklerine göre sınıflandırılmış; firmaların faaliyet performansının halka arza aracılık türüne göre ve halka arz yöntemine göre farklılık gösterip göstermediği incelenmiştir. Çalışmada ayrıca, firmaya özgü değişkenler ile birlikte kredi piyasası, fiyatlar genel düzeyi ve ekonomik büyümeyle ilgili makroekonomik değişkenlerin halka arz öncesinde ve sonrasında faaliyet performansı üzerindeki etkisi incelenmiştir.

Çalışmanın, halka arz firmalarının faaliyet performanslarını halka arz yöntemine göre aracılık türüne göre karşılaştırması açısından literatüre katkı sağlaması beklenmektedir. Ayrıca, makroekonomik değişkenlerin faaliyet performansı üzerindeki etkisinin araştırılması da çalışmayı literatürdeki benzer çalışmalardan farklı kılmaktadır.

Çalışmanın ikinci bölümünde halka arz kavramının kavramsal ve kuramsal çerçevesi açıklanmıştır. Halka arz sonrası faaliyet performansını inceleyen uluslararası ve ulusal literatür ile araştırmanın hipotezleri üçüncü bölümde sunulmuştur. Araştırmanın yöntemi, kullanılan veri, model seçimi ve değişken tanımları dördüncü bölümde yer almaktadır. Çalışmanın tek değişkenli ve çok değişkenli analiz bulgularına beşinci bölümde yer verilmiştir. Sonuç bölümünde ise araştırmanın bulguları değerlendirilmiş, politika önerileri ve ilerideki araştırmalar için önerilere yer verilmiştir.

2. Kavramsal ve Kuramsal Çerçeve

Payların ilk halka arzı şirketlerin sermaye yapısını etkileyen önemli bir stratejik karardır. Şirketler, paylarını halka satmak için farklı yollar seçebilirler. Bu yollar, şirketin durumuna ve isteklerine göre değişir. Şirket ortakları mevcut paylarının bir bölümünü halka satabilir. Ortak satışı olarak adlandırılan bu yöntemde şirkete herhangi bir nakit girişi olmamakta, sadece ortaklık yapısı değişmektedir. Şirketler, ayrıca sermayelerini artırabilirler. Bu durumda, mevcut ortakların rüçhan hakkı kısıtlanarak yaratılan yeni paylar halka satılır. Sermaye artırımı yönteminde ortaklık yapısı değişirken aynı zamanda şirkete yeni sermaye girişi de sağlanmış olur. Bu iki yöntemin bir arada yapıldığı karma yöntemde ise şirket sermaye artırımı yoluyla yeni paylarını halka satarken mevcut ortaklar da kendi paylarını halka satmaktadır (Borsa İstanbul, 2023). Sermaye artırımı yapan şirketlerin kârlılık ve büyüme performansının uyumlu olup olmadığına bakılarak elde ettikleri nakdi etkin kullanıp kullanmadıkları değerlendirilebilir. Diğer yandan ortak satışı yöntemiyle halka açılan firmaların, nakit girişi olmamasına rağmen halka arzdan sonraki performansının yönüne bakılarak bu şirketlerin yönetim stratejileri hakkında değerlendirme yapılabilir.

Őirketler paylarını halka arz ederken aracı kuruluřlarla bir aracılık szleŐmesi imzalar. Halka arzda aracı kuruluřlar, ihraççı Őirket ile aralarında imzaladıkları szleŐmeye gre iki farklı yntemle aracılık edebilirler. Bunlar en iyi gayret ve bakiyeyi yklenim aracılıđıdır. En iyi gayret aracılıđında, aracı kuruluŐ, payların satıŐını stlenmez, sadece satıŐa aracılık eder. Aracı kuruluŐ, payların tamamını veya bir kısmını satmak iin elinden geleni yapar, ancak satamadıđı payları ihraççı Őirkete iade eder veya satın alma taahhdnde bulunmuŐ kiŐi veya kurumlara satar. Bu yntemde aracı kuruluŐun riski yoktur, sadece aracılık komisyonu alır. Bakiyeyi yklenim aracılıđı ynteminde ise, aracı kuruluŐ, payların tamamını veya bir kısmını satın almayı ve satıŐ sresi sonunda kalan payları kendisi stlenmeyi taahht eder. Bu yntemde aracı kuruluŐun riski vardır, nk satamadıđı payları kendisi almak zorundadır. Bu yntemde aracı kuruluŐ, aracılık komisyonunun yanı sıra, payların nominal deđerinin zerindeki primden de pay alır (akır, 2018). Bu iki yntemin temel ayrımı aracı kuruluŐun payların satıŐından sorumlu olup olmadıđıdır. Sorumluluk risk almayı da beraberinde getirdiđi iin aracı kuruluŐ aracılık trn belirlerken ihraççı Őirketin finansal performansının daha dŐk olması durumunda en az riskli aracılık Őeklini tercih edebilmektedir. Bu durumda aracılık trne bakılarak Őirketin faaliyet performansı deđerlendirilebilir.

Halka arz sonrası faaliyet performansının kuramsal erevesine ynelik; halka arzın Őirketlerin bymesi, verimliliđi, krlılıđı ve rekabet gc zerindeki etkisini aıklayan eŐitli teoriler ve hipotezler ne srlmŐtr. Bu teoriler ve hipotezler, halka arzın Őirketlerin finansal kararlarını, kurumsal ynetimini, kazanç ynetimini ve piyasa zamanlamasını nasıl etkilediđini aıklamaya alıŐmaktadır. Myers ve Majluf'un (1984) geliŐtirdiđi Finansman HiyerarŐisi Teorisi, firmaların finansman gereksinimlerini karŐılamak iin ncelikle i kaynaklara, sonra borlanmaya ve son olarak hisse senedi ihracına baŐvurduklarını ne srer. Bu teoriye gre, halka arz, Őirketlerin i kaynaklarının ve borlanma kapasitelerinin tkendiđini gsterir. Dolayısıyla, halka arz sonrası Őirketlerin finansal esnekliđi azalır ve bor verenler tarafından daha yksek faiz oranları talep edilir. Bu da iŐletmelerin iŐletme performansını olumsuz etkiler.

Őirketlerde hissedarlar ile yneticiler arasında ıkan ıkar atıŐmalarını inceleyen Vekalet Teorisine gre halka arz, yneticilerin hissedarların ıkarlarını gzetmek yerine kendi ıkarlarını artırmaya alıŐmalarına neden olabilir. Őirket yneticileri halka arzdan elde ettikleri fonları verimli projelere yatırmak yerine, kendilerine yksek maaŐ, bonus veya hisse opsiyonu gibi menfaatler sađlayabilirler. Bu durum Őirketlerin faaliyet performanslarının dŐmesine neden olabilir (Jensen ve Meckling, 1976).

Őirketlerin halka arz sonrası faaliyet performansındaki dŐŐ aıklamaya alıŐan bir diđer yaklaŐım ise Kazan Ynetimi Hipotezidir. Bu hipotez, Őirketlerin halka arz ncesi muhasebe yntemlerini deđiŐtirerek finansal tablolarını gzelleŐtirdiklerini ileri srer. Bu Őekilde Őirketler halka arzda daha yksek bir gelir elde etmeyi ve yatırımcıları cezbetmeyi amalarlar. Ancak, halka arz sonrasında Őirketlerin bu kazanç ynetimi faaliyetini srdrmesi zorlaŐır ve gerek performansları ortaya ıkar. Bu durum Őirketlerin faaliyet performanslarında dŐŐe yol aar (Teoh vd., 1998).

Loughran ve Ritter (1995) tarafından geliŐtirilen Piyasa Zamanlaması Hipotezi ise Őirketlerin halka arz zamanlamasını piyasa zamanlamasına gre ayarladıklarını savunur. Bu hipoteze gre, Őirketler piyasanın ykseldiđi ve yatırımcıların iyimser olduđu dnemlerde halka arz yaparak daha yksek bir deđerleme elde ederler. Ancak, piyasa koŐulları deđiŐtike Őirketlerin

performansları piyasa beklentilerini karşılayamaz hale gelir ve bu duruma bağlı olarak şirketlerin faaliyet performanslarında bir gerileme meydana gelir.

3. Literatür

Halka arz şirketlerinin performansını inceleyen çalışmalar finansal (fiyat) performans ve faaliyet performansı olmak üzere iki konuya odaklanmaktadır. Fiyat performansına yönelik araştırmalar şirketlerin pay senetlerinde kısa, orta ve uzun vadede oluşan anormal getiriye incelemektedir. Faaliyet performansına ilişkin çalışmalar ise halka arz firmalarının halka açılma sonrası kârlılık başta olmak üzere finansal rasyolarında halka arz öncesine göre değişimi tek değişkenli analizlerle incelemektedir. Bu araştırmaların bir kısmı çok değişkenli analiz teknikleriyle faaliyet performansını etkileyen faktörleri ayrıca incelemektedir. Türkiye’deki halka arzlara yönelik yapılan araştırmalar incelendiğinde fiyat performansına ilişkin çalışmaların daha fazla olduğu görülmektedir. Faaliyet performansını inceleyen çalışmalar yaygın olarak tek değişkenli analiz yöntemleri kullanırken nadir sayıdaki çalışmalar da çok değişkenli analiz tekniklerini kullanmıştır.

Firmaların halka arz sonrası faaliyet performansının araştıran Jain ve Kini (1994) ile Mikkelson vd. (1997) tarafından yapılan öncü çalışmalar sonraki dönemlerde yapılan çalışmalara da yol göstermiştir. ABD borsaları için yapılan bu çalışmalarda, Jain ve Kini (1994), halka arzdan sonraki performans değişkenlerini sektöre göre düzeltilmiş temsili değerlerle karşılaştırırken, Mikkelson vd. (1997) performans değişkenlerini halka arz öncesi değerlerle karşılaştırmıştır. Jain ve Kini (1994), halka arzdan sonra faaliyet performansını etkileyen faktörler olarak halka arzdaki düşük fiyatlandırma ve ortakların sahiplik payını ele alırken, Mikkelson vd. (1997) ortaklık yapısındaki değişimlerin performans üzerinde bir etkisi olmadığını, bunun yerine şirketlerin yaşı, büyüklüğü ve hisselerinin ikincil satışlarının performansı açıkladığını bulmuştur. Jain ve Kini (1994), halka arz sonrası performansın endüstriye göre ayarlanmadan önce ve sonra düştüğünü gösterirken, Mikkelson vd. (1997) halka arz sonrası performansın halka arz öncesine göre ilk beş yılda düştüğünü, ancak sonraki beş yılda toparlandığını göstermiştir.

Literatürde firmaların halka arz sonrası faaliyet performansını farklı konu başlıkları altında araştıran uluslararası çalışmalara aşağıda yer verilmiştir.

Halka arz literatürünün yönetici sahipliği ile firma performansı arasındaki ilişkiyi yaklaşımı bu konu ile ilgili yapılan önceki çalışmalara göre farklılık göstermektedir. Daha önceki yapılan çalışmalar sahipliğin performanstaki değişim üzerindeki etkisi yerine performans seviyesindeki etkisini araştırmışlardır (McConnell ve Servaes, 1990; Short ve Keasey, 1999). Önceki çalışmalar sahiplik ile performans seviyesi arasında yatay kesit bir ilişki olduğunu varsaymaktadır. Ancak halka arz literatürü, eğer sahiplik ile performans seviyesi arasında yatay kesit bir ilişki varsa benzer şekilde sahiplik ile performans değişimi arasında da bir korelasyon olabileceğini varsaymaktadır. Halka arz literatürü sahiplik ile performans değişimi arasında doğrusal bir ilişki olduğunu varsayarken önceki çalışmalar sahiplik ile performans seviyesi arasındaki ilişkinin doğrusal olmadığı yönünde modeller kurmaktadır. Bu duruma dikkat çeken Kim vd. (2004), 1987-1993 yılları arası halka arz edilen 133 Tayland firmasını inceleyerek halka açılan firmaların faaliyet performanslarındaki değişim ile firma sahipliği arasında doğrusal bir ilişki olup olmadığını araştırmıştır. Çalışma sonucunda, yönetici sahipliği düşük ve yüksek düzeyde olan firmaların sahipliği ile performansı arasında pozitif bir ilişki olduğu, orta düzeyde

sahipliğe sahip firmaların ise negatif bir iliřki sergilediđi bulunmuřtur. Tayland gibi geliřmekte olan bir piyasadaki halka arzlara odaklanan alıřma firmaların halka arz olduktan sonra faaliyet performanslarının dūřtūđünü bulmuřtur. Bu dūřūř, ABD firmaları üzerine yapılan nceki alıřmalara gre daha byktr, bu durum da geliřmekte olan piyasaların asimetrik ortamının temsil maliyetlerini artırdıđını gstermektedir. Wang (2005), 1994-1999 yıllarında in’de yapılan halka arzları incelemiř, Kim vd. (2004) ile benzer sonuları bulmuřtur. Arařtırmaya gre, yksek ve dūřk seviyede tzel kiři sahipliđi olan firmaların sahiplik yapısı faaliyet performansı ile pozitif bir iliřkiye sahipken, orta seviyede tzel kiři sahipliđi olan firmaların sahiplik yapısı ile faaliyet performansı negatif bir iliřki sergilemektedir.

Halka arz sonrası faaliyet performansını inceleyen literatrde giriřim sermayesi ile zel sermaye pay sahipliđinin ve ayrıca ortaklıkla ilgili kurumsal ynetiřim uygulamalarının řirketlerin faaliyet performansı zerindeki etkisi de yaygın řekilde arařtırılan bir konudur. Coakley vd. (2007), Chen ve Liang (2016) ve Michala (2019) yaptıkları alıřmalarda zel sermaye destekli halka arz řirketlerinin faaliyet performanslarının halka arz sonrası dūřtūđünü bulmuřlardır. Benzer řekilde, Falconieri vd. (2019) giriřim sermayesi sendikasyonlarının boyutu ve eřitliliđinin portfylerindeki řirketlerin halka arz performansı zerinde nemli bir etkisi olduđunu, giriřim sermayesi řirketlerinin eřitliliđi ve byklđ ile halka arz firmalarının uzun vadeli faaliyet performansları arasında negatif bir iliřki olduđunu bulmuřtur. Diđer yandan Michel vd. (2020), halka arzdaki sonraki faaliyet performansı ile kurumsal yatırımcı sahipliđi arasında pozitif bir iliřkisi olduđu ancak, bu iliřkinin halka arz sonrası nc yılda zayıfladıđı bulmuřtur. Gogineni ve Upadhyay (2023), yabancı giriřim sermayesi ve zel sermaye řirketlerinin portfylerindeki řirketlerle halka arz sonrasında da iliřkilerini srdrdđ, ynetim kurullarına yneticiler atadıđı ve bu yneticilerin bađımsız ve kadın direktr olduđu durumlarda řirketlerin krlılık ve faaliyet performansının daha iyi olduđu sonucuna ulařmıřtır. Chemmanur vd. (2021) ise giriřim sermayesi destekli firmaların halka arz sırasında st ynetim kadrosu kalitesinin giriřim sermayesi desteđi olmayan firmalara kıyasla daha yksek olduđunu bulmuřtur. Ayrıca st ynetim kadrosunun kalitesi ve giriřim sermayesi desteđi halka arz sonrası faaliyet performansında ve halka arz deđerlemelerinde daha yksek bymeye yol amaktadır.

Literatrde halka arz gelirlerinin kullanımı ve faaliyet performansı iliřkisini de arařtıran alıřmalar (Celikyurt vd., 2010; Fan, 2019) bulunmaktadır. Jain vd. (2013), rekabeti endstri ortamlarında fazla nakit rezervlerinin halka arz sonrası faaliyet performansını artırdıđını tespit etmiřtir. Amor ve Kooli (2017), halka arzdaki elde edilen gelirlerin kullanım amacının řirketin uzun dnem performansı zerinde belirgin bir etkiye sahip olduđunu ileri srmektedir. Bonaventura vd. (2018), halka arz sonrası satın alma yapan řirketlerin satın alma yapmayan řirketlere gre uzun vadede daha iyi faaliyet performansı sergilediđine iřaret etmektedir. Long vd. (2021) ise halka arz sonrasında halka arz parasını faaliyet geliřtirme yerine zkaynak yatırımlarına ynelten řirketlerin faaliyet performansında dūřūř olduđuna vurgu yapmaktadır.

Yukarıdaki konu bařlıklarının yanı sıra, aile řirketleri (Lobato vd., 2020; Croci vd., 2022); kurumsal kltr ve řirket politikaları (Prisilla ve Bimo, 2022; Lefebvre, 2023); lkeler arası karřılařtırma (Pereira ve Sousa, 2017; Krishnan ve He, 2021) ve halka arz zamanlaması (Premti ve Madura, 2013; Ali, 2017) gibi konular da halka arz sonrası faaliyet performansı literatrnde incelenmiřtir.

Trkiye’de halka arz sonrası faaliyet performansını arařtıran alıřmaların sonuları genel olarak halka arzdaki sonra řirketlerin faaliyet performanslarının dūřtūđn gstermektedir

(Kurtaran ve Er, 2008; Küçükçaylı, 2013; Arık ve Mutlu, 2015; Avcı, 2021). Faaliyet performansındaki değişimin yanı sıra faaliyet performansına etki eden faktörleri de araştıran ulusal çalışmalara aşağıda yer verilmiştir.

Kurtaran ve Er (2008), 175 Borsa İstanbul firmasının halka arz sonrası performansını altı farklı ölçüyle değerlendirmiştir. Ayrıca, yönetici sahipliği ile performans ve düşük fiyatlandırma arasındaki ilişkileri de analiz etmişlerdir. Çalışmanın bulguları, halka arzdan sonra firmaların faaliyet performansında genel bir düşüş olduğunu, ancak yönetici sahipliği oranı yüksek olan firmaların daha iyi performans sergilediğini göstermektedir. Çalışma, gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalar arasında da bir karşılaştırma yapmış ve gelişmekte olan piyasalarda performans düşüşünün daha belirgin olduğunu ortaya koymuştur.

Gülcecal (2016), entelektüel sermayenin bileşenlerinin ve etkisinin halka açık firmaların performansı üzerindeki rolünü dinamik panel veri analizi ile test etmiştir. Çalışma, 2000-2013 yıllarında Borsa İstanbul’da bulunan şirketlerin verilerini kullanmıştır. Çalışmada, entelektüel sermayenin, insan sermayesinin, yapısal sermayenin ve kullanılan sermayenin etkinlik katsayıları hesaplanmıştır. Çalışmanın bağımlı değişkenleri ise, aktif devir hızı, vergi öncesi kârlılık oranları, piyasa değerinin defter değerine oranı ve yatırılan sermayenin sağladığı getiri olarak belirlenmiştir. Çalışmanın bağımsız değişkenleri ise, entelektüel sermaye katsayıları, kaldırma oranı, halka açıklık oranı, firma büyüklüğü, firma yaşı, halka arz satış yöntemi ve bağımlı değişkenlerin gecikmeli değerleri olarak tanımlanmıştır. Çalışmanın sonucunda, entelektüel sermayenin firmaların finansal ve piyasa performansını pozitif yönde etkilediği ve entelektüel sermayeye yapılan yatırımların gelecekteki performansı artırdığı tespit edilmiştir. Çalışma, entelektüel sermayenin firmaların değer yaratma sürecinde önemli bir rol oynadığını ve öncü bir gösterge olduğunu vurgulamıştır.

Güleç vd. (2016), halka arz firmalarında kazanç yönetiminin varlığı ve boyutu üzerine bir araştırma yapmıştır. Çalışmada, 2011-2015 yıllarında halka açılan 30 firmayı isteğe bağlı tahakkuk esası ile değerlendirmişlerdir. Çalışmanın bulguları, halka arz firmalarının isteğe bağlı tahakkuklarını halka arz yılında en yüksek seviyeye çıkardığını ve bu şekilde hisse fiyatlarını ve kârlılığı olumlu yönde etkilediğini göstermektedir. Canikli (2017), Borsa İstanbul’da 2004-2013 yılları arasında halka açılan 79 firmanın kazanç yönetimi davranışlarını tahakkuk bazlı ve faaliyet bazlı iki yöntemle incelemiştir. Çalışma, firmaların halka arz öncesi ve sonrası dönemlerde kazançlarını manipüle ettiklerini ve bunun hisse senetlerinin değerini etkilediğini ortaya koymuştur.

Ozen (2016), Borsa İstanbul şirketlerinin halka arz sonrası planlarını ve stratejilerini gerçekleştirme durumlarının, kârlılıklarını ve hisse senedi fiyatlarını nasıl etkilediğini araştırmıştır. Çalışmanın bulguları, halka arz sonrası planlarını ve stratejilerini başarıyla uygulayan şirketlerin kârlılıklarını koruduklarını ve hisse senedi fiyatlarının arttığını göstermiştir. Çalışma ayrıca, planlarını ve stratejilerini yerine getiremeyen şirketlerin kârlılıklarının azaldığını ve hisse senedi fiyatlarının düştüğünü, bu durumun da yatırımcılara zarar verdiğini ortaya koymuştur.

Mhagama ve Topak (2019), Borsa İstanbul’da 2003-2011 yıllarında halka açılan 38 firmanın finansal verilerini analiz ederek halka arzın firmaların faaliyet performansı üzerindeki etkisini incelemiştir. Performans ölçüsü olarak aktif kârlılık, özkaynak kârlılığı ve faaliyet kâr marjının kullanıldığı çalışmada tek değişkenli ve çok değişkenli analiz teknikleriyle faaliyet performansındaki değişim ve performansı etkileyen faktörler analiz edilmiştir. Çalışmanın

bulguları, firma performansının halka arz yılında ve sonraki yıl boyunca halka arzdan bir yıl öncesine göre düřtüğünü göstermektedir. Bunun yanı sıra, firmaların ilgili dönemde maddi duran varlıklara yatırım yapması ve ayrıca firmaların aktiflerinin finanse etmek için borçlanmaya odaklanmasının kârlılıkları azalttığı bulunmuřtur. Çalışma ayrıca, firmaların işletme sermayesine aşırı yatırım yapmalarının dönen varlıklar aracılığıyla kısa vadeli borçlarını ödeme kabiliyetini artırdığına, bu durumun da kârlılığı azalttığına işaret etmektedir.

Bağcı ve Sarıay (2021), Borsa İstanbul Halka Arz Endeksinde yer alan firmaların faaliyet performansını halka arz oranı ve halka açık piyasa değeri açısından değerlendirmiştir. Çalışma, farklı finansal göstergeleri performans kriteri olarak kullanarak, firmaların önem derecelerini ve sıralamalarını Normalize Edilmiş Maksimum Değerler ve MOORA yöntemleri ile belirlemiştir. Çalışma, halka arz oranının ve halka açık piyasa değerinin firmaların performansını artırdığını ve piyasa değerinden daha etkili olduğunu bulmuştur. Çalışma, faaliyet kârı, yatırılan sermaye, Tobin Q değeri ve özkaynak toplamının da performansı yükselten önemli deęişkenler olduğunu, net borcun ise performansa olumsuz etki yaptığını tespit etmiştir. Çalışma, halka arzın firmaların değer yaratma sürecinde kritik bir faktör olduğunu ve halka arz endeksinde yer alan firmaların performans analizinin önemli olduğunu vurgulamıştır.

Koçdemir ve Küçükçolak (2021), Borsa İstanbul Geliřen İşletmeler Piyasası'nda işlem gören 11 firmanın halka arz öncesi ve sonrası kârlılık, likidite ve finansal yapı oranlarına odaklanarak faaliyet performansını incelemiştir. Çalışmada, performansı incelenen firmaların halka arz sonrası dönemde genel olarak kârlılık ve faaliyet oranlarında belirgin bir iyileşme olmadığı, ancak likidite ve finansal yapı oranlarında iyileşme olduğu bulunmuştur. Arařtırmada incelenen şirketlerin genel olarak halka arz sonrası dönemde faaliyet performanslarının iyileştięi görülmüştür.

Örneklemin çok geniş olduğu gelişmiş ülke borsaları, işlem gören şirketlerin çeşitli niteliklerine göre (ortaklık yapısı, kurumsal yönetim uygulamaları, halka arz gelirlerinin kullanımı, vb.) sınıflandırılmasına olanak tanımaktadır. Buna baęlı olarak bu borsalarla ilgili yapılan çalışmalar, niteliklerine göre sınıflandırılmış örneklem alt gruplarının performanslarını karşılaştırarak literatürü zenginleştirmektedir. Borsa İstanbul halka arzlarında ise örneklemin henüz daha küçük olması nedeniyle gelişmiş ülke borsalarındaki gibi bir alt örneklem sınıflandırması ancak sınırlı sayıdaki konularda yapılabilmektedir. Halka arz aracılık türü ve halka arz yöntemi bu konular arasında sayılabilir.

Literatürde, makroekonomik faktörlerin halka arz faaliyet performansını arařtıran çalışmalarda kullanımının çok sınırlı sayıda olduğu görülmektedir. Bu çalışmalardan Gao vd. (2021) ile Long vd. (2021) gayrisafi yurtiçi hasılayı, Pereira ve Sousa (2017) da kredilerin gayrisafi yurtiçi hasılaya oranını faaliyet performansını etkileyen faktörler arasında kullanmıştır.

Bu çalışmada analizler iki bölüm halinde gerçekleştirilmiştir. Çalışmanın ilk bölümünde, Borsa İstanbul'da 2005-2019 yıllarında halka açılan firmaların faaliyet performansları; halka arz öncesi 3 yıl (HA-3), halka arz yılı ve halka arz sonrası 3 yılı (HA+3) kapsayan olay penceresinde, literatürde yaygın olarak kullanılan istatistiki teknikler kullanılarak incelenmiştir. Bu doğrultuda ařaęıda ifade edilen H_1 , H_2 ve H_3 hipotezleri tek deęişkenli analiz yöntemleriyle (Wilcoxon İşaretli Sıralar Testi ve Mann Whitney U Testi) test edilmiştir.

H_1 : Halka arz şirketlerinin faaliyet performansında (aktif kârlılık, özkaynak kârlılığı, faaliyet kâr marjı ve net kâr marjı) halka arz öncesine göre anlamlı bir deęişim vardır.

H₂: Şirketlerin halka arz sonrası faaliyet performansı halka arz aracılık türüne (en iyi gayret aracılığı, bakiyeyi yüklenim aracılığı) göre farklılık göstermektedir.

H₃: Şirketlerin halka arzdan sonra faaliyet performansı halka arzda uygulanan yöntemlere göre (ortak satışı, sermaye artırımı veya karma yöntem) farklılık göstermektedir.

Çalışmanın ikinci bölümünde ise halka arz firmalarının faaliyet performanslarını etkileyen faktörler çok değişkenli analiz tekniği (panel veri modeli) ile incelenmiş ve aşağıda belirtilen H₄, H₅, H₆, H₇ ve H₈ hipotezleri test edilmiştir.

H₄: Halka arz şirketlerinin yaşı, büyüklüğü ve kaldıraç oranı gibi şirkete özgü değişkenler halka arz faaliyet performansını etkiler.

H₅: Halka arz olayının kendisi şirketlerin faaliyet performansını etkiler.

H₆: Kredi piyasasındaki büyüme, fiyatlar genel düzeyi ve sanayi üretim endeksindeki değişim gibi makroekonomik değişkenler halka arz şirketlerinin faaliyet performansını etkiler.

H₇: Halka arz yöntemi halka arz firmalarının faaliyet performansını etkiler.

H₈: Halka arza aracılık türü halka arz firmalarının faaliyet performansını etkiler.

Halka arz firmalarının aracılık türüne ve halka arz yöntemine göre faaliyet performansının karşılaştırılması ve performans analizinde birden fazla makroekonomik faktörün etkisinin araştırılması bu çalışmaya özgünlük kazandırmaktadır.

4. Metodoloji

4.1. Örneklem

Çalışmanın örnekleme 2005-2019 yıllarında Borsa İstanbul’da halka açılan şirketlerden oluşmaktadır. Türkiye’de 2005 yılından itibaren uluslararası standartlarla uyumlu Türkiye Muhasebe Standartları (TMS) uygulanmaya başlamıştır. Türkiye, uluslararası muhasebe standartlarını uygulamaya başlamakla, finansal raporların şeffaflığını, karşılaştırılabilirliğini ve güvenilirliğini artırmayı, uluslararası piyasalara entegrasyonu sağlamayı ve kamu sektörünün ekonomik değerini ölçebilecek ve geliştirebilecek kararlar alabilmesine katkıda bulunmayı amaçlamaktadır (Başpınar, 2005). Araştırmada finansal tablolar arasında yeknesaklığın sağlanması amacıyla örneklem başlangıcı 2005 yılı olarak alınmıştır. Çalışmada halka arz öncesi 3 yıl ve halka arz sonrası 3 yıla ait verilerin tam olarak sağlanabilmesi amacıyla örneklemin başlangıç yılı 2005, bitiş yılı ise 2019 olarak alınmıştır. Buna göre çalışmanın veri seti firmaların 2002-2022 finansal tabloları arasında dağılmaktadır.

2005-2019 döneminde Borsa İstanbul’da 152 şirket halka arz edilmiştir. Şirketlerin halka arzına ilişkin bilgiler Sermaye Piyasası Kurulu’nun (SPK) internet sitesinden elde edilmiştir. Çalışmanın örnekleme oluşturulurken literatürdeki benzer çalışmalarda kullanılan yöntem izlenmiş; bankacılık, finansal kiralama, yatırım ortaklıkları, gayrimenkul yatırım ortaklıkları, sigorta şirketleri ve yatırım şirketleri örneklem dışında tutulmuştur. Nihai örneklem 83 şirketten oluşmaktadır. Halka arz şirketlerinin arz öncesi finansal verileri halka arz izahnamelerinden temin edilmiştir. Kamuyu Aydınlatma Platformu (KAP) 2009 yılından itibaren hizmet vermeye başladığı için 2009 öncesi bilgiler şirketlerin kendi internet sitelerinde yayınlanan raporlardan

elde edilmiřtir. Bu řirketlerin halka arz ve sonrası bilgiler ise KAP ve řirketlerin kendi internet sitelerinden elde edilmiřtir.

Çalıřmanın örnekleminde yer alan 83 řirketin 9'unun halka arz öncesi HA-3 yılına ait finansal tablolarının eksik olması nedeniyle bu řirketlerin HA-3 yılındaki performans ölçüleri ve řirkete özgü diđer deęiřkenleri temin edilememiřtir. İstatistiki analizler örneklemdaki veri eksiklięini dikkate alarak yapılmıřtır. Diđer yandan panel veri analizinde modeli dengeli hale getirmek için bu 9 řirket çıkarılarak panel veri örnekleminde 74 řirkete düşürülmüřtür. Sonuç olarak halka arz edilen seçilmiř 74 řirketin, halka arzdan önceki 3 yıl, arz yılının kendisi ve halka arz sonraki 3 kapsayan 7 yıla ait verisi bir araya getirilerek toplamı 518 gözlemden oluřan bir veri seti üzerinde panel veri analizi yapılmıřtır.

Panel veri modelinde kullanılan makroekonomik ve piyasaya iliřkin veriler Bankacılık Düzenleme Denetleme Kurumu, Türkiye İstatistik Kurumu, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası ve Borsa İstanbul'un internet sitelerinden elde edilmiřtir.

4.2. Arařtırma Modeli ve Deęiřkenler

Halka arz sonrası faaliyet performansını inceleyen çalıřmalarda genel olarak řirketlerin halka arz öncesi faaliyet performans ölçülerinin halka arz sonrası ne yönde deęiřtięini arařtıran istatistiki analizler daha fazla yer tutmaktadır. Çalıřmalarda, örnekleme grubunun özellięine göre Wilcoxon İřaretli Sıralar Testi ve Mann Whitney U Testinin kullanımı yaygındır. Yapılan çalıřmalarda olay penceresi halka arz yılı (HA), halka arz öncesi 5 yıl (HA-5) ile halka arz sonrası 5 yılı (HA+5) olacak řekilde en fazla 10 yılı kapsamaktadır. Çalıřmalarda ayrıca, faaliyet performansını etkileyen řirkete özgü faktörler (yař, ortaklık yapısı, büyüklük vb.) ve diđer faktörler ise regresyon yöntemiyle analiz edilmektedir.

Bu çalıřmada, 2005-2019 yıllarında Borsa İstanbul'da halka açılan toplam 152 řirket arasından seçilmiř 83 řirketin halka arz öncesi 3 yıl (HA-3) ve halka arz sonrası 3 yılı (HA+3) kapsayan olay penceresinde faaliyet performansındaki deęiřim ve faaliyet performansına etki eden faktörler analiz edilmiřtir.

HA-3 ile HA+3 dönem aralıęında halka arz řirketlerinin faaliyet performanslarındaki deęiřimin yönü ve istatistiksel anlamlılıęı test edilirken halka arz literatüründe de sıklıkla yer verilen Wilcoxon İřaretli Sıralar Testi kullanılmıřtır. Wilcoxon Testi parametrik olmayan istatistiki bir testtir ve baęımlı iki örneklemin arasında medyan farkının sıfırdan farklılıęını sınamak için kullanılır. H_0 altında iki ölçüm arasındaki fark medyanın sıfır olduęu hipotezi test edilir.

Çalıřmanın diđer istatistiki analizinde ise, halka arza aracılık türüne göre gruplandırılan řirketlerin faaliyet performansı karřılařtırması ve ayrıca halka arz yöntemine göre gruplandırılan firmaların faaliyet performansı karřılařtırması literatüre uygun olarak Mann Whitney U Testi ile analiz edilmiřtir. Mann Whitney U Testi parametrik olmayan istatistiki bir testtir ve baęımsız iki örneklemin aralarındaki farklılıęı sınamak için kullanılır. H_0 hipotezi ile iki popülasyonun daęılımları arasında fark olmadıęı test edilir.

Normal daęılım kořulunun saęlanmadıęı durumlarda parametrik olmayan testler kullanılsa da halka arz faaliyet performansını inceleyen çalıřmalar parametrik olmayan testleri sıklıkla kullanılmaktadır. Bu çalıřmada kullanılan verilere yönelik yapılan tanımlayıcı istatistik analizinde normallik kořulunun saęlanmadıęı görülmüřtür. Bunun yanı sıra alt örnekleme grubunda bulunan

ortak satışı ile yapılan halka arz sayısı 12’dir ve bu sayının 30’un altında kalması nedeniyle parametrik olmayan testlerin kullanılması uygun görülmüştür.

Bu çalışmada ayrıca, halka arz şirketlerinin HA-3 ile HA+3 dönem aralığında faaliyet performansına etki eden şirkete özgü faktörler ile makroekonomik faktörler ise panel veri yöntemiyle analiz edilmiştir. Panel veri, zamana bağlı değişimleri (zaman serisi verisi) ve birimler arası farklılıkları (kesitsel veri) bir arada incelemeye olanak sağlamaktadır. Çalışmada, örneklemin hem zamansal hem de mekânsal boyutu içermesi nedeniyle panel veri yöntemi kullanılmıştır. Tablo 1’de sunulan muhasebe temelli performans ölçüleri şirketlerin finansal tablolarından türetilen ikincil veridir.

Tablo 1. Çalışmada Kullanılan Faaliyet Performans Ölçüleri

Ölçü	Sembolü	Tanımı	Literatür
Aktif kârlılık	AKKAR	Net kâr/Toplam aktifler	Michel vd. (2020), Croci vd. (2016)
Özkaynak kârlılığı	OZKAR	Net kâr/Özkaynaklar	Gülcemal (2016), Long vd. (2021)
Faaliyet kâr marjı	FKM	Faaliyet kârı/Satışlar	Mhagama ve Topak (2019), Avcı (2021)
Net kâr marjı	NETKM	Net kâr/Satışlar	Ali (2017), Long vd. (2021)

Çalışmanın panel veri ekonometrik modelinde kullanılacak değişkenler Tablo 2’de sunulmuştur. Şirketlerin faaliyet performansını etkileyebilecek makroekonomik ve piyasaya ilişkin değişkenler Panel A’da gösterilmiştir. Genel kredi hacmi ve kredi maliyetleri kaldıraç üzerinden firmanın faaliyetlerini etkileyebilmektedir. Bu nedenle kredi değişkeni (KRGSYH) ve kredi faiz oranı (KRFO) değişkenleri dikkate alınmıştır. Fiyatlar genel düzeyi ve döviz kuru gerek maliyet gerekse satışlar üzerinden şirket performansını etkileyeceği için USDTL, üretici fiyat endeksi (UFE) ve fiyatlar genel düzeyi (TUFE) değişkenleri çalışmaya alınmıştır. Şirketlerin faaliyet performansının ekonomik büyümeden ve piyasa gelişmelerinden nasıl etkilendiğini analiz edebilmek için ise SUREND, GSUREND, XU100 ve GXU100 değişkenleri veri setine dahil edilmiştir.

Tablo 2. Panel Veri Modelinde Kullanılacak Değişkenler ve Açıklamaları

Panel A. Makroekonomik Değişkenler ve Piyasa Değişkenleri		
Değişken	Sembolü	Tanımı
Kredi değişkeni	KRGSYH	Bankacılık sektörü toplam kredileri/GSYH
Kredi faiz oranı	KRFO	TCMB ticari kredi faiz oranı
USD/TL kuru	USDTL	Dönem sonu ABD doları/Türk lirası kuru
Tüketici fiyatları	TUFE	Tüketici fiyat endeksi değeri
Üretici fiyatları	UFE	Üretici fiyat endeksi değeri
Büyüme değişkeni	SUREND	Sanayi üretim endeksi değeri
Büyüme değişkeni	GSUREND	Sanayi üretim endeksi değişimi
Piyasa değişkeni	XU100	BIST100 endeksi değeri
Piyasa değişkeni	GXU100	BIST100 endeks değişimi
Panel B. Şirkete Özgü Değişkenler		
Değişken	Sembolü	Tanımı
Şirketin yaşı	YAS	Firmanın yaşı
Büyükölç	LOGAKTIF	Firmanın aktiflerinin logaritması
Kaldıraç oranı	KALDO	Toplam borçlar/Aktifler

Şirkete özgü değişkenler belirlenirken literatürdeki çalışmalar dikkate alınmıştır. Bazı çalışmalar şirketlerin büyüklüğünü ifade etmek için satışların logaritmasını kullanırken, bazı çalışmalarda ise aktiflerin logaritmik değeri şirket büyüklük değişkeni olarak kullanılmıştır. Bu

çalışmada yapılan öncül analizlerde, birim kök özelliklerini göstermesi nedeniyle satışların logaritmik değeri büyüklük değışkeni olarak alınmamış, onun yerine aktif büyüklük (LOGAKTIF) değışkeni kullanılmıştır (Fan, 2019; Lobato, 2020). Tablo 1’de verilen performans ölçüleri tek değışkenli analiz olan Wilcoxon İşaretli Sıralar Testinde ve Mann Whitney U Testinde değışken olarak kullanılmıştır. Bu performans ölçülerinden seçilen uygun ölçünün bağımlı değışken olduğu panel veri modelinde Tablo 2’deki bağımsız değışkenlerden en uygun olanlar seçilerek ekonometrik analiz yapılmıştır.

Çok sayıdaki değışkeni daha az sayıya indirgemek için faktör analizi yöntemi kullanılmıştır (Güriş ve Pala, 2016). Faktör analizi sonuçları Tablo 3’te sunulmuştur. Stata paket programında yapılan faktör analizinde 0.5 ve üzerindeki faktör yükleri ile faktörlerden birine düşen değışkenler o faktöre yerleşmiştir. Değışkenlerin mutlak değeri üzerinden yorumlanan analiz sonuçlarına göre, bağımlı değışkenlerde F1 faktör grubu oluşmuş ve FKM en yüksek faktör yükünü almıştır. Bağımsız değışkenlerde ise piyasa ile ilgili değışkenler F2’ye, kredi değışkenleri F3’e ve büyüme değışkenleri de F4’e düşmüştür. Bağımsız değışkenlerden TUF E F2’de, KRGSYH F3’te ve GSUREND F4’te en yüksek faktör yükünü almıştır. Faktör analizi sonuçlarına göre en yüksek faktör yükünü alan ve temsil gücü en yüksek olan FKM bağımlı değışken olarak kullanılmıştır. Aynı şekilde, 3 faktöre ayrılan açıklayıcı değışkenlerde de en yüksek faktör yüküne sahip olan TUF E, KRGSYH ve GSUREND temsil gücü en yüksek olduğu için bağımsız değışken olarak modelde kullanılmıştır. Bunun yanı sıra firmaya özgü değışkenler arasında yer alan LOGAKTIF ve KALDO değışkenleri faktör yükleri 0.5’in altında kalmasına rağmen, herhangi bir faktöre düşmedikleri için modele dahil edilmiştir.

Tablo 3. Faktör Analizi Sonuçları

	Faktör Yükleri	Faktörler
Bağımlı Değışkenler		
FKM	0.819*	F1
NETKM	0.760	
OZKAR	0.653	
AKKAR	0.592	
Bağımsız Değışkenler		
TUF E	0.992*	F2
USDTL	0.971	
UFE	0.952	
XU100	0.932	
SUREND	0.875	
KRGSYH	-0.711*	F3
KRFO	-0.658	
GSUREND	0.681*	F4
GXU100	0.591	
LOGAKTIF		
KALDO	<0.5	

Çok değışkenli analizde kullanılacak panel veri modelinde seçili değışkenlerin faaliyet performansı üzerindeki etkisinin yanı sıra halka arz olayının etkisi, halka arz aracılık türünün etkisi ve halka arz yönteminin etkisi de incelenmiştir. Bu amaçla seçilen açıklayıcı değışkenlere ilave olarak halka arz kukla değışkeni (DIPO), halka arza aracılık türü kukla değışkeni (DARS) ve halka arz yöntemi kukla değışkeni (DHAY) modele dahil edilmiştir. Kukla değışkenlerin tanımları Tablo 4’te yer almaktadır.

Tablo 4. Kukla Değişkenler

Değişken	Sembolü	Tanımı
Halka arz değişkeni	DIPO	Halka arz yılı ve sonraki yıllar için 1, önceki yıllar için 0
Halka arz yöntemi değişkeni	DHAY	Karma veya sermaye artışı ise 1, ortak satışı ise 0
Aracılık türü değişkeni	DARS	Bakiyeyi yüklenim ise 1, en iyi gayret aracılığı ise 0

Kukla değişkenlerin diğer değişkenlerle etkileşimleri de dahil edildikten sonra çalışmanın panel veri modeli denklem 1’deki gibi kurulmuştur.

$$\begin{aligned}
 FKM_{it} = & \alpha_{it} + \beta_1 TUF E_{it} + \beta_2 LOGAKTIF_{it} + \beta_3 KALDO_{it} + \beta_4 KRGSYH_{it} \\
 & + \beta_5 GSUREND_{it} + \beta_6 YAS_{it} + \beta_7 DHAY_{it} + \beta_8 KALDOHAY_{it} \\
 & + \beta_9 DARS_{it} + \beta_{10} KALDOARS_{it} + \beta_{11} DIPO_{it} + \beta_{12} TUFEDIPO_{it} \quad (1) \\
 & + \beta_{13} LOGAKTIFDIPO_{it} + \beta_{14} KRGSYHDIPO_{it} \\
 & + \beta_{15} GSURENDDIPO_{it} + \beta_{16} KALDODIPO_{it}
 \end{aligned}$$

5. Bulgular

Çalışmanın tek değişkenli analizleri SPSS paket programında uygulanan Wilcoxon İşaretli Sıralar Testi ve Mann Whitney U Testi ile yapılmıştır. Panel veri ekonometrik analiz ise Stata paket programı uygulamaları kullanılarak yapılmıştır. Çalışmanın bulgularına aşağıda yer verilmiştir.

5.1. Tek Değişkenli Analiz Sonuçları

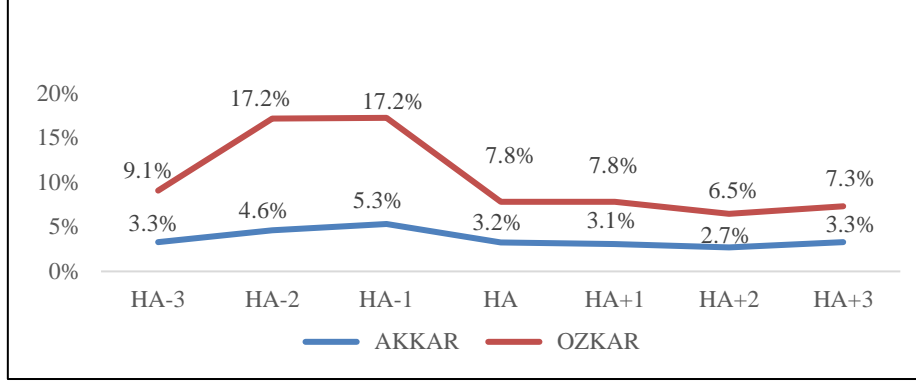
Halka arz şirketlerinin halka arzdan sonra AKKAR, OZKAR, FKM ve NETKM oranlarındaki medyan değişimini inceleyen Wilcoxon Testine Tablo 5’te yer verilmiştir.

Tablo 5. Halka Arz Sonrası Faaliyet Performansı Değişimi (Tüm Halka Arzlar)

Panel A: -3’e Göre Medyan Değişimi						
	N	Medyan-3	[-3:0]	[-3:+1]	[-3:+2]	[-3:+3]
AKKAR	74	0.033	0.001*	0.001	-0.005	0.001
OZKAR	74	0.091	-0.008	-0.015	-0.019	-0.015
FKM	72	0.061	0.024**	0.007	-0.004	-0.014
NETKM	72	0.022	0.029**	0.018	0.014	0.006
Panel B: -2’e Göre Medyan Değişimi						
	N	Medyan-2	[-2:0]	[-2:+1]	[-2:+2]	[-2:+3]
AKKAR	83	0.046	-0.014	-0.015*	-0.019**	-0.013*
OZKAR	83	0.172	-0.093***	-0.094***	-0.107***	-0.099***
FKM	83	0.082	0.006	-0.014	-0.024*	-0.031**
NETKM	83	0.040	0.001	-0.001	-0.009	-0.013
Panel C: -1’e Göre Medyan Değişimi						
	N	Medyan-1	[-1:0]	[-1:+1]	[-1:+2]	[-1:+3]
AKKAR	83	0.053	-0.021***	-0.023***	-0.026***	-0.020***
OZKAR	83	0.172	-0.094***	-0.094***	-0.108***	-0.099***
FKM	83	0.096	-0.007***	-0.027***	-0.037***	-0.044***
NETKM	83	0.058	-0.017	-0.019*	-0.028**	-0.031*

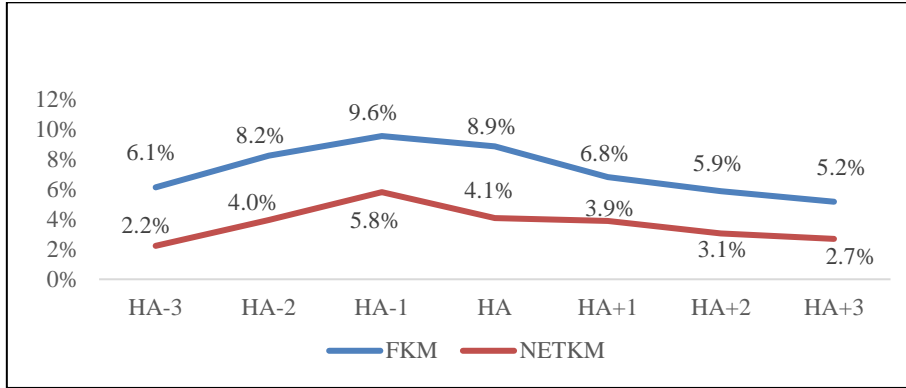
Not: Wilcoxon İşaretli Sıralar Testi sonuçları: ***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade eder. -3, -2, -1 sırasıyla halk arz öncesi 3., 2. ve 1. yılları; 0 halka arz yılını; +1, +2, +3 sırasıyla halka arzdan sonraki 1., 2. ve 3. yılları ifade eder. [] içindeki değerler iki dönem arasındaki karşılaştırmayı ifade eder.

Tablo 5'teki medyan deęişim analizi, halka arz şirketlerinin kârlılık rasyolarının medyan deęişimlerinin halka arzdan sonra HA-1 yılına göre anlamlı bir şekilde düřtüğünü göstermektedir. Performans ölçülerinden AKKAR ve OZKAR'ın seyri Şekil 1'de gösterilmiştir.



Şekil 1. Tüm Halka Arzlar AKKAR ve OZKAR Medyan Deęerleri

Grafikte şirketlerin halka arz yılına kadar özkaynak kârlılığı ve aktif kârlılıklarını arttırdıkları ve halka arzdan önceki yılda rasyoların zirve yaptığı, halka arz yılı ve sonraki 3 yılda ise rasyoların düřtüęü görülmektedir. Halka arz şirketlerinin FKM ve NETKM rasyolarının seyri ise Şekil 2'de gösterilmiştir.



Şekil 2. Tüm Halka Arzlar FKM ve NETKM Medyan Deęerleri

Yukarıdaki bulgular halka arz firmalarının faaliyet performanslarında halka arzdan bir önceki yıla göre düşüş yönünde anlamlı bir deęişim olduğunu göstermektedir. Bu sonuca göre araştırmanın H_1 hipotezi kabul edilmektedir.

Tablo 6, aracılık türüne göre halka arz şirketlerinin faaliyet performanslarını karşılařtıran Mann Whitney U Testi ile yapılan analiz sonuçları gösterilmektedir. Sonuçlar, en iyi gayret aracılığıyla ve bakiyeyi yüklenim yoluyla halka açılan şirketlerin halka arzdan önce ve halka arzdan sonra faaliyet performans ölçüleri arasındaki farklılığın anlamlı olmadığını göstermektedir. Bu doęrultuda araştırmanın H_2 hipotezi reddedilmektedir.

Tablo 6. Aracılık Türüne Göre Faaliyet Performansının Karşılaştırılması

Ölçü		HA-3	HA-2	HA-1	HA0	HA+1	HA+2	HA+3
AKKAR	Medyan _{EIG}	0.92%	3.39%	4.39%	2.34%	1.60%	2.69%	3.39%
	Medyan _{BY}	4.51%	5.91%	5.69%	3.80%	4.93%	2.99%	2.39%
	p	0.028	0.068	0.327	0.658	0.069	0.767	0.658
ÖZKAR	Medyan _{EIG}	2.28%	17.15%	14.16%	7.70%	6.37%	7.22%	9.72%
	Medyan _{BY}	11.93%	17.05%	18.33%	8.26%	10.46%	6.00%	6.32%
	p	0.089	0.920	0.993	0.967	0.228	0.902	0.371
NETKM	Medyan _{EIG}	0.85%	4.15%	5.00%	4.00%	2.80%	3.21%	6.06%
	Medyan _{BY}	2.67%	3.91%	6.06%	4.84%	4.36%	2.61%	2.21%
	p	0.057	0.665	0.597	0.848	0.243	0.884	0.753
FKM	Medyan _{EIG}	4.59%	9.70%	10.04%	7.94%	6.88%	5.29%	7.17%
	Medyan _{BY}	6.49%	7.83%	9.33%	9.00%	6.80%	5.88%	4.73%
	p	0.162	0.777	0.76	0.913	0.417	0.401	0.324
	N _{EIG}	34	39	39	39	39	39	39
	N _{BY}	40	44	44	44	44	44	44

Not: EIG En İyi Gayret aracılığını, BY Bakiyeyi Yüklenim aracılığını ifade etmektedir. p değerleri Mann Whitney U Testinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Halka arz şirketlerinin halka arz yöntemine göre faaliyet performanslarının karşılaştırıldığı Man Whitney U Testi sonuçları Tablo 7’de gösterilmiştir. Tablo 7’deki sonuçlara göre, ortak satışı ile halka arz edilen firmaların kârlılık rasyoları sermaye artışı veya karma yöntemle halka açılan şirketlere göre halka arz öncesinde ve sonrasında daha iyidir. Bu farklılık AKKAR ve ÖZKAR ölçülerinde neredeyse tüm dönemler için anlamlıdır. Bu sonuçlara göre, AKKAR ve ÖZKAR performans ölçüsü için çalışmanın H₃ hipotezi kabul edilmektedir.

Tablo 7. Halka Arz Yöntemine Göre Faaliyet Performansının Karşılaştırılması

Ölçü		HA-3	HA-2	HA-1	HA0	HA+1	HA+2	HA+3
AKKAR	Medyan _{OS}	4.56%	8.80%	8.95%	8.85%	8.25%	7.11%	6.60%
	Medyan _{SA}	2.69%	3.94%	4.23%	2.52%	2.23%	2.36%	2.76%
	p	0.071	0.029	0.007	0.009	0.005	0.044	0.164
ÖZKAR	Medyan _{OS}	20.62%	28.68%	34.48%	30.94%	22.01%	24.60%	18.87%
	Medyan _{SA}	7.43%	16.98%	13.31%	6.52%	5.73%	3.16%	5.23%
	p	0.076	0.147	0.007	0.000	0.000	0.01	0.114
NETKM	Medyan _{OS}	5.93%	10.77%	9.83%	5.13%	4.80%	3.71%	4.90%
	Medyan _{SA}	1.94%	3.95%	5.00%	3.67%	3.40%	2.63%	2.35%
	p	0.062	0.058	0.027	0.097	0.13	0.249	0.345
FKM	Medyan _{OS}	7.37%	16.26%	10.33%	10.69%	11.80%	12.04%	6.80%
	Medyan _{SA}	5.67%	7.67%	9.04%	7.94%	6.78%	5.52%	5.17%
	p	0.359	0.076	0.303	0.249	0.158	0.158	0.569
	N _{OS}	12	12	12	12	12	12	12
	N _{SA}	62	71	71	71	71	71	71

Not: OS Ortak Satış yöntemini; SA Sermaye Artışı veya Karma yöntemi ifade etmektedir. p değerleri Mann Whitney U Testinin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

5.2. Çok Değişkenli Analiz Sonuçları

Panel veri modeli çalıştırılmadan önce gerekli öncül testler yapılmıştır. Yatay-kesit bağımlılığına yönelik yapılan Pesaran (2021) testinin sonuçları Tablo 8’de yer almaktadır. Sonuçlara göre, rassal etkili ve sabit etkili modeller için yatay kesit bağımlılığı olmadığı

yönündeki yokluk hipotezi reddedilmektedir. Bu duruma göre, yatay-kesit bağımlılığı olduğu için ikinci nesil panel birim kök testlerinden Pesaran CADF birim-kök testi uygulanmıştır.

Tablo 8. Yatay-Kesit Bağımlılığı Testi

Pesaran (2021) CD Testi

Rassal Etkili Modeli	13.371*** (0.0000)
Sabit Etkili Modeli	9.377*** (0.0000)

Not: *** %1 düzeyinde katsayıların anlamlılığını gösterir.

Çalışmada kullanılan tüm değişkenlerinin düzey formları sabitli olarak birim kök testine tabi tutulmuştur. Tablo 9, Pesaran CADF panel birim-kök testinin sonuçlarını göstermektedir. Buna göre “H₀: Birim-kök vardır” yokluk hipotezi reddedilmektedir. Değişkenler düzey formda sabitlide durağandır.

Tablo 9. Pesaran CADF Panel Birim-Kök Testi

Değişkenler	t-İstatistiği	Katsayı (p değeri)
Düzye		
FKM	-2.225	-3.415*** (0.000)
TUFE	-3.198	-9.607*** (0.000)
KRGSYH	-2.498	-5.149*** (0.000)
GSUREND	-2.791	-7.013*** (0.000)
LOGAKTIF	-2.237	-3.488*** (0.000)
KALDO	-2.048	-2.279** (0.011)

Not: ***, ** sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde katsayıların anlamlılığını ifade eder.

Çalışmada, bir bağımsız değişkenin hata terimi ile korelasyonlu olması durumunu belirlemek amacıyla modelde dışsallık olup olmadığı araştırılmıştır. Modelde bağımsız değişkenler ayrı ayrı dışarıda bırakılarak elde edilen hata terimleri tekrar ilgili bağımsız değişken ile regresyona sokularak birlikte dışsallık testi yapılmıştır. Bu test uygulanırken bağımsız değişkenlerin hata terimleri ile ilişkisi grafik analizi üzerinden yapılmıştır (Ek.1). Grafik inceleme sonucunda bağımsız değişkenlerin hata terimleriyle korelasyonlu olmadığına ve buna göre modelde dışsallık sorunu olmadığına karar verilmiştir. Birim etki ile bağımsız değişkenler arasında korelasyonun olmaması halinde sabit etkiler ve rassal etkiler tahmincilerinin her ikisi de tutarlı olmasına rağmen sabit etkilerin neden olduğu bilgi kaybı nedeniyle rassal etkiler tahmincisi etkindir (Yerdelen Tatoğlu, 2021). Buna göre bu çalışmada panel veri analizinde rassal etkili Genelleştirilmiş En Küçük Kareler tahmincisi (GEKK) çalıştırılmıştır.

Rassal etkili panel modelin GEKK tahminleri Tablo 10’da gösterilmiştir. Bu sonuçlara göre, halka arz olayını temsil eden DIPO’nun FKM üzerindeki etkisi negatif ve anlamlıdır. Bu durum halka arz yılı ve sonrasında şirketlerin faaliyet performanslarının düştüğünü ifade etmekte olup, araştırmanın bu yönde oluşturulan H₅ hipotezi kabul edilmektedir.

Şirkete özgü değişkenlerden KALDO’nun FKM üzerindeki etkisi negatif ve anlamlıdır. Ancak halka arz değişkeni ile etkileşimi ifade eden KALDODIPO ise anlamsızdır. Bu durum kaldıraç oranının halka arzdan sonra şirketlerin faaliyet performansını etkilemediğini göstermektedir. Şirket büyüklüğünü temsil eden LOGAKTIF değişkeni ise halka arzdan önce ve halka arzdan sonra faaliyet performansını olumlu etkilemektedir. LOGAKTIFDIPO değişkeni

pozitif ve anlamlıdır, halka arz sonrası şirketlerin aktif büyüklüğündeki bir birimlik artış faaliyet performansına 2.1% oranında pozitif etki etmektedir. Şirketlerin ömrünü temsil eden YAS değişkeninin katsayısı anlamlı değildir. Şirketlerin yaşının faaliyet performansları üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Bu bulgular doğrultusunda, şirkete özgü değişkenlerden şirket büyüklüğünü temsil eden LOGAKTIF halka arz öncesi ve sonrası faaliyet performansı üzerinden anlamlı etkiye sahiptir. Bu sonuca göre araştırmanın H₄ hipotezi LOGAKTIF için kabul edilirken, KALDO ve YAS değişkenleri için reddedilmektedir.

Tablo 10. Panel Veri Model Tahmini (GEKK, Bağımlı Değişken: FKM)

FKM	Katsayı
Sabit	-0.103
TUFE	0.001**
LOGAKTIF	0.020**
KALDO	-0.447***
KRGSYH	-0.181
GSUREND	-0.106
YAS	-0.002
DIPO	-0.438***
KALDODIPO	0.033
TUFEDIPO	-0.001**
LOGAKTIFDIPO	0.021***
KRGSYHDIPO	0.286
GSURENDDIPO	0.110
DARS	-0.028
KALDODARS	0.063
DHAY	-0.152**
KALDODHAY	0.276**
R ² tüm	0.249
N/gözlem	74/518

Not: ***, ** sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde katsayıların anlamlılığını ifade eder.

Makroekonomik değişkenlerden TUFE'nin faaliyet performansı üzerindeki etkisi halka arz öncesi ve sonrası anlamlıdır. Halka arz öncesinde faaliyet performansını çok düşük seviyede pozitif etkileyen fiyatlar genel düzeyindeki artış halka arzdan sonra çok düşük seviyede faaliyet performansını negatif etkilemektedir. Kredi değişkeni KRGSYH ve büyüme değişkeni GSUREND'deki değişimlerin gerek halka arzdan önce ve gerekse halka arzdan sonra faaliyet performansına anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Bu sonuçlara göre araştırmanın H₆ hipotezi TUFE için kabul edilirken KRGSYH ve GSUREND için reddedilmektedir.

Halka arzdan sonra kaldıraç oranı (KALDODHAY) değişkeni, sermaye artışı veya karma yöntemle halka arz edilen şirketlerin kaldıraç oranının bu şirketlerin halka arz sonrası faaliyet performansını olumlu etkilediğini göstermektedir. KALDODARS değişkeni ise halka arz aracılık türünün arz sonrası faaliyet performansı üzerinde etkisi olmadığını göstermektedir. Bu sonuçlara göre araştırmanın H₇ hipotezi kabul edilirken, H₈ hipotezi reddedilmektedir.

6. Sonuç

Bu çalışmanın ilk bölümünde 2005-2019 yıllarında halka açılan 83 Borsa İstanbul firmasının halka arz sonrası faaliyet performansı incelenmiştir. Bulgular, halka arzdan sonra

řirketlerin performans ölçüsü olarak belirlenen aktif kârlılık, özkaynak kârlılığı, faaliyet kâr marjı ve net kâr marjı rasyolarında düşüş olduğu yönündedir. Şirketlerin kârlılıklarının halka arzdan sonra düşmesi bu şirketlerin kârlarındaki büyümenin aktiflerinde, özkaynaklarında ve satışlarında sağladıkları büyümenin gerisinde kaldığını göstermektedir. Bulgular literatürdeki diğer çalışmaların bulguları ile benzerdir (Arık ve Mutlu, 2015; Michala, 2019; Avcı, 2021; Long vd., 2021). Bu durum halka arz gelirinin etkin kullanılmadığına, doğrudan borç ödemede kullanıldığına veya kazanç yönetimi uygulamalarına işaret etmektedir.

Halka arz aracılık türü bakımından incelendiğinde; en iyi gayret yöntemiyle halka açılan şirketlerin bakiyeyi yüklenim yoluyla halka açılan şirketlere göre daha riskli olabileceği beklenmektedir. Çalışmada, bu yöntemlerle halka açılan şirketlerin faaliyet performansları arasında anlamlı bir farklılık bulunmamıştır.

Halka arz yöntemleri açısından faaliyet performansı incelendiğinde ise ortak satışıyla halka arz edilen şirketlerin, beklenenin aksine, sermaye artışı yapan şirketlere göre daha yüksek bir kârlılıkla faaliyet gösterdikleri görülmektedir. Bu durum ortak satışı yapan şirketlerin büyüklüğü, kurumsal yapısı, ortaklık yapısında daha kurumsal ortakların bulunması ve bunların faaliyet performansına olumlu yansımalarıyla yorumlanabilir. Diğer yandan sermaye artışı yoluyla halka açılan şirketlerin sermaye ihtiyacının olması, yüksek kaldırıca sahip olmaları, halka arz gelirini borç ödemede kullanması gibi faktörler de bu şirketlerin faaliyet performanslarının düşmesine neden olmaktadır.

Çalışmanın ikinci bölümünde şirketlerin faaliyet performansına etki eden faktörler panel veri yöntemiyle analiz edilmiştir. Ana örnekleme oluşturan 9 şirketin HA-3 yılına ait finansal verilerinin temin edilmemesi nedeniyle panel veri analizi 74 firma verisi üzerinden yapılmıştır. Değişkenlerin halka arz öncesi ve halka arz sonrası faaliyet performansı üzerindeki etkisini karşılaştırabilmek amacıyla panel veri modeline dahil edilen DIPO, beklendiği gibi, halka arz sonrası faaliyet performansına negatif yönde etki etmektedir. Bu sonuç çalışmanın birinci bölümünde yapılan istatistiki analiz bulgularıyla tutarlıdır.

Firmaya özgü değişkenlerden, LOGAKTIF değişkeninin halka arz öncesinde ve sonrasında firmaların faaliyet kârlılığı üzerinde pozitif etkisi olduğu yönündedir. Fan'ın (2019) bulgularıyla aynı yönde olan bu sonuç büyük şirketlerin finansal yapısındaki değişikliği faaliyet performansına hemen yansıtılabildiklerini göstermektedir. Diğer tarafta, Küçükçaylı'nın (2013) Borsa İstanbul firmaları için yaptığı çalışmanın sonuçları aktif büyüklük ile performans arasında anlamlı bir ilişki bulunmadığı yönündedir. Firmaya özgü diğer değişkenlerden KALDO, halka arz öncesinde faaliyet performansı üzerinde negatif anlamlı bir etkiye sahipken halka arz sonrası bu etki pozitif olmasına rağmen istatistiki olarak anlamsızdır. Bu bulgu genel halka arz literatürü ile tutarlıdır. Öte yandan, Küçükçaylı (2013) bu ilişkinin pozitif olduğu yönünde bulgulara ulaşmıştır. Çalışmanın bir diğer bulgusu da firma yaşının (YAS) faaliyet performansı üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmadığı yönünde olup bu sonuç halka arz literatürü (Pereira ve Sousa, 2017) ile uyumludur.

Faaliyet performansını etkileyen makroekonomik değişkenler açısından bakıldığında, TUFH halka arz öncesinde faaliyet performansı üzerinde sınırlı da olsa pozitif bir etkiye sahiptir. Halka arzdan sonra ise fiyatlar genel düzeyinin performans üzerindeki etkisi negatife dönmektedir. Bu durum enflasyonun satışlar ve maliyetler üzerindeki etkisi veya halka arzdan kaynaklanan ilave işletme maliyetlerinin bir sonucu olabilir. Çalışmada kullanılan diğer

makroekonomik değişkenlerden KRGSYH ile ekonomik büyüme değişkeni olarak kullanılan GSUREND firmaların halka arz faaliyet performansı üzerinde anlamlı bir etkiye sahip değildir.

Çalışmanın DARS değişkenine yönelik bulguları, aracılık şekli ile faaliyet performansı arasında anlamlı bir ilişki olmadığını göstermektedir. Diğer yandan, halka arz yöntemi ile ilgili bulgular ise DHAY ile faaliyet performansı arasında negatif anlamlı bir ilişki olduğunu ve KALDODHAY üzerinden faaliyet performansını olumlu etkilediğini göstermektedir. Bu durum sermaye artışı ile halka açılan firmaların faaliyet performanslarının düştüğünü, halka arz sonrasında ise bu firmaların kaldıraç oranlarının faaliyet performanslarını olumlu etkilediğini ifade etmektedir.

Halka arz faaliyet performansı hisse senedi piyasası katılımcıları için farklı öneme sahiptir. Hisse senedi yatırımcıları açısından bakıldığında; faaliyet performansı yatırım yapmak isteyen yatırımcılar için doğru şirketin seçiminde fiyat performansından daha önemlidir. Firmalar açısından bakıldığında; doğru finansal yönetim tekniklerini kullanan firmaların finansal yapısı uzun orta ve uzun vadede sağlamlaşırken hisse senedi yatırımcıları için tercih edilir olacaktırlar. Düzenleyici otorite açısından bakıldığında ise; düzenleyici otoritenin halka arz firmalarının belirlenmesi ve doğru değerlendirme ile halka arz edilmesi konusunda orta ve uzun vadede yatırımcıların menfaatlerini koruma konusunda gerekli tedbirleri alması önem kazanmaktadır. Düzenleyici otorite sermayeyi tabana yaymak, bireysel yatırımcıların sermaye piyasalarına ilgisini arttırmak adına halka arzları teşvik ettiği dönemler olmuştur. Araştırma dönemimizde, özellikle halka arzın teşvik edildiği 2008-2013 yıllarında, halka açılan ve örneklemimiz dışında bulunan şirketlerden 19'unun finansal sıkıntıya düştüğü ve borsa kotundan çıkarıldığı görülmektedir. Bu durum yatırımcıların zarara uğramasına neden olduğu gibi düzenleyici otoritenin de itibar kaybetmesine neden olmaktadır.

Bu çalışmada muhasebe temelli performans ölçüleri üzerinden halka arz firmalarının faaliyet performansı incelenmiştir. Firmaların nakit akış tabloları üzerinden geliştirilecek performans analizlerinin uygulanmasıyla halka arz literatürünün zenginleşeceği düşünülmektedir. Bunun yanı sıra, Türkiye'deki halka açılan firmalarının sayısının artmasıyla birlikte örneklemin genişlemesine bağlı olarak daha kapsamlı panel veri analizi ve yatay kesit analizi yapılabilir. Ayrıca, heterojenliğin sağlandığı panel veri modellerinde birimler (firmalar) bazında da farklı faktörlerin performans üzerindeki etkisi ilerideki çalışmalar için araştırma konusu olabilir.

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.

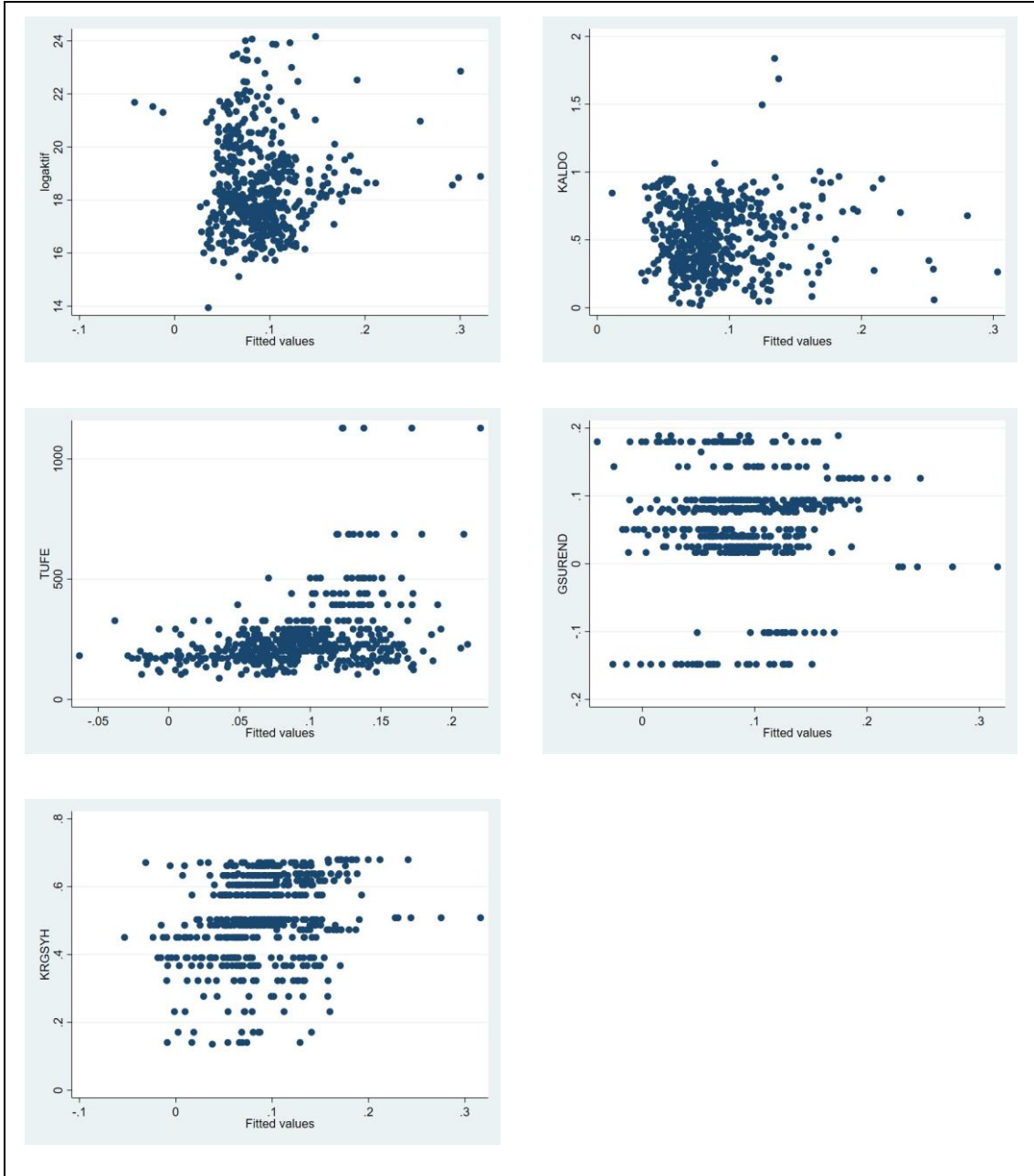
Kaynakça

- Ali, H.A.A. (2017). Behavioral timing, valuation and postissue performance of UK initial public offerings. *Journal of Behavioral Finance*, 18(2), 152-166. <https://doi.org/10.1080/15427560.2017.1308938>
- Amor, S.B. and Kooli, M. (2017). Intended use of proceeds and post-IPO performance. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 65, 168-181. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2016.09.001>
- Arik, E. and Mutlu, E. (2015). Post-initial public offering operating performance and its determinants: Initial public offering characteristics and corporate governance practices. *Emerging Markets Finance and Trade*, 51(2), 62-83. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2014.998943>
- Avci, S.B. (2021). Long-run price and operating performance of initial public offerings in Borsa İstanbul. *Business and Economics Research Journal*, 12(2), 339-358. doi:10.20409/berj.2021.325
- Bağcı, H. ve Sarıay, İ. (2021). Halka açık piyasa değeri ve piyasa değerinin işletme performansındaki rolü: BIST Halka Arz Endeksi'nde bir uygulama. *Finansal Arařtırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 13(24), 36-54. <https://doi.org/10.14784/marufacd.880613>
- Başpınar, A. (2005). Türkiye'de ve dünyada denetim standartlarının oluşumuna genel bir bakış. *Maliye Dergisi*, 148, 35-62. Eriřim adresi: <https://www.hmb.gov.tr/>
- Bonaventura, M., Bonini, S., Capizzi, V. and Giudici, G. (2018). Does post-IPO M&A activity affect firms' profitability and survival? *Journal of Financial Management, Markets and Institutions*. 6(1), 1850005. <https://doi.org/10.1142/S2591768418500058>
- Borsa İstanbul. (2023). *Halka arz ve Borsa İstanbul'da işlem görme* [Veri seti]. Eriřim adresi: https://www.borsaistanbul.com/data/kilavuzlar/Halka_arz_ve_borsada_islem_gorme.pdf
- Canikli, S. (2017). *Earnings management practices in initial public offering process: Evidence from Borsa İstanbul* (Yayımlanmamış doktora tezi). Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Celikyurt, U., Sevilir, M. and Shivdasani, A. (2010). Going public to acquire? The acquisition motive in IPOs. *Journal of Financial Economics*, 96(3), 345-363. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.03.003>
- Chemmanur, T.J., Gupta, M., Simonyan, K. and Tehranian, H. (2021). The relationship between venture capital backing and the top management team quality of firms going public and implications for initial public offerings. *Journal of Business Venturing*, 36(6), 106148. <https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2021.106148>
- Chen, H.K. and Liang, W. (2016). Do venture capitalists improve the operating performance of IPOs? *International Review of Economics & Finance*, 44, 291-304. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2015.12.009>
- Coakley, J., Hadass, L. and Wood, A. (2007). Post-IPO operating performance: Venture capital and the bubble years. *Journal of Business Finance and Accounting*, 34, 1423-1446. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2007.02055.x>
- Croci, E., Rigamonti, S. and Signori, A. (2022). Performance, investment, and financing patterns of family firms after going public. *Corporate Governance: An International Review*, 30(6), 686-712. <https://doi.org/10.1111/corg.12446>
- Çakır, N. (2018). *Aracı kuruluş etkisinin halka arz performansına etkisi* (Yayımlanmamış doktora tezi). Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kocaeli.
- Falconieri, S., Filatotchev, I. and Tastan, M. (2019). Size and diversity in VC syndicates and their impact on IPO performance. *The European Journal of Finance*, 25(11), 1032-1053. <https://doi.org/10.1080/1351847X.2018.1560345>
- Fan, P. (2019). Debt retirement at IPO and firm growth. *Journal of Economics and Business*, 101, 1-16. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2018.08.004>
- Gao, Q., Long, H. and Zhao, J. (2021). Are initial public offerings significant to firm performance in an emerging stock market? Evidence from China. *South African Journal of Business Management*, 52(1), a2517. <https://doi.org/10.4102/sajbm.v52i1.2517>

- Gogineni, S. and Upadhyay, A. (2023). Venture capital and private equity investors, governance, and success of IPOs: Evidence from India. *Journal of Financial Research*, 46(2), 437–468. <https://doi.org/10.1111/jfir.12319>
- Gülcemal, T. (2016). *Hisse senetleri ilk defa halka arz edilen firmalarda entelektüel sermayenin firma performansına etkisi* (Yayımlanmamış doktora tezi). Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kayseri.
- Güleç, Ö. F., Temiz, H. and Karacaer, S. (2016). Earnings management around initial public offerings: Borsa İstanbul application. *Journal of Business Research Turk*, 8(4), 253-265. Retrieved from <http://www.isarder.org/>
- Güriş, S. ve Pala, A. (2016). Hisse senedi getirisi ve firma karakteristikleri arasındaki ilişkinin borsa İstanbul üzerinde test edilmesi: Panel veri modeli uygulaması. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 8(15), 413-421. <https://doi.org/10.14784/marufacd.266453>
- Jain, B. and Kini, O. (1994). The post-issue operating performance of IPO firms. *The Journal of Finance* 49(5), 1699-1726. <https://doi.org/10.2307/2329268>
- Jain, B.A., Li, J. and Shao, Y. (2013). Governance, product market competition and cash management in IPO firms. *Journal of Banking & Finance* 37(6), 2052–68. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.01.032>
- 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)
- Kim, K.A., Kitsabunnarat, P. and Nofsinger, J.R. (2004). Ownership and operating performance in an emerging market: Evidence from Thai IPO firms. *Journal of Corporate Finance* 10(3), 355–381. [https://doi.org/10.1016/S0929-1199\(02\)00019-6](https://doi.org/10.1016/S0929-1199(02)00019-6)
- Koçdemir, B. ve Küçükçolak, R.A. (2021). Hisseleri BIST gelişen işletmeler piyasasında (XPGIP) işlem gören şirketlerin finansal performanslarının analizi: Halka arz öncesi ve sonrası bir karşılaştırma. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(1), 125-141. <https://doi.org/10.47147/ksuiibf.831392>
- Krishnan, C.N.V. and He, Y. (2021). *IPO performance: A cross-country comparison of the effect of regulations* (SSRN Working Paper No. 3833813). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3833813
- Kurtaran, A. and Er, B. (2008). The post-issue operating performance of IPOs in an emerging market: Evidence from Istanbul Stock Exchange. *Investment Management and Financial Innovations*, 5(4), 50-62. Retrieved from <https://www.businessperspectives.org/>
- Küçükçaylı, F. (2013). *Halka arzın firma mali performansı üzerine etkisi: Türkiye örneği* (Yayımlanmamış doktora tezi). Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Isparta.
- Lefebvre, V. (2023). The growth process of IPO firms. *Journal of Business Venturing Insights*, 19, e00377. <https://doi.org/10.1016/j.jbvi.2023.e00377>
- Lobato, F.M., Martín, C.J.G. and Viñas, J.E.F. (2020). Ownership and operating performance of Spanish family IPO firms, In C. Camisón, and T. González (Eds.), *Competitiveness, organizational management, and governance in family firms* (pp. 210-233). Pennsylvania: IGI Global. <http://dx.doi.org/10.4018/978-1-7998-1655-3.ch009>
- Long, H., Lin, X. and Chen, Y. (2021). Why the operating performance of post-IPO firms decreases: Evidence from China. *Journal of Risk and Financial Management* 14(9), 424. <https://doi.org/10.3390/jrfm14090424>
- Loughran, T. and Ritter, J.R. (1995). The new issues puzzle. *The Journal of Finance*, 50(1), 23-51. <https://doi.org/10.2307/2329238>
- McConnell, J.J. and Servaes, H. (1990). Additional evidence on equity ownership and corporate value. *Journal of Financial Economics*, 27(2), 595–612. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(90\)90069-C](https://doi.org/10.1016/0304-405X(90)90069-C)

- Mhagama, F.L. and Topak, M.S. (2019). The relationship between initial public offering and firm performance: A research on Borsa Istanbul (BIST). *İstanbul Geliřim Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6, 82-93. <https://doi.org/10.17336/igusbd.616838>
- Michala, D. (2019). Are private equity backed initial public offerings any different? Timing, information asymmetry and post-IPO survival. *Journal of Corporate Finance*, 59, 31-47. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2016.10.005>
- Michel, A., Oded, J. and Shaked, I. (2020). Institutional investors and firm performance: Evidence from IPOs. *The North American Journal of Economics and Finance*, 51, 101099. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.101099>
- Mikkelson, W.H., Partch, M.M. and Shah, K. (1997). Ownership and operating performance of companies that go public. *Journal of Financial Economics*, 44(3), 281-307. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(97\)00006-8](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(97)00006-8)
- Myers, S.C. and Majluf, N.S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187-221. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90023-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90023-0)
- Ozen, E. (2016). Behaviors of companies after initial public offering the case of Turkey. *Eurasian Journal of Economics and Finance*, 4(4), 20-28. <http://dx.doi.org/10.15604/ejef.2016.04.04.003>
- Pereira, T.P. and Sousa, M. (2017). Is there still a Berlin Wall in the post-issue operating performance of European IPOs? *International Journal of Finance & Economics*, 22(2), 139-158. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1573>
- Pesaran, M. H. (2021). General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. *Empirical Economics*, 60(1), 13-50. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>
- Premti, A. and Madura, J. (2013). Motives and consequences of IPOs in cold periods. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 53(4), 486-496. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2013.06.001>
- Prisilla, G. and Bimo, I.D. (2022). The impact of internal and external growth strategy on firm performance post-IPO. *Jurnal Akuntansi*, 16(1), 121-140. <https://doi.org/10.25170/jak.v16i1.3272>
- Short, H. and Keasey, K. (1999). Managerial ownership and the performance of firms: Evidence from the UK. *Journal of Corporate Finance*, 5(1), 79-101. [https://doi.org/10.1016/S0929-1199\(98\)00016-9](https://doi.org/10.1016/S0929-1199(98)00016-9)
- Teoh, S.H., Welch, I. and Wong, T.J. (1998). Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics*, 50(1), 63-99. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(98\)00032-4](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(98)00032-4)
- Wang, C. (2005). Ownership and operating performance of Chinese IPOs. *Journal of Banking & Finance*, 29(7), 1835-1856. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004.07.003>
- Yerdelen Tatođlu, F. (2021). *Panel veri ekonometrisi* (6. bs.). İstanbul: Beta Yayıncılık.

Ek.1 Bağımsız Değişkenlerin Hata Terimleri ile İlişkisi



THE POST-INITIAL PUBLIC OFFERING (IPO) OPERATING PERFORMANCE: FURTHER EVIDENCE FROM BORSA ISTANBUL IPOs

EXTENDED SUMMARY

Purpose

This study investigates the operating performance of 83 firms that went public on Borsa Istanbul from 2005 to 2019 after their IPOs. The research compares the performance of firms based on the underwriting type and method of IPO. Additionally, the study utilizes panel data analysis to investigate the changes in IPO firms' operating performance and the impact of various factors, including firm-specific, macroeconomic, and market-related variables, on post-IPO performance. The study aims to contribute to the literature by investigating the factors affecting the operating performance of IPO firms and, comparing performance according to IPO method and underwriting type.

Literature Review

The studies related to IPO firms' operating performance in Turkey generally show a decrease in firm performance after IPOs and also examine the factors that affect this performance change. Research in this area has shown that the post-IPO operating performance of Turkish firms decreased (Kurtaran and Er, 2008; K u uk aylı, 2013; Arık and Mutlu, 2015; Avcı, 2021). Studies have also examined the factors influencing operating performance change (Kurtaran and Er, 2008). The studies highlight that going public is a critical factor in the value-creation process of firms and the importance of performance analysis.

Methodology

The study employed univariate analysis using the Wilcoxon Signed Ranks Test and Mann Whitney U Test to examine the changes in performance indicators such as operating profit margin, return on assets, return on equity, and net profit margin of post-IPO firms. For the multivariate analysis, panel data econometric analysis was conducted. In panel data factor analysis, operating profit margin was determined as the most significant variable representing operating performance measures. The panel data analysis examines how the operating profit performance is affected by macroeconomic variables, including inflation, industrial production index, and credit variables, and firm-specific variables, such as age, leverage, and asset size. Moreover, an IPO dummy variable is included in the model to see the impact of the IPO on operating performance.

Findings

The results of the Mann-Whitney U Test indicate that the operating performance of firms based on the IPO method significantly differs from each other. Additionally, the findings from the Wilcoxon Signed Ranks Test show that there is a significant decrease in the operating performance of IPO firms compared to the year before the IPO. However, when comparing the

operating performance based on underwriting type, no significant difference is observed. Furthermore, the study highlights that firms conducting capital increases type of IPO experience lower profitability compared to those conducting share sales type of IPO.

Panel data analysis reveals that the operating performance is negatively and significantly influenced by the leverage ratio, while the IPO dummy variable has a significant negative effect on operating performance. Both before and after going public, the operating performance is positively affected by the firm size. The firm age has no significant impact on the operating performance. The study infers from these results that the only firm-specific variable that significantly affects the operating performance before and after going public is the firm size. Among the macroeconomic variables, the consumer price index significantly affects operating performance before and after going public. The credit variable and the growth variable do not have a significant effect on the operating performance. The results also show that the leverage ratio of firms that use capital increase or mixed IPO methods has a positive effect on their operating performance after going public. Moreover, the findings show that the type of IPO underwriting does not affect operating performance after going public.

Result

The study is expected to contribute to the literature in terms of comparing the operating performances of public offering companies according to the IPO method and underwriting type. Additionally, it differs from studies in the literature by investigating the impact of macroeconomic variables on operating performance.

Post-IPO operating performance of companies has different political implications for stock market participants. From the perspective of stock investors, operating performance is more important than price performance for investors who want to make safe investments. From the perspective of companies, the financial structure of companies that use correct financial management techniques will be strengthened in the medium and long term and will be preferred by stock investors. From a regulatory authority perspective; it becomes important for the regulatory authority to take the necessary measures to protect the interests of investors in the medium and long term by identifying IPO firms and offering them to the public with correct valuation.

EMTİA PİYASALARININ BİRLİKTE HAREKETLERİNİN VERİ MADENCİLİĞİ İLE İNCELENMESİ

An Investigation of Co-movements of Commodity Markets by Data Mining

Binali Selman EREN* 

Öz

Emtialar, yatırımları çeşitlendirmek ve enflasyona karşı korunmak için alternatif bir yol olarak görülmüştür. Bu nedenle yatırımcıların bir piyasanın düşüşü veya yükselişi sonrasında diğer piyasaların veya finansal varlıkların hangi yöne doğru hareket edeceğini öngörmesi, hızlı ve etkili kararlar almasında kritik öneme sahiptir. Bu çalışmada, emtia piyasalarının birlikte hareketi veri madenciliğinde yer alan birliktelik kuralı ile analiz edilmiştir. Bu doğrultuda çalışmada 20 adet emtianın 01.01.2010-01.08.2023 tarihleri arasındaki 3216 işlem günündeki birlikte hareketleri analiz edilmiştir. Çalışmada birliktelik kuralı analizleri, Apriori ve FP-Growth algoritmaları kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Hem Apriori hem de FP-Growth algoritmaları ile üretilen birliktelik kurallarının tümünde Brent petrolün diğer emtialara eşlik ettiği gözlemlenmiştir. Bu sonuç, Brent petrol fiyatlarının yukarı veya aşağı yönde hareketinin, Brent petrol fiyatlarını yakından takip eden yatırımcılara, karar vericilere ve politika yapıcılara, diğer emtiaların hareketi ile ilgili yol gösterici olabileceğini göstermektedir. Petrolün ekonomik sistemi etkileyen stratejik bir enerji kaynağı olduğu gerçeği göz önüne alındığında, bu sonucun şaşırtıcı olmadığı ifade edilebilir.

Anahtar Kelimeler:

Emtia,
Emtia Piyasaları,
Veri Madenciliği,
Birliktelik Kuralı

JEL Kodları:

Q02, G15, C80

Keywords:

Commodity,
Commodity Markets,
Data mining,
Association Rule

JEL Codes:

Q02, G15, C80

Abstract

Commodities have been seen as an alternative way to diversify investments and protect against inflation. As a result, it is critically important for investors to predict the direction in which other stock exchanges or financial assets will move after a stock market's rise or fall in order to make quick and effective decisions. In this study, the co-movement of commodity markets are analyzed with the association rule in data mining. In this direction, the movements of 20 commodities in 3216 trading days between 01.01.2010 and 01.08.2023 are analyzed in the study. Association rule analyses in the study are conducted using the Apriori and FP-Growth algorithms. It is observed that Brent crude oil accompanied other commodities in all association rules generated by both the Apriori and FP-Growth algorithms. This result suggests that the upward or downward movement of Brent oil prices may provide guidance to investors, decision makers and policymakers who closely follow Brent oil prices regarding the movement of other commodities. Considering the fact that oil is a strategic energy source that affects the economic system, this result is not surprising.

*Dr. Öğr. Üyesi, Bitlis Eren Üniversitesi, Tatvan MYO, Türkiye, binaliselmaneren@gmail.com

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 02.01.2024 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 25.03.2024

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



1. Giriş

Emtia piyasaları, paranın icadından önceki zamanlara kadar uzanan ve insanların mal alışverişlerinde kullandığı temel piyasalardan biridir. Günümüzde ise emtia piyasaları, modern ekonomide çok önemli rol oynayan olgun ve son derece gelişmiş piyasalardır. Emtialar küresel ekonomide kilit bir rol oynamakta ve dünyanın dört bir yanındaki ulusları birbirine bağlamaktadır (Kirikkaleli ve Güngör, 2021). Küresel ekonomide ve finans dünyasında merkezi bir role sahip olan emtialar hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ekonomilerin endüstriyel süreçleri için de vazgeçilmez varlıklardır. Dolayısıyla emtialar ekonomik büyüme ve kalkınmaya büyük katkı sağlamaktadırlar. Özellikle ham petrol, çeşitli emtia piyasalarını etkilediği için en stratejik emtia olarak kabul edilmektedir. Ayrıca ham petrol vadeli işlemleri ve diğer fosil enerji piyasaları 1970’lerde popülerlik kazanarak emtiaları yalnızca endüstriyel girdiler ve ticari varlıklardan finansal araçlara dönüştürmüştür. Bunun yanı sıra altın gibi değerli metallerin siyasi ve ekonomik istikrarsızlık dönemlerinde güvenli liman olarak görülmesi ve platin, gümüş ve paladyumun da endüstriyel üretimde önemli bir girdi olması, finansal piyasalarda yatırımcılar tarafından giderek daha fazla ilgi görmesine neden olmuştur. Benzer şekilde tarımsal emtialar (buğday gibi) da devam eden Rusya-Ukrayna savaşı ve iklim değişikliği gibi olumsuz koşullarından etkilendiğinden yatırımcılar tarafından yakından takip edilmektedir. Örneğin, buğdayın birim fiyatı Ocak 2000’de 107 dolardan işlem görmeye başlamış ve Aralık 2011’de maksimum 306 dolara ulaşmıştır. Brent petrol fiyatları da benzer bir davranış sergileyerek Ocak 2000’de varil başına 23.95 dolardan işlem görmüş ve Aralık 2011’de varil başına 108.09 dolara ulaşmıştır. Bu gelişmelerle birlikte emtia piyasalarına yapılan yatırımların miktarında yaşanan muazzam artış, emtia piyasalarının finansallaşmasını hızlandırmıştır (Cheng ve Xiong, 2014; Ohashi ve Okimoto, 2016; Mensi vd., 2017; Chalid ve Handika, 2022; Umar vd., 2022). Öyle ki, vadeli Emtia İşlemleri Komisyonu’nun raporuna göre (CFTC, 2008) 2000 yılı başından 2008 yılına kadar olan dönemde vadeli emtia endeksine yapılan yatırımın miktarı 200 milyar ABD dolarını aşmıştır (Cheng ve Xiong, 2014). Benzer şekilde Barclays Capital’in 250’den fazla kurumsal yatırımcıyla yaptığı ankete göre, emtia piyasalarındaki kurumsal yatırımlar 2003 yılında 18 milyar dolarken; 2010 yılında bu rakam 250 milyar dolar seviyesine yükselmiştir (Basu ve Miffre, 2013). Emtia piyasalarının son otuz yılda büyük bir artış göstermesiyle ABD emtia vadeli işlem piyasaları 1990’dan 2019 yılına kadar toplam işlem hacmi 14.1 trilyon dolar seviyesine yükselmiştir. 2021 yılında ise ABD emtia vadeli işlem piyasasının hacmi 40.6 trilyon dolar seviyesine ulaşmıştır. Bu rakam ABD borsasının 2021 yılındaki toplam işlem hacminin yaklaşık yarısına eşittir. Emtia piyasalarının öneminin artmasıyla, özellikle hedge fonları, Emtia Ticaret Danışmanları (CTA) ve emeklilik fonları gibi kurumsal yatırımcılardan emtia vadeli işlem piyasalarına büyük sermaye girişleri olmuştur (Kang vd., 2023). Buradan hareketle günümüzde, emtia piyasalarının alternatif bir yatırım alanına dönüştüğü sonucuna varılabilir (Vivian ve Wohar, 2012; Algieri ve Leccadito, 2017).

Vadeli emtia piyasalarının finansallaşmasıyla birlikte emtialar, hisse senetleri ve tahviller gibi geleneksel varlıkların yanında ayrı bir varlık sınıfı olarak ortaya çıkmış ve emtia endekslerine yapılan yatırımların artmasıyla ve sundukları çeşitlendirme fırsatları nedeniyle küresel yatırımcıların ilgisini daha çok çekmeye başlamışlardır (Matesanz vd., 2014; Ohashi ve Okimoto, 2016; Rehman vd., 2019; Abid vd., 2020). Dolayısıyla emtialar, yatırımları çeşitlendirmek ve enflasyona karşı korunmak için alternatif bir yol olarak görülmektedir (Matesanz vd., 2014; Mbarki vd., 2023). Özellikle enflasyonun yükseldiği dönemlerde, hisse senetleri ve tahviller gibi geleneksel varlık kategorileri zayıflayabilmekte ve düşük performans gösterebilmektedirler. Buna

karřın emtialar bu donemlerde genellikle iyi performans gostermektedirler (Liu vd., 2023). Mal ve hizmetlere yonelik artan talep genellikle mal ve hizmetlerin retiminde kullanılan emtialara yonelik talebi artırmaktadır. Diđer bir ifadeyle, bir yatırım portfoyunde emtia bulundurmak, kısmen emtia vadeli iřlem pozisyonunun bir enflasyon koruması olmasından kaynaklanan risk azaltıcı bir etkiye sahiptir (Stoll ve Whaley, 2010).

Emtia fiyatlarındaki deęiřiklikler potansiyel olarak hem politika yapıcıları hem de ticari yatırımcıları etkileyebilmektedir. Finansallařma ile birlikte, emtiaların fiyatları birbirini etkilemeye bařlamıřtır. zellikle petrol fiyatlarının artıřı, tarımsal emtia fiyatlarındaki artıřa neden olmaktadır (Nazlıođlu and Soytaş, 2011; Ji ve Fan, 2012; Wang vd., 2014). rneđin artan petrol fiyatları, insanları nemli tarımsal runler olarak kabul edilen mısır ve soyadan elde edilen biyo-yakıtlar gibi alternatif enerji kaynakları geliřtirmeye zorlamıřtır (Frankel ve Rose, 2010; Gilbert, 2010; Vacha vd., 2013). Dolayısıyla, ham petrol, deđerli metaller ve tarımsal emtiaların zaman iinde birlikte hareket edip etmediklerini ve aralarındaki iliřkileri anlamak yatırımcılara optimal yatırım kararları vermesinde ve politika yapıcılara da stratejik hamleler yapmak iin fayda sađlayabilir. rneđin birok alıřmada, hisse senedi piyasaları arasındaki daha yuksek birlikte hareketin, zellikle yuksek volatilite donemlerinde, hisse senedi yatırımdan elde edilen eřitlendirme faydalarının azalmasına yol atıđını gostermektedir (Diamandis, 2009; Singhal, vd., 2019; Patel, 2019; Inaba, 2020; Heil vd., 2022; Lee ve Lee, 2023). Bu da yatırımcıların yatırım portfoylerini eřitlendirmek iin yeni yollar bulmalarına neden olmaktadır. Emtiaları yonlendiren faktorler (dođal evre ve hava kořulları gibi) geleneksel varlıkları belirleyen baskın faktorlerden farklı olduđundan, emtia runleri hisse senetleri, tahviller ve para birimleri gibi finansal varlıklar iin iyi bir eřitlendirme aracı olarak gorulmektedir (Daskalaki ve Skiadopoulos, 2011; Arouri vd., 2013). Dolayısıyla emtialara yatırım yapmak, riski daha da eřitlendirmenin ve enflasyona karřı korunmanın bir yolu olarak kabul edilmektedir. Bu nedenle, emtia piyasaları arasındaki birlikte hareketleri analiz etmek, modern finansın nemli gorduđu bir konudur unku turev fiyatlandırma, portfoy optimizasyonu, risk yonetimi ve suru davranıřı iin emtiaların birlikte hareketlerinin etkili bir şekilde arařtırılması yatırımcılar ve politika yapıcılar iin olduka faydalı bilgiler ortaya ıkarmaktadır. zellikle uluslararası finans piyasalarının derinleřmesi ve entegrasyonu, kuresel borsa endekslerinin birlikte hareket etmesini artırmaktadır. Dolayısıyla yatırımcıların bir borsanın duřuřu veya yukseliři sonrasında diđer borsaların veya finansal varlıkların hangi yone dođru hareket edeceđini ngormesi, hızlı ve etkili kararlar almasında kritik neme sahiptir. Buradan hareketle bu alıřmanın amacı, emtia piyasalarının birlikte hareketini arařtırmaktır. Bu kapsamda alıřmada emtia piyasalarının birlikte hareketi, veri madenciliđinde tanımlayıcı modeller sınıfında yer alan birliktelik kuralı analizi tekniklerinden Apriori ve FP (Frequent Pattern)-Growth algoritmaları kullanılarak incelenmiřtir. alıřmanın veri seti yedi deđerli metal, beř bitki, dort hububat,  enerji ve bir et emtiası olmak zere toplam 20 emtia fiyatından oluřmaktadır. alıřmanın veri seti 01.01.2010-01.08.2023 tarihleri arasındaki 20 farklı vadeli emtia fiyatının gunluk kapanıř fiyatını kapsamaktadır. Bunun sonucunda analiz iin toplam 3216 iřlem gunu dikkate alınmıřtır. alıřmanın yapıldıđı donem itibariyle, bu alıřma, bilindiđi kadarıyla, emtia piyasalarının birlikte hareketini veri madenciliđi yonemlerinden birliktelik kuralı analizine gore inceleyen ilk alıřma zelliđini tařımaktadır. Bu bakımdan alıřmanın zellikle literaturdeki eksikliđe katkı sađlayacađı duřunlmektedir. Emtia piyasalarının birlikte hareketleri literaturde birok farklı yonemle arařtırıldıđı geređi goz nne alındıđında, bu alıřmada kullanılan birliktelik kuralı analizinin literaturu zenginleřtireceđi duřunlmektedir. alıřmanın literature bir diđer katkısı ise, birliktelik kuralı algoritmalarından

Apriori ve FP-Growth algoritmalarının ürettiği kuralların karşılaştırmasına olanak vermesidir. Bu doğrultuda analiz sonuçları hem Apriori hem de FP-Growth algoritmalarının birbirlerini destekler nitelikte kurallar ürettiğini göstermektedir.

2. Literatür

Veri madenciliği uygulamalarından birliktelik kuralı analizi ile ilgili literatür birçok farklı disiplinden çalışmanın yapılmasından dolayı her geçen gün zenginleşmektedir. Bu bölümde, veri madenciliği ile birliktelik kuralı analizi yöntemini sermaye piyasaları üzerine ele alan araştırmalara yer verilmiştir.

Yang vd. (2006) tarafından yapılan çalışmada Tayvan borsası elektrik endeksinde işlem gören hisse senetlerinin birlikte hareketleri veri madenciliği uygulamalarından birliktelik kuralına göre analiz edilmiştir. Çalışmanın verileri 1971-2005 yılları arasındaki döneme kadar olan günlük verilerden oluşmaktadır. Çalışmanın sonuçları, analiz edilen hisse senetleri arasından yukarı ve aşağı yönlü nedensel ilişkinin var olduğunu göstermektedir.

Liao vd. (2008) iki aşamalı bir veri madenciliği kullanarak Tayvan borsasındaki yatırım sorunlarını araştırmışlardır. Çalışmanın ilk aşamasında birliktelik kurallarından Apriori algoritmasını kullanarak hisse senetleri arasında birlikte hareketi incelenmiştir. İkinci aşamada ise K-Means algoritması ile bir kümeleme analizi yapmışlardır. Çalışma sonuçları, Tayvan borsası için yatırımcılara farklı koşullar altında alternatif portföyler önermektedir.

Liao vd. (2011) çalışmalarında Tayvan borsası ile 13 farklı döviz kuru arasındaki ilişki veri madenciliği uygulamalarından birliktelik kuralı ile analiz etmişlerdir. Çalışmada birliktelik analizi için Apriori algoritması tercih edilmiştir. Çalışma verileri Haziran 2006 ile Aralık 2008 arasındaki 138 günlük işlem gününü kapsamaktadır. Çalışmanın sonuçları, Tayvan sermaye piyasasında farklı koşullar altında döviz kurları ve hisse senedi yatırımı dahil olmak üzere çeşitli olası portföy alternatifleri önermektedir.

Srisawat (2011) Tayland Borsasında hisse senetleri arasındaki birlikte hareketi veri madenciliği ile analiz etmişlerdir. Çalışmanın verisi 4 Ocak 2010 ile 30 Aralık 2010 tarihleri arasındaki 242 işlem gününden oluşmaktadır. Birliktelik kurallarından elde edilen sonuçlar, ilgili bireysel hisse senetlerinin trendlerini ortaya çıkarmıştır. Ayrıca, bu kurallar yeni başlayan hisse senedi yatırımcılarının daha fazla analiz için ilginç hisse senetlerini önceden seçmelerine yardımcı olabilir.

Na ve Sohn (2011) tarafından yapılan çalışmada Kore, ABD, Japonya, Çin, Tayvan, Hong Kong, İngiltere, Fransa ve Almanya'nın borsa endekslerinin birlikte hareketlerini analiz edilmiştir. Çalışmada veri madenciliği birliktelik analiz için apriori algoritması kullanılmıştır. Çalışmada veriler Ocak 2006 ile Aralık 2008 arasındaki dönemi kapsamaktadır. Çalışmanın sonuçlarına göre, KOSPI endeksi, ABD ve Avrupa'daki borsa endeksleriyle aynı yönde hareket etme eğilimindeyken, Kore ile rekabet ilişkisi içinde olan Hong Kong ve Japonya gibi diğer Doğu Asya ülkelerindeki endekslerle ters yönde hareket etmektedir.

Argiddi ve Apte (2012) Hindistan Bilgi Teknolojileri endeksinde hisse senedi değişimi için birliktelik kuralını kullanmışlardır. Çalışmada analizler için iki farklı birliktelik kuralı algoritması kullanılmıştır. Analiz sonuçları Apriori algoritmasının FITI (First Intra then Inter) algoritmasına kıyasla daha doğru sonuçlar ürettiğini göstermektedir.

Ho vd. (2012) 2006-2010 yılları arasında Asya'nın en büyük ikinci borsası olan Hong Kong Borsasının dięer makroekonomik göstergeleriyle iliřkisini veri madencilięi birliktelik kuralına gre incelemiřlerdir. alıřmanın sonuları, dviz kuru ve ihracat deęer artıřının Hong Kong endeksinin deęiřimini byk lde artırdıęını gstermektedir. Benzer Őekilde dviz kuru, ihracat deęeri ve GSYH'deki artıř da Ha Hong Kong Endeksi'nin deęiřimini yksek oranda artırmaktadır.

Liao ve Chou (2013) birliktelik kuralları ve kmeleme analizini ieren bir veri madencilięi yaklařımı kullanarak Tayvan ve in (Hong Kong) hisse senedi piyasalarındaki ortak hareketleri arařtırmıřlardır. Ekonomik İřbirlięi ereve Anlařması'nın (ECFA) uygulandıęı dnem boyunca hisse senedi endekslerinin birlikte hareketleri iin 30 hisse senedi zerinde incelenmiřtir. alıřmanın sonuları bazı hisse senetlerinin aynı anda birlikte ykseldięini veya dřtęn ya da i veya dıř ekonomik, sosyal ve politik durumlardan karřılıklı olarak etkilendięini gstermektedir.

Paranjape-Voditel ve Deshpande (2013) hisse senedi verilerini analiz eden ve sıralı bir hisse senedi sepeti neren birliktelik kuralı madencilięine (ARM) dayalı bir borsa portfy tavsiye sistemi nermiřlerdir. Bu amala yazarlar ARM tekniklerini, geleneksel ARM'nin dezavantajlarının stesinden gelmek iin tematik sektrlerin oluřturulması, sektrler arası ve sektr ii kuralların kullanılması gibi alana zg tekniklerle zenginleřtirmiřlerdir. alıřmada BSE-30, S&P CNX-100, CNX-50 veya NSE-50 ve DOW-30 endeksler incelenmiřtir. alıřmanın sonuları BSE-30 (Hindistan) endeksinde sonuların Hindistan'daki ilk 5 yatırım fonu sonularına gre getirilerinin olduka iyi olduęunu gstermektedir. Oluřturulan sistemin sonuları, tm veri kmeleri iin yatırım fonlarından elde edilen sonuları geride bırakmıřtır.

Arafah ve Mukhlash (2015) Endonezya'da Jakarta Bileřik Endeksinde (JCI) yer alan 10 hisse senedinin 2010-2014 yılları arasındaki iliřkiyi bulanık birliktelik kuralı madencilięi algoritmasını kullanarak arařtırmıřlardır. alıřmada Apriori algoritması ile hisse senetleri arasında gl birliktelik kuralları elde edilmiřtir.

Prasanna ve Ezhilmaran (2016) geliřtirilmiř apriori algoritması ve modifiye GA kullanarak borsa tahminine yardımcı olacak optimum hisse senedi kuralları oluřturmak iin yeni bir yaklařım geliřtirmiřlerdir. Hisse senedi tahmin sonuları, geliřtirilmiř apriori ve modifiye GA algoritması tarafından seilen kuralların, genel apriori ve GA ile elde edilenlerden daha etkili ve gvenilir olduęunu gstermektedir.

Jalpa ve Rustom (2017) alıřmalarında Hindistan borsasında iřlem gren 1250 hisse senedinin 1 Ocak 2010 ile 30 Eyll 2016 tarihleri arasındaki dnemde verileri veri madencilięi ile birlikte hareketlerini analiz etmiřlerdir. alıřmada birliktelik analizleri iin Apriori ve FP-Growth algoritmaları birleřtiren hibrit bir yaklařım tercih edilmiřtir. Analiz sonuları, FP-Growth algoritmasıyla elde edilen birliktelik kurallarının Apriori algoritmasına gre daha olumlu sonular verdięini gstermektedir.

Masum (2019) alıřmasında, Tahran borsasında iřlem gren 36 Őirketin hisse senetlerinin birlikte hareketini incelemiřtir. alıřmada 2000-2013 yılları arasında veriler kmeleme ve birliktelik kuralı yoluyla incelenmiřtir. Toplam 249.061 gzlem deęerlendirilmiř ve sonular yatırımcılar iin eřitli kurallar ve neriler ortaya koymuřtur. Sonular  ve drt maddede % 81'in zerinde gven (Confidence) deęerine, %1'in zerinde destek (support) deęerine ve ikinin zerinde ilgi (lift) deęerine sahip birliktelik kuralları tespit edilmiřtir.

Memiş ve Kaya (2019) çalışmalarında BIST100 endeksinde yer alan 87 farklı hisse senedinin 21.10.2013 ile 19.10.2018 tarihleri arasında günlük verileri dikkate alarak veri madenciliği uygulamasından Apriori algoritması ile birliktelik analizi gerçekleştirmişlerdir. Analiz sonuçları, hisse senetleri arasında güçlü ilişkiler olduğunu göstermiştir. Ayrıca sektörel bazlı hisse senetlerinin daha fazla birlikte hareket ettiği sonucuna varılmıştır.

Ünsal (2020) çalışmasında Borsa İstanbul’da işlem gören 408 pay senedinin 2019 yılı 249 işlem günü için veri madenciliği uygulamalarında öncelikle K-Means algoritması ile kümeleme analizi yapılmış ve sonrasında elde edilen kümelere Apriori algoritması ile birliktelik analizi yapılmıştır. Analiz sonuçları, 249 işlem gününde EUYO, DYOBY paylarının 188 kez beraber aynı kümede yer aldığı ve NETAS payının da bu iki pay senedi ile beraber görüldüğü kümelere 172 kez yer aldığı görülmüştür.

Kocabıyık vd. (2021) tarafından yapılan çalışmada 30 farklı Borsa İstanbul Endeksinin birlikte hareketini veri madenciliği FP-Growth Algoritması ile analiz edilmiştir. Çalışma 4.11.2014-12.03.2021 tarihleri arasındaki 1601 işlem gününden oluşmaktadır. Çalışma iki grup veri setiyle analiz edilmiştir. İlk olarak BIST30 endeksinin tamamı analiz edilmiştir. Bulgulara göre XU030, XUTUM, XU100, XUSRD, XUMAL, XBANK ve XKURY endekslerinin önemli birlikte hareket ettiği gözlemlenmiştir. İkinci aşamada sektör endeksleri üzerine bir analiz gerçekleştirilmiştir. Burada XBANK ve XUMAL endeksleri arasında önemli birlikte hareket gözlemlenmiştir.

Hernández vd. (2021) çalışmalarında kripto paraların birlikte hareketlerini veri madenciliği yöntemi ile analiz etmişlerdir. Çalışmada analiz kapsamına 131 kripto para alınmıştır. Çalışmanın verileri 01/12/2019-05/07/2020 tarihleri arasında kapsamaktadır. Çalışmada birliktelik analiz için Apriori algoritması tercih edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, kripto paralar arasında birçok birliktelik kuralı tespit edilmiştir.

Karaatlı vd. (2021) portföy oluşturmak amacıyla BIST 30 endeksinde payların makro ekonomik değişkenler (M1 para arzı, altın ons fiyatı, ihracatın ithalatı karşılama oranı, sanayi üretim endeksi, döviz sepeti, imalat sanayi kapasite kullanım oranı, faiz, üretici fiyat endeksi, finansal hizmetler güven endeksi, uluslararası doğrudan yatırımlar, ham petrol, S&P 500 endeksi) ile birlikte hareketini analiz etmek için FP-Growth algoritmasından yararlanılmıştır. Çalışmanın veri seti 2014-2019 yılları arasında kapsamaktadır. Çalışmanın sonuçları yatırımcıların hangi yatırım araçlarına yatırım yapabileceği ve BIST 30 endeksinde yer alan paylardan bankacılık endeks paylarının yüksek oranda birlikte hareket ettiği sonucunu ortaya koymaktadır.

Kartal vd. (2022) çalışmalarında dünyadaki 11 borsa endeksinin 2001-2009 yılları arasındaki birlikte hareketlerini veri madenciliği yöntemlerinde birliktelik kuralı algoritmasıyla analiz etmişlerdir. Bulgular, birliktelik kuralları arasında en yüksek güven seviyesinde ABD borsa endekslerinin yer aldığı görülmüştür. Bunun yanı sıra BIST 100 endeksinin hem Avrupa borsa endeksleri hem de ABD borsa endeksleri ile ortak hareket ettiği gözlemlenmiştir. Ayrıca Hang Seng Endeksinin (HSI) (Hong Kong) tüm borsa endekslerinin birliktelik kurallarında yer aldığı görülmüştür.

Kaur ve Dharni (2022) analiz için MSCI (Morgan Stanley Capital International) piyasa sınıflandırmasına göre gelişmiş piyasalar (Japonya, Birleşik Krallık ve Amerika Birleşik Devletleri) ve gelişmekte olan piyasalardan (Güney Afrika, Hindistan, Brezilya ve Çin) oluşan yedi ülke seçmişlerdir. Veriler 1 Nisan 2005 ile 31 Mart 2017 tarihleri arasındaki on iki yıllık

dönemi kapsamaktadır. Çalışmada birliktelik analizi apriori algoritması ile uygulanmıştır. Çalışmanın bulguları, dünya genelindeki yedi hisse senedi endeksinin tamamı için al ve tut getirilerine kıyasla birliktelik kurallarına dayalı getirilerin önemli ölçüde daha yüksek olduğunu göstermektedir. Birliktelik kuralları, seçilen yedi endeksin tümü için karlılığı göz önüne alındığında, hisse senedi getirisini tahmin etmede daha verimli olduğunu göstermektedir.

Teker ve Konuşkan (2022) çalışmalarında futbol kulüpleri tarafından çıkarılan kripto paralarının birlikte hareketlerini veri madenciliği uygulamalarından birliktelik analizi ile incelemiştir. Çalışmanın verisi 01.01.2022-01.08.2022 tarihlerini kapsamaktadır. Birliktelik analizi için FP-Growth algoritması tercih edilmiştir. Çalışmanın sonuçları Trabzonspor, Lazio ve Porto takımlarının kripto paralarının en sık birlikte hareket ettiğini göstermektedir. Ayrıca Fenerbahçe, İstanbul Başakşehir ve Göztepe spor kulüplerinin kripto paraları en az birlikte hareket ettiği gözlemlenmiştir.

3. Veri Madenciliği

Son yıllarda hem veri üretme hem de veri toplama kapasitesi çok hızlı bir şekilde artmaktadır. Özellikle çoğu iş ve devlet işleminin dijital ortama aktarılması ve veri toplama araçlarındaki gelişmeler, çok büyük miktarda verinin ortaya çıkmasına neden olmuştur. Günümüzde veri ve veri tabanlarındaki hızlı büyüme, işlenen verilerin faydalı bilgi ve enformasyona dönüştürebilecek yeni teknik ve araçlara ihtiyaç doğurmaktadır. Bu durum, veri madenciliğini giderek daha da önemli bir araştırma alanı haline getirmektedir (Chen vd., 1996: 866).

Birçok farklı disiplinde uygulama alanı bulan veri madenciliği, farklı şekillerde tanımlanmaktadır. En genel anlamda ise veri madenciliği, veri tabanlarındaki verilerden (data) örtük, önceden bilinmeyen ve potansiyel olarak yararlı bilgilerin (knowledge) ortaya çıkarılmasını ifade etmektedir (Chen vd., 1996: 866). Veri madenciliği yaygın olarak birçok arařtırmacı tarafından veri aracılığıyla faydalı bilginin keşfedilmesi olarak tanımlanmakta iken, bazıları tarafından ise faydalı bilginin ortaya çıkarılmasında önemli bir adım olarak görülmektedir. Özellikle iş dünyasında kurumsal ve müşteri verileri stratejik bir varlık olarak kabul edilmektedir. Bu verilerde saklı olan yararlı bilgilerin ortaya çıkarılması ve bu bilgilere göre hareket etme yeteneği, günümüzün rekabetçi dünyasında giderek daha önemli hale gelmektedir (Kantardzic, 2020: 2). Han vd. (2011) bilgi keşif sürecini yedi adımda açıklamaktadırlar;

1. Veri temizleme (tutarsız ve doğru olmayan verileri ortadan kaldırma aşaması),
2. Veri birleştirme (birden fazla veri kaynağının birleştirilmesi aşaması),
3. Veri seçimi (analiz göreviyle ilgili verilerin veri tabanından alındığı yer),
4. Veri dönüştürme (özet veya toplama işlemleri gerçekleştirilerek verilerin madenciliğe uygun formlara dönüştürüldüğü ve birleştirildiği aşama),
5. Veri madenciliği (veri kalıplarını çıkarmak için akıllı yöntemlerin uygulandığı önemli bir süreç)
6. Örüntü değerlendirme (Faydalı bilgiyi temsil eden önemli bilgi kalıplarının belirlendiği aşama),
7. Faydalı bilginin sunumu (ortaya çıkarılan bilgiyi kullanıcılara sunmak için görselleştirme ve bilgi temsil tekniklerinin kullanıldığı aşama).

Günümüzde veri madenciliği finans, pazarlama, sigortacılık, bankacılık, mühendislik, eğitim, sağlık vb. gibi birçok alanda kullanılmaktadır (Bramer, 2016). Uygulamada veri madenciliğinin tahminleyici ve tanımlayıcı olmak üzere iki temel modeli vardır (Dunham, 2006: 5; Kantardzic, 2020: 2). Tahminleyici modeller sınıflandırma, regresyon, zaman serisi analizleri kestirimden oluşmaktadır. Tanımlayıcı modeller ise kümeleme, özetleme, birliktelik kuralları ve dizi analizinden oluşmaktadır. Tahmine dayalı modeller, farklı verilerden bilinen sonuçları kullanarak veri değerleri hakkında tahmin yapmaya olanak tanır. Tahmine dayalı modelleme diğer tarihsel verilerin kullanımına dayalı olarak yapılabilmektedir. Tanımlayıcı modeller ise verilerdeki kalıpları veya ilişkileri tanımlamaktadır. Tahmine dayalı modellerden farklı olarak, yeni özellikleri tahmin etmenin değil incelenen verilerin özelliklerini keşfetmeye olanak verir (Dunham, 2006: 5).

3.1. Birliktelik Kuralları Analizi

Agrawal vd. (1993) tarafından ortaya atılan birliktelik kuralları bir veri kümesindeki kalıpları ve sık tekrarlayan öğeleri belirlemek için kullanılmaktadır. Günümüzde birliktelik kuralları analizi yöntemi pazarlama, finans, sağlık, fen bilimleri, mühendislik vb. birçok alanda sıklıkla kullanılmaktadır (Son vd., 2018). Örneğin X ürünü satın alan bir kişi aynı zamanda Y ürünü de satın *alıyorsa*, X ürünü ile Y ürünü arasında bir ilişki olduğu söylenebilir ve bu bilgi karar vericiler açısından faydalı bir bilgi olmaktadır. Dolayısıyla birliktelik kuralları analizi için geliştirilen algoritmaların uygulanmasındaki temel amaç, rastgele verileri analiz ederek eşzamanlı ilişkiler bulmak ve bu ilişkileri karar verme sırasında referans olarak kullanmaktır (Liao vd., 2011: 4611). Birliktelik kuralı analizinde şu adımlar uygulanır (Kotu ve Deshpande, 2018: 201):

Adım-1: Veriler işlem formatında düzenlenir. Bir birliktelik algoritması için, giriş verilerinin $t_x = (i_1, i_2, i_3)$ işlem biçiminde biçimlendirilmesi gerekir.

Adım-2: Sık tekrarlanan öğe kümeleri listelenir. Öğe kümeleri ilgili öğelerin kombinasyonlarıdır. Bir birliktelik algoritması, analizi en sık meydana gelen öğelerle sınırlandırır, böylece bir sonraki adımda çıkarılan son kural seti daha anlamlı hale gelir.

Adım-3: Öğe kümelerinden ilgili birliktelik kuralları oluşturulur. Son olarak algoritma, ilgi ölçüsüne dayalı olarak kuralları oluşturur ve filtreler.

Tablo 1. Örnek Öğeler Akışı

Hareket	Öğeler
1	(A, B)
2	(A, B)
3	(C, A, B)
4	(D)
5	(C, A, B)
6	(A, D, E)

Birliktelik kuralı analizinde birlikteliğin anlamlı olup olmadığı belirlemek için çeşitli parametreler kullanılmaktadır. Destek (support), güven (confidence) ve kaldıraç (lift) araştırmacılar tarafından en fazla yararlanılan parametreler olduğu görülmektedir. Bu parametrelere ek olarak farklı çalışmalarda kanaat (conviction), manivela (leverage), X^2 , tam güven (all-confidence) ve maksimum güven (max-Confidence) gibi çeşitli parametrelerden de

yararlanılabileceđi belirtilmiřtir (Han vd., 2012). Bu alıřmada analizler iin nemli olan, destek (support), gven (confidence) ve kaldıra (lift) parametreleri detaylandırılacaktır.

Tablo 2. rnek geler Akıřı Veri Kmesi

ID	A	B	E	C	D
1	1	1	0	0	0
2	1	1	0	0	0
3	1	1	0	1	0
4	0	0	0	0	1
5	1	1	0	1	0
6	1	0	1	0	1

Destek (support): Bu parametre temelinde bir oran ve olasılık bilgisi sunmaktadır. Destek parametresi oluřturulan kuralın faydalı olup olmadıđı hakkında bilgi vermektedir. Bir genin desteđi, basite bir ge kmesinin iřlem kmesindeki greceli grlme sıklıđını ifade etmektedir.

$$Destek(X \Rightarrow Y) = P(X \cap Y) = \frac{X \text{ ve } Y' \text{ yi birlikte ieren kayıt sayısı}}{\text{Toplam kayıt sayısı}} \quad (1)$$

Denklem 1’de destek deđeri Tablo-1 ve Tablo-2 zelinde yorumlarsak, X ve Y rnlerinin toplam satıřlarda hangi oranda birlikte yer aldıđını ve X ve Y’nin birlikte satın alınma olasılıđını gstermektedir. Bu dođrultuda birliktelik kuralı analizi yapılmadan nce minimum destek deđeri belirlenmelidir. Uygulamalarda bu deđer genellikle en az % 10 olarak alınır. Ancak uygulamanın tr, kullanılan verilerin yapısı ve boyutuna gre bu durum farklılık gsterebilir. Analizlerde destek deđerinin kk olması daha fazla, byk olması ise daha az kuralın ortaya ıkmasına neden olmaktadır (Zhang vd., 2021: 1464). rneđin Tablo-2’deki veri setinde A rnn destek deđerini altı iřlemden beřidir. Forml yardımıyla destek deđerini řu řekilde gsterilir:

$$Destek \{A\} = 5/6 = 0.83$$

$$Destek \{A, B\} = 4/6 = 0.67$$

$$Destek \{C\} = 2/6 = 0.33$$

rneđin destek deđerini % 50’nin zerinde alındıđında sadece % 50’nin zerindeki destek deđerli olan geler dikkate alınarak analiz yapılacaktır. Bu durumda “C” gesinin deđerini % 33 olduđunda analizlerde dikkate alınmayacaktır.

Gven (confidence): Bu parametre, destek parametresi gibi oran ve řartlı bir olasılık bilgisi sunmaktadır. Gven parametresi keřfedilen kuralın kesinliđini ortaya koymaktadır.

$$Gven(X \Rightarrow Y) = P(Y|X) = \frac{Destek(X \cap Y)}{Destek(X)} = \frac{X \text{ ve } Y' \text{ yi birlikte ieren kayıt sayısı}}{X' \text{ i ieren kayıt sayısı}} \quad (2)$$

Denklem 2’deki forml X rnn satın alan mřterilerin hangi oranda Y rnn de satın alma davranıřını sergilediđini gstermektedir. Bařka bir ifadeyle bu forml, X ve Y rnlerini birlikte alan bireylerin, X rnn satın alan bireylerin iindeki oranını ifade etmektedir. Bu oran bydke keřfedilen kural sayısı azalmaktadır (Han vd., 2012: 246).

Tablo 1 ve Tablo 2’deki rnek veri seti iin gven deđerini hesaplayacak olursak; $\{A, B\} \rightarrow \{C\}$ kuralı durumunda, gven lsnn yanıtladıđı soru řudur: Bir alıřveriřte hem A hem de B alan kiřiler, iinde C rnn de alanların oranını nedir?

$$Güven(\{A, B\} \rightarrow \{C\}) = \frac{Destek(\{A,B,C\})}{Destek(\{A,B\})} = \frac{2/6}{4/6} = 0.5 \quad (3)$$

A ve B satın alan bireylerin % 50’si yani yarısı C’de satın almaktadır.

Kaldıraç (lift): Birliktelik kuralları analizi sonucunda keşfedilen bütün kurallar için sadece destek ve güven parametreleri yeterli değildir. Genellikle destek ve güven parametrelerinde belirlenen minimum eşik değerlerinden fazla olması ilginç bir kuralın keşfedildiği kabul edilir. Bununla birlikte yüksek güven ve destek değerlerine rağmen aslında ilginç kabul edilmeyecek kurallar belirlenebilir. Bu durumun üstesinden gelmek için farklı bazı parametrelerin hesaplanması gerekir. Bunun için en yaygın kullanılan kaldıraç (Lift) parametresinden faydalanılır. Kaldıraç parametresi korelasyon prensibine dayanmaktadır (Han vd., 2012: 266).

$$Kaldıraç(X, Y) = \frac{P(X \cap Y)}{P(X)P(Y)} = \frac{P(Y|X)}{P(Y)} = \frac{Güven(Y \Rightarrow X)}{Destek(Y)} = \frac{Destek(X \cup Y)}{Destek(X) * Destek(Y)} \quad (4)$$

Tablo 1 ve Tablo 2’deki örnek veri seti için kaldıraç değerini hesaplayacak olursak;

$$Kaldıraç(\{A, B\} \rightarrow \{C\}) = \frac{0.33}{0.667 * 0.33} = 1.5 \quad (5)$$

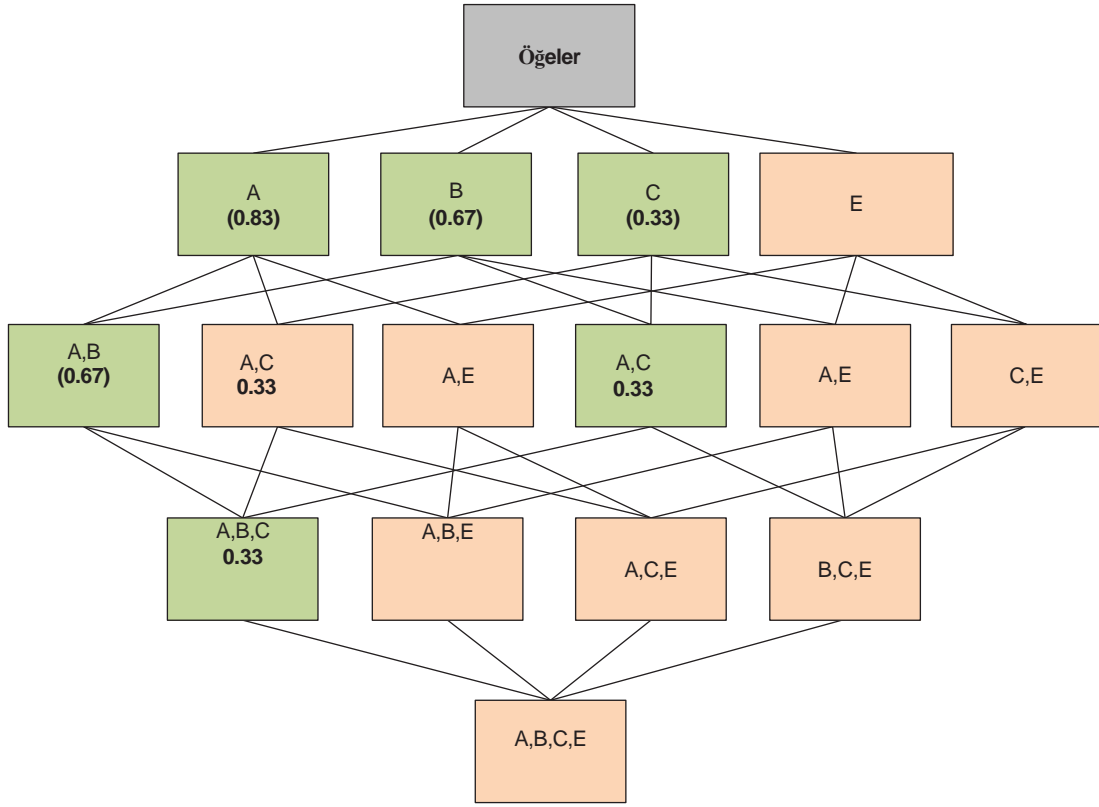
Kaldıraç değerinin 1’den küçük olması durumunda öncül ve ardıllar arasında negatif yönlü bir korelasyon olduğunu göstermektedir. Değerin 1’den büyük olması durumunda pozitif yönlü bir korelasyon olduğunu göstermektedir. Birliktelik kuralları analizinde bir kuralın anlamlı kabul edilebilmesi için kaldıraç değerinin 1’den büyük olması istenir. Bu değer ne kadar büyük olursa ilişki o kadar güçlüdür (Han vd., 2012, s. 266).

3.2. Birliktelik Kuralı Algoritmaları

Birliktelik kuralı analizlerinde birçok farklı algoritma kullanılmaktadır. Bu algoritmalar “ardışık algoritmalar” ve “paralel algoritmalar” olarak iki başlık altında toplanmaktadır. Ardışık algoritmalar, ele alınan öğelerden, öğe kümeleri oluşturularak bunların sayıldığı mantıksal ifadeleri içermektedir. Paralel algoritmalar ise büyük öğe kümelerinin paralellik sağlayarak oluşturulmasını sağlar (Erpolat, 2012: 138). Bu çalışmada ardışık algoritmalarından Apriori ve FP-Growth algoritmaları dikkate alınarak analizler yapılacağından, izleyen bölümde söz konusu algoritmalar detaylandırılacaktır.

3.2.1. Apriori Algoritması

Apriori algoritması birliktelik kurallarının keşfedilmesinde en yaygın olarak kullanılan algoritmalarından biridir. Apriori algoritması, ortak bir öğe kümesini bulmak için kullanılan birliktelik kuralları (Liu vd., 2017: 2) madenciliği için en iyi bilinen algoritma olarak kabul edilir (Azeez vd., 2019: 3). Agrawal ve Srikant (1994) tarafından geliştirilen apriori algoritması ismini, keşfettiği bilgiyi her zaman önceki adımdan aldığından dolayı prior (önceki) kelimesinden almıştır. Apriori algoritması, destek (support) parametresini kullanarak test edilecek öğe kümelerinin sayısını azaltarak, sık öğeler kümesi oluşturan mantıksal kurallar geliştirmektedir. Apriori algoritmasının ilkeleri şunu belirtir: Eğer bir öğe kümesi sık ise, o zaman tüm alt küme öğeleri de sık bir öğe kümesi oluşturacaktır. Dolayısıyla öğe kümesinin destek değeri, belirlenen destek eşliğinden yüksekse, belirlenen kurallar çerçevesinde öğe kümesi daha geniş olacağı varsayılır (Agrawal ve Srikant, 1994).



Şekil 1. Apriori Algoritmasını Kullanan Sık Öğe Kümeleri

Şekil 1, Tablo 1 ve Tablo 2’deki değerleri dikkate alarak Apriori ilkesinin bir çapraz desen öğeleri (lattice) uygulanmasını göstermektedir. {A, B, C} için alt küme öğelerinin destek seviyesi şöyledir:

Destek {A, B, C}= 0.33 (eşik destek seviyesinin üzerinde)

Destek {A, B}=0.66

Destek {A, C}=0.33

Destek {C}=0.33

Destek {A}=0.66

Tablo 3. Örnek Sık Öğe Kümesi Destek Değerleri

Öğe	Destek Sayısı	Destek Değeri
{A}	5	0.83
{B}	4	0.67
{E}	1	0.17
{C}	2	0.33
İkili Öğe Setleri	Destek Sayısı	Destek Değeri
{A, B}	4	0.67
{A, C}	2	0.33
{B, C}	2	0.33
Üçlü Öğe Setleri	Destek Sayısı	Destek Değeri
{A, B, C}	2	0.33

Şekil 1’de minimum eşik destek değerlerini sağlayan alt öge kümeleri yeşil renkli kutucukların içerisinde gösterilmiştir. Tersine, eğer öge kümesi seyrekse, o zaman tüm üst kümeleri de seyrek olacaktır. Şekil 1’de E’nin desteği 0.17’dir ve E’yi bir öge olarak içeren tüm üst kümelerin desteği 0.17’den küçük veya ona eşit olacaktır; bu durum örneğin minimum 0.25’lik destek eşiği dikkate alındığında sık görülmeyen bir durumu temsil etmektedir. Bu destek değerini sağlamayan öge kümeleri Şekil 1’de kırmızı renkli kutucuklar içinde gösterilmiştir. Kısacası minimum destek eşiğini sağlamayan ögeler çıkarılır (kırmızı renkli kutucuklar), sağlayanlar ise sık ögeler kümesine (yeşil renkli kutucuklar) eklenirler.

Tüm öge kümeleri için destek sayıları ve destek değerleri hesaplanmıştır. Destek sayısı, işlemlerin mutlak sayısıdır ve destek, destek sayısının toplam işlem sayısına oranıdır. Eşik destek sayısının (örneğinizde 2) altındaki herhangi bir öge kümesi daha sonraki işlemlerden çıkarılmaktadır. Şekil 1’de her bir ögenin destek sayısı ve destek değeri görülmektedir. Örneğin {E} destek sayısı belirlenen eşikten az olduğundan, öge kümesi oluşturmanın bir sonraki yinelemesi için ortadan kaldırılmaktadır. Bir sonraki adımda {A}, {B} ve {C} için üç adet iki öge kümesini sağlayan olası iki öge kümesi oluşmaktadır. Bu süreç, önceki kümelerden tüm n ögeli kümeler dikkate alınana kadar devam etmektedir. Sonuçta destek eşiğini aşan yedi adet sık öge kümesi ortaya çıkar.

Sık öge kümeleri oluşturulduktan sonra birliktelik analizindeki bir sonraki adım, kural formatında açık bir öncül ve sonuç ardıl içeren yararlı kurallar oluşturaktır:

{öge A} → {öge B} Kuralının güvenilirliği 2 no’lu denklemdeki formül dikkate alınarak hesaplanır. Örneğin n ögeden oluşan her sık öge kümesi $2^n - 2$ kural oluşturabilir. {A, B, C} aşağıdaki gibi güven puanlarına sahip kurallar oluşturabilir:

$$1-\{A, C\} \rightarrow \{B\} = 0.33/0.33 = 1.0$$

$$2-\{A, B\} \rightarrow \{C\} = 0.33/0.67 = 0.5$$

$$3-\{C, B\} \rightarrow \{A\} = 0.33/0.33 = 1.0$$

$$4-\{A\} \rightarrow \{C, B\} = 0.33/0.83 = 0.4$$

$$5-\{C\} \rightarrow \{A, B\} = 0.33/0.33 = 1.0$$

$$6-\{B\} \rightarrow \{A, C\} = 0.33/0.67 = 0.5$$

Örneğin birinci kuralda A ve C alan kişilerin %100 güven düzeyinde B ürününü aldığı söylenebilir. Hesaplanan güven değerleri için minimum güven eşiğini aşamayan alt kümeler çıkarılır, aşanlar ise güçlü kurallar listesine eklenir. Örneğimizde 0,5’in altında kalan kuralları elemek istersek dördüncü kural elimine edilecektir (Agrawal ve Srikant, 1994: 5).

3.2.2. FP-Growth Algoritması

FP algoritması, FP-ağacı adı verilen özel bir grafik veri yapısı kullanarak işlem kayıtlarını sıkılaştırarak sık öge kümesini hesaplamının alternatif bir yolunu sağlar. FP-ağacı veri setinin grafik formatına dönüştürülmesi olarak düşünülebilir. Apriori algoritmasında kullanılan aday kümesi oluşturma ve test etme yaklaşımından ziyade, FP-Growth ilk olarak bir FP-ağacı oluşturur ve sık öge kümelerini oluşturmak için bu sıkılaştırılmış ağacı kullanır. FP-Growth algoritmasının verimliliği, FP-ağacının oluşturulmasında ne kadar sıkılaştırmanın elde edileceğine bağlıdır (Han

vd., 2000: 1). FP-Growth algoritmasının etkinliđi üç teknikle sađlanmaktadır: (1) büyük bir veri tabanı, yüksek oranda yoğunlaştırılmıř, çok daha küçük bir veri yapısına sıkıřtırılarak daha maliyetli tekrarlanan veri tabanı taramaları önlenir. (2) FP-ađacı tabanlı algoritma, çok sayıda aday kümesinin maliyetli bir řekilde oluřturulmasını önlemek için bir örüntü parçası büyüme yöntemini benimser. (3) Kořullu veri tabanlarında bađlantılı kalıpların madenciliđi için madencilik görevini daha küçük görevlerden oluřan bir diziye ayırmak için bölümlenmeye dayalı, böl ve yönet yöntemi kullanılır, bu da arama alanını önemli ölçüde azaltmaktadır. Örneđin, FP-Growth algoritmasını kullanarak ařađıdaki veri tabanındaki tüm sık görülen öđe kümelerini veya sık görülen kalıpları minimum desteđi %30 olarak řekilde bulmamız gerekirse, algoritma takip eden řekilde çalıřmaktadır (Sidhu vd., 2014).

Tablo 4. FP-Growth Öđe Kümesi

Hareket	Öđeler
1	(E, A, D, B)
2	(D, A, C, E, B)
3	(C, A, B, E)
4	(B, A, D)
5	(D)
6	(D, B)
7	(A, D, E)
8	(B, C)

Birinci adımda minimum destek sayısı hesaplanır. Minimum destek sayısı $(30/100 * 8) = 2,4$ tür hesaplamayı kolaylařtırmak için minimum destek sayısı 3 olarak alınabilir.

İkinci adımda öđelerin oluřma sıklıđı hesaplanır. Örneđin, A öđesi satır 1, satır 2, satır 3, satır 4 ve satır 7'de yer almaktadır. Veri tabanı tablosunda toplam 5 kez geçer. Her bir öđenin sayılan görölme sıklıđını Tablo 5'te gösterilmiřtir.

Tablo 5. Öđe Görölme Sıklıđı

Öđe	Görölme Sıklıđı	Sıralama Önceliđi
A	5	3
B	6	1
C	3	5
D	6	2
E	4	4

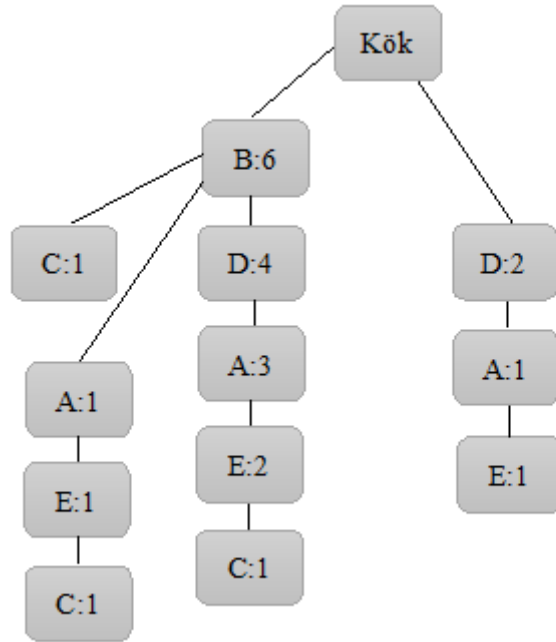
Üçüncü adımda her bir öđenin görölme sıklıđına göre öncelik verilir. Örneđin B ve D öđesi en yüksek görölme sayısı nedeniyle en yüksek önceliđe sahip olur. Aynı zamanda minimum destek deđerini karřılamayan öđelerde çıkarılır. Veri tabanı frekansı bir (1) olan F çıkarılır. Bazen B:6, D:6, A:5, E:4, C:3 řeklinde sık görölme listesi de kullanılabilir.

Dördüncü adımda öđeler önceliđe göre sıralanırlar. Sıralı Öđeler sütununda tüm öđeler, Tablo 5'teki belirtilen önceliđine göre sıralanır. Örneđin, satır 1'in sıralanması durumunda, en yüksek öncelikli öđe B'dir ve bundan sonra sırasıyla D, A, E ve C gelir. Bu adımdan sonra FP-Growth ađacı çizilebilir.

Tablo 6. Sıralı Öğeler

Hareket	Öğeler	Sıralı Öğeler
1	E, A, D, B	B, D, A, E
2	D, A, C, E, B	B, D, A, E, C
3	C, A, B, E	B, A, E, C
4	B, A, D	B, D, A
5	D	D
6	D, B	B, D
7	A, D, E	D, A, E
8	B, C	B, C

Ağaca birinci satırdaki öğeler sırasıyla eklenir bu işlem son satırdaki öğelerin eklenmesiyle son bulur. Sıralı öğelerin eklenmesiyle ağaç sürekli güncellenir. Örneğin tablo 6'daki birinci satırdaki sıralı öğeler eklendiğinde B:1, D:1, A:1 ve E:1 ağacı oluşur. Sonrasında ikinci satırdaki sıralı öğelerin eklenmesiyle B:2, D:2, A:2, E:2 ve C:1 ağacı oluşur. Üçüncü satırda ise ağaçta yeni bir dal oluşturulmalıdır. Çünkü B ile başlayan üçüncü satırda ikinci öğe A olduğu için mevcut dalda D'yi geçerek A'ya bağlantı kurulamaz. Bunun için B'den başlayarak yeni bir A, E ve C dal oluşturulmalıdır. Bu durumda B:3, A:1, E:1 ve C:1 bir dal oluşur. Dördüncü sıralı öğeler için ise yine B:4, D:3 ve A:3 düğümü oluşmaktadır. Beşinci sıralı öğede ise D:1 düğümü, altıncı sıralı öğede B:5 ve D:4 yedinci sıralı öğede D:2, A:1 ve E:1 düğümü oluşur. Son sıralı öğe için yine B'den yeni bir C:1 düğümü oluşur. Sonuçta B:6 ve C:1 dalı oluşur. Bu aşamalardan sonra FP-Growth ağacı Şekil 2'deki gibi olacaktır.

**Şekil 2. FP-Growth Ağacı**

Bu aşamadan sonra FP ağacından sık kullanılan kalıplar bulunmalıdır. Burada sıklık kalıplarının (FP) tablo 5'teki verilen önceliklere göre tanımlandığına dikkat edilmelidir. Yani FP'leri gözlemlemek için aşağıdan yukarıya, C'den B'ye gitmemiz gerekir. Öncelikle C:3 için koşullu kalıpların bulunması gerekir. C:3 C'nin görülme sıklığını temsil etmektedir. Bütün

C'lerden hareket edersek üç adet dal elde edilir. Bunlar, BDAE:1, B:1 ve BAE:1 şeklindedir. Bu dallar C için Koşullu Desen Tabanı olarak kabul edilir. Burada üç önemli husus vardır: (1) Aşağıdan yukarıya doğru hareket etsek bile dalları yukarıdan aşağıya doğru yazılmalı, (2) C alınmamalı ve (3) Her dalda C'nin görülme sıklığını temsil etmek için her dalın ardından 1 sayısı yazılır. Bu da C'nin görülme sıklığını yani 3'ü temsil etmektedir.

Daha sonra C'nin koşullu desen tabanından FP listesinin bulunması gerekir. BDAE:1, B:1 ve BAE:1 dikkate alarak görülme sıklığı şu şekilde oluşur. B:3, D:1, A:2 ve E:2 şeklindedir. Ancak örneğimizde minimum destek sayısını B karşıladığından, B:3 yalnızca FP listesinde yer almaya uygundur. C için koşullu FP ağacı C:3, BC:3 şeklinde oluşur. Benzer şekilde E için koşullu FP ağacı ise şöyle oluşur: BDA:2, BA:1 ve DA:1'dir. Buradan FP listesi A:4, B:3 ve D:3'tür.

Sonuç olarak diğer öge kümeleri için bu prosedür işletilerek koşullu FP ağacı minimum %30 destek seviyesi ile sık öge kümeleri şöyle oluşmaktadır: C:3, BC:3, DE:3, ADE:3, BE:3, ABE:3, AE:4, E:4, AD:4, ABD:3, AB:4, A:5, D:6, BD:4, B:6. Bu koşullu sık öge kümelerinin sayısı destek seviyesinin yükseltilmesiyle daha az olacaktır.

3.2.3. Apriori ve FP-Growth Algoritmalarının Karşılaştırılması

Apriori algoritması, tekli öge kümesi, ikili öge kümesi, üçlü öge kümesi gibi eşleştirmeleri kullanarak öge kümelerinin sık örüntülerini oluşturmaktadır. FP-Growth algoritması ise sık kalıplar oluşturmak için bir FP ağacı oluşturmaktadır. Apriori algoritması, sık görülen alt kümelerin her defasında bir öge olarak genişletildiği aday oluşturmayı kullanmaktadır. FP-Growth algoritması ise, verilerdeki her öge için koşullu FP ağacı oluşturmaktadır. Apriori algoritması, veri tabanını her adımında taradığından, öge sayısının daha fazla olduğu veriler için zaman alıcı hale gelir. FP ağacı ise, başlangıç adımlarında veri tabanının yalnızca bir kez taranmasını gerektirir, böylece daha az zaman harcamaktadır. Apriori algoritması veri tabanının dönüştürülmüş bir versiyonunu belleğe kaydeder. FP Growth algoritması ise her öge için koşullu FP ağacı seti belleğe kaydedilir. Apriori algoritması genişlik öncelikli aramayı kullanırken, FP-Growth algoritması ise derinlik öncelikli aramayı kullanmaktadır (Kocabıyık vd., 2021).

Her iki algoritmanın tekniğe, bellek kullanımına, tarama sayısına ve tüketilen süreye dayalı karşılaştırmaları ise şöyledir (Kavitha ve Selvi, 2016: 163):

Teknik: Apriori algoritması, sık görülen kalıpları tespit etmek için Apriori özelliğini yani birleştirme özelliğini kullanırken, FP-Growth algoritması ise minimum desteği karşılayan veri tabanından koşullu bir desen kısıtlaması olmadan koşullu desen tabanı oluşturmaktadır.

Arama Türü: Apriori algoritması genişlik öncelikli arama yöntemini kullanırken, FP-Growth algoritması böl ve yönet yöntemini kullanmaktadır.

Bellek Kullanımı: Apriori algoritması, çok sayıda aday öge kümesi üretimiyle uğraştığı için geniş bellek alanına ihtiyaç duymaktadır. Buna karşın FP-Growth algoritması, kompakt yapısı nedeniyle daha az bellek gerektirir ve aday öge kümesi oluşturmadan sık öge kümelerini keşfeder.

Tarama Sayısı: Apriori algoritması aday kümesi oluşturmak için birden fazla tarama gerçekleştirir. FP-Growth algoritması veri tabanını yalnızca iki kez tarar.

Zaman: Apriori algoritmasında yürütme süresi her seferinde adayların üretilmesinde daha fazla israf edilir. FP-Growth algoritmasının yürütme süresi Apriori algoritmasına kıyasla daha kısadır.

4. Veri Seti ve Veri Ön İşleme

Çalışmanın ham veri seti 01.01.2010-01.08.2023 tarihleri arasındaki 20 farklı vadeli emtia fiyatının günlük kapanış fiyatından oluşmaktadır. Çalışmanın tüm verileri NASDAQ’dan (2024) elde edilmiştir. Bu emtialar Tablo 7’de gösterilmiştir.

Tablo 7. Analiz Kapsamına Dâhil Edilen Emtialar

Değerli Metaller	Bitkiler	Hububat	Enerji	Etler
Altın	Kahve	Buğday	Brent Petrol	Sığır
Gümüş	Kakao	Mısır	Ham Petrol WTI	
Bakır	Pamuk	Soya Fasulyesi	Doğalgaz	
Platin	Şeker	Çeltik		
Paladyum	Kereste			
Çinko				
Nikel				

Çalışmada 20 emtianın günlük kapanış fiyatları 3405 günlük ham veriden oluşmaktadır. Birlikte analiz için ham verilerin bazıları farklı günlerde de işlem gördüğünden tüm değişkenlerin aynı günlerde işlem gördüğü günler alınmıştır. Bunun sonucunda analiz için toplam 3216 işlem günü dikkate alınmıştır. Çalışmada kullanılan verilerin birlikte kuralı yöntemi ile analiz edilebilmesi için ham verilerin kategorik (nominal) veriye dönüştürülmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda 20 emtianın kapanış fiyatları dikkate alınarak her emtianın MS Excel’de günlük getirileri hesaplanmıştır. Sonraki adımda ise yine MS Excel’de “EĞER” fonksiyonu kullanılarak eğer getiri pozitif (↑) ise 1 negatif (↓) ise 0 kategorik değer ile gösterilmiştir. Bu kategorik veri örneği Tablo 8’de sadece değerli metaller ile ilgili olarak gösterilmiştir. Diğer tüm emtialar da bu şekilde kategorik veriye dönüştürülmüştür. Daha sonra elde edilen veri seti, arff formatına çevrilip WEKA paket programına yüklenmiştir. Bu aşamadan sonraki adımda kategorik veriler WEKA 3.9.6 paket programına tanıtılarak analizler gerçekleştirilmiştir. Çalışmada analizler Apriori ve FP-Growth algoritması olmak üzere iki farklı algoritma kullanılarak gerçekleştirilmiştir.

Tablo 8. Birlikte Kuralı Analizine Ait Veri Setinin Düzenlenmesi

	Altın	Gümüş	Bakır	Platin	Paladyum	Çinko	Nikel
1	0↓	1↑	0↓	1↑	0↓	1↑	1↑
2	1↑	0↓	0↓	1↑	1↑	0↓	0↓
3	0↓	1↑	1↑	1↑	1↑	1↑	1↑
·	·	·	·	·	·	·	·
·	·	·	·	·	·	·	·
·	·	·	·	·	·	·	·
·	·	·	·	·	·	·	·
3216	0↓	1↑	0↓	1↑	0↓	1↑	1↑

5. Analiz Sonuları

alıřmada ncelikle hem Apriori hem de FP-Growth algoritmasına gre en dřk 0.95 gven dzeyinde ve  farklı destek (0.25, 0.30 ve 0.40) seviyesinde birliktelik kuralları elde edilmiřtir. Birliktelik kuralı analizi sonucunda farklı destek deęerleri dzeyinde ortaya ıkan kural sayıları Tablo 9’da ve Ekte yer alan Grafik 1,2 ve 3’te gsterilmektedir. Tablo 9’da hem Apriori hem de FP-Growth algoritması ile gerekleřtirilen birliktelik kurallarında Brent petroln tm dięer emtialarla birlikte hareket ettięi grlmektedir.

Tablo 9. Farklı Destek ve 0.95 Gven Deęerlerine Gre Ortaya ıkan Kural Sayısı

Emtialar	Destek Seviyesi					
	min 0.25 (100 Kural)		min 0.3 (20 Kural)		min 0.4 (16 Kural)	
	Gven min 0.95		Gven Dzeyi min 0.95		Gven min 0.95	
	Apriori	FP-Growth	Apriori	FP-Growth	Apriori	FP-Growth
Altın	8	8	1	1	0	1
Gmř	9	6	1	2	1	1
Bakır	10	13	2	3	1	1
Platin	12	0	4	0	1	0
Paladyum	6	0	2	0	1	0
inko	4	1	1	0	1	0
Nikel	8	9	0	1	0	1
Kahve	14	15	1	1	1	1
Kakao	16	16	1	1	1	2
Pamuk	8	11	1	1	1	1
řeker	7	10	0	1	0	1
Kereste	2	4	1	1	1	1
Buęday	13	12	2	2	1	1
Mısır	13	16	3	3	1	1
Soya Fasulyesi	8	12	2	2	1	1
eltik	14	14	1	1	1	1
Brent Petrol	100	100	20	20	16	16
Ham Petrol WTI	17	15	2	2	1	1
Doęalgaz	12	12	1	1	1	1
Sıęır	9	13	0	1	0	1

Tablo 9’da 0.25 destek (support) seviyesinde ve 0.95 gven (confidence) dzeyinde hem Apriori hem de FP-Growth algoritmaları ile elde edilen toplam 100 kuralın tmnde brent petroln dięer emtialarla birlikte hareket ettięi grlmektedir. Apriori algoritması ile gerekleřtirilen birliktelik kurallarında brent petrol ile en fazla birlikte hareket eden  emtia sırasıyla ham petrol WTI (17), kakao (16) ve eltik (14) olmuřtur. FP-Growth algoritması birliktelik kurallarında ise brent petrol ile en fazla birlikte hareket eden emtialar sırasıyla Mısır (16), Kakao (16) ve Ham Petrol WTI (15) olmuřtur. 0.30 destek (support) seviyesinde ve 0.95 gven (confidence) dzeyinde Apriori algoritması ile elde edilen birliktelik kurallarında brent petrolle en fazla birlikte hareket eden ilk iki emtia platin (4) ve mısır (3) olmuřtur. FP-Growth algoritması birliktelik kurallarında ise Brent petrol ile en fazla birlikte hareket eden emtialar sırasıyla Bakır (3) ve Mısır (3) olmuřtur. 0.40 destek (support) seviyesinde ve 0.95 gven (confidence) dzeyinde hem Apriori hem de FP-Growth algoritmaları ile elde edilen birliktelik kurallarının oęunlukla benzer sonular rettięi grlmektedir. 0.25 destek (support) seviyesinde

ve 0.95 güven (confidence) düzeyinde hem Apriori hem de FP-Growth algoritmaları ile elde edilen birliktelik kurallarında brent petrol bitki ve hububat emtiaları ile daha sık görülmüştür.

5.1. Apriori Algoritması Sonuçları

Apriori algoritması ile öncelikle %100 güven (confidence) düzeyinde birliktelik analizi için WEKA 3.9.6 paket programında veri analize sokulmuş ancak bir kural tespit edilememiştir. Daha sonra % 98 güven (confidence) ve %10 destek (support) düzeyi temel alınarak toplam 100 kural üretilmiş ve en yüksek güven seviyesine sahip ilk 25 adet üç değişkenli ve dört değişkenli kurallar Tablo 10'da gösterilmiştir. Tablo 10 incelendiğinde ilk iki birliktelik kuralının %99 güven düzeyinde, diğerlerinin ise % 98 güven düzeyinde olduğu görülmektedir.

Tablo 10. Apriori Algoritması Üç ve Dört Değişkenli İlk 25 Kural

Birliktelik Kuralları		Conf	Lift.	Conv.
1 BAKIR ↑ PLATIN ↓ SIGIR ↑	335 → BRENT ↑ 331	0.99	1.04	3.21
2 PLATIN ↓ CINKO ↑ KAKAO ↑	366 → BRENT ↑ 361	0.99	1.04	2.92
3 PLATIN ↓ KAKAO ↑ SIGIR ↑	388 → BRENT ↑ 382	0.98	1.03	2.65
4 PALADYUM ↓ KAKAO ↑ SIGIR ↑	369 → BRENT ↑ 363	0.98	1.03	2.52
5 PLATIN ↓ NIKEL ↑ KAKAO ↑	362 → BRENT ↑ 356	0.98	1.03	2.48
6 PLATIN ↓ SOYA ↑ PAMUK ↓	359 → BRENT ↑ 353	0.98	1.03	2.46
7 PLATIN ↓ DOGALGAZ ↑ SIGIR ↑	416 → BRENT ↑ 409	0.98	1.03	2.49
8 BAKIR ↑ DOGALGAZ ↑ BUGDAY ↑ MISIR ↑	342 → BRENT ↑ 336	0.98	1.03	2.34
9 PLATIN ↓ SOYA ↑ SIGIR ↑	398 → BRENT ↑ 391	0.98	1.03	2.38
10 PALADYUM ↓ CINKO ↑ KAKAO ↑	341 → BRENT ↑ 335	0.98	1.03	2.33
11 PALADYUM ↓ CINKO ↓ SOYA ↑	339 → BRENT ↑ 333	0.98	1.03	2.32
12 PLATIN ↓ WTI ↑ CELTIK ↑	338 → BRENT ↑ 332	0.98	1.03	2.31
13 WTI ↑ CINKO ↓ BUGDAY ↑	389 → BRENT ↑ 382	0.98	1.03	2.33
14 PLATIN ↓ KAHVE ↑ SIGIR ↑	388 → BRENT ↑ 381	0.98	1.03	2.32
15 PALADYUM ↓ BUGDAY ↑ KAKAO ↑	332 → BRENT ↑ 326	0.98	1.03	2.27
16 CINKO ↓ BUGDAY ↑ PAMUK ↑	387 → BRENT ↑ 380	0.98	1.03	2.32
17 PALADYUM ↓ SOYA ↑ KAKAO ↑	331 → BRENT ↑ 325	0.98	1.03	2.26
18 SOYA ↑ PAMUK ↓ SIGIR ↓	331 → BRENT ↑ 325	0.98	1.03	2.26
19 CINKO ↓ BUGDAY ↑ MISIR ↑ SIGIR ↑	329 → BRENT ↑ 323	0.98	1.03	2.25
20 DOGALGAZ ↑ CINKO ↓ SOYA ↑	433 → BRENT ↑ 425	0.98	1.03	2.3
21 PLATIN ↓ WTI ↑ SOYA ↑	375 → BRENT ↑ 368	0.98	1.03	2.24
22 PLATIN ↓ WTI ↑ SEKER ↑	355 → BRENT ↑ 348	0.98	1.03	2.12
23 BAKIR ↑ BUGDAY ↑ MISIR ↑ KAKAO ↑	354 → BRENT ↑ 347	0.98	1.03	2.12
24 CINKO ↓ BUGDAY ↑ MISIR ↑ SOYA ↑	400 → BRENT ↑ 392	0.98	1.03	2.13
25 MISIR ↑ KAKAO ↑ SEKER ↓	350 → BRENT ↑ 343	0.98	1.03	2.09

Not: ↑ yönlü ok emtianın günlük getirisinin pozitif, ↓ yönlü ok emtia fiyatının getirisinin negatif olduğunu göstermektedir. → ise birlikte harekete eşlik eden emtiayı göstermektedir. (Conf: güven düzeyini, lift: birlikte hareket etme katsayısı ve Conv: ilişki düzeyini göstermektedir.)

Kural 1 incelendiğinde; bakır ve sığır emtialarındaki artış ve platin emtiasındaki azalışın birlikte 335 gün birlikte hareket ettiği görülmektedir ve bu birlikteliğe Brent petrol 331 gün artış yönünde eşlik etmiştir. Bu kuralın güven düzeyi, 331/335 işlem sonucunda %99 olarak hesaplanmıştır. Kural 2 incelendiğinde; çinko ve kakao emtialarındaki artış ve platin emtiasındaki azalışın birlikte 336 gün hareket ettiği görülmektedir ve bu birlikteliğe Brent petrol 361 gün artış yönünde eşlik etmiştir. Bu kuralın güven düzeyi, 361/366 işlem sonucunda %99 olarak hesaplanmıştır. Kural 3 incelendiğinde; kakao ve sığır emtialarındaki artış ve platin emtiasındaki azalışın birlikte 388 gün hareket ettiği görülmektedir ve bu birlikteliğe Brent petrol 382 gün artış

yönünde eşlik etmiştir. Bu kuralın güven düzeyi, 382/388 işlem sonucunda %98 olarak hesaplanmıştır. Diğer tüm birliktelik kurallarında Brent petrolün diğer emtialara eşlik ettiği görülmektedir. Bu durum Brent petrolün emtialar arasında belirleyici olduğunu göstermektedir.

İkinci aşamada apriori algoritması ile güven (confidence) düzeyi %90 ve %25 destek (support) düzeyi temel alınarak elde edilen 100 kuraldan ilk 25 üç değişkenli kurallar Tablo 11’de gösterilmiştir. Tablo 11 incelendiğinde ilk beş birliktelik kuralının %97 güven düzeyinde, diğerlerinin ise %96 güven düzeyinde olduğu görülmektedir.

Kural 1 incelendiğinde; platin ve buğday emtialarındaki 848 gün birlikte azalışına Brent petrol 820 gün artış yönünde eşlik etmiştir. Bu kuralın güven düzeyi, 820/848 işlem sonucunda %97 olarak hesaplanmıştır. Kural 2 incelendiğinde; çeltik ve kakao emtialarındaki 847 gün birlikte artışına Brent petrol 819 gün artış yönünde eşlik etmiştir. Bu kuralın güven düzeyi, 819/847 işlem sonucunda %97 olarak hesaplanmıştır. Kural 3 incelendiğinde; WTI ve çeltik emtialarındaki 869 gün birlikte artışına Brent petrol 840 gün artış yönünde eşlik etmiştir. Bu kuralın güven düzeyi, 840/869 işlem sonucunda %97 olarak hesaplanmıştır. Diğer tüm birliktelik kurallarında Brent petrolün diğer emtialara eşlik ettiği görülmektedir. Bu durum Brent petrolün emtialar arasında belirleyici olduğunu göstermektedir.

Tablo 11. Apriori Algoritması İki Değişkenli İlk 25 Kural

	Birliktelik Kuralları			Conf	Lift.	Conv.
1	PLATIN ↓ BUGDAY ↓	848	→ BRENT ↑820	0.97	1.02	1.4
2	CELTİK ↑ KAKAO ↑	847	→ BRENT ↑819	0.97	1.02	1.4
3	WTI ↑ CELTİK ↑	869	→ BRENT ↑840	0.97	1.02	1.39
4	BUGDAY ↑ KAKAO ↑	838	→ BRENT ↑809	0.97	1.01	1.34
5	DOGALGAZ ↑ CELTİK ↑	836	→ BRENT ↑807	0.97	1.01	1.33
6	WTI ↑ BUGDAY ↑	851	→ BRENT ↑821	0.96	1.01	1.31
7	BAKIR ↑ MISIR ↑	933	→ BRENT ↑900	0.96	1.01	1.31
8	DOGALGAZ ↑ KAKAO ↑	848	→ BRENT ↑818	0.96	1.01	1.31
9	BAKIR ↑ KAKAO ↑	918	→ BRENT ↑885	0.96	1.01	1.29
10	CELTİK ↑ KAHVE ↑	860	→ BRENT ↑829	0.96	1.01	1.29
11	MISIR ↑ KAKAO ↑	880	→ BRENT ↑848	0.96	1.01	1.28
12	BAKIR ↑ DOGALGAZ ↑	878	→ BRENT ↑846	0.96	1.01	1.27
13	ALTIN ↑ CELTİK ↑	856	→ BRENT ↑824	0.96	1.01	1.24
14	GUMUS ↓ PALADYUM ↓	976	→ BRENT ↑939	0.96	1.01	1.23
15	PAMUK ↑ KAKAO ↑	867	→ BRENT ↑834	0.96	1.01	1.22
16	CELTİK ↑ MISIR ↑	945	→ BRENT ↑909	0.96	1.01	1.22
17	DOGALGAZ ↑ NIKEL ↑	840	→ BRENT ↑808	0.96	1.01	1.22
18	PLATIN ↓ PAMUK ↓	866	→ BRENT ↑833	0.96	1.01	1.22
20	DOGALGAZ ↑ SIGIR ↑	885	→ BRENT ↑851	0.96	1.01	1.21
21	SOYA ↑ KAKAO ↑	904	→ BRENT ↑869	0.96	1.01	1.2
22	DOGALGAZ ↑ PAMUK ↑	850	→ BRENT ↑817	0.96	1.01	1.2
23	PLATIN ↓ PALADYUM ↓	1056	→ BRENT ↑1015	0.96	1.01	1.2
24	KAKAO ↑ KERESTE ↑	871	→ BRENT ↑837	0.96	1.01	1.19
25	ALTIN ↓ PALADYUM ↓	921	→ BRENT ↑885	0.96	1.01	1.19

Not: ↑ yönlü ok emtianın günlük getirisinin pozitif, ↓ yönlü ok emtia fiyatının getirisinin negatif olduğunu göstermektedir. → ise birlikte harekete eşlik eden emtiayı göstermektedir. (Conf: güven düzeyini, lift: birlikte hareket etme katsayısı ve conv: ilişki düzeyini göstermektedir.)

5.2. FP-Growth Algoritması Sonuçları

FP-Growth algoritması ile öncelikle %100 güven (confidence) düzeyinde birliktelik analizi için WEKA 3.9.6 paket programında veri analize sokulmuş ancak bir kural tespit edilememiştir. Daha sonra %97 güven (confidence) düzeyi ve %10 destek (support) seviyesi temel alınarak toplam 77 adet dört değişkenli ve beş değişkenli kurallar elde edilmiş ve bu kurallardan en yüksek güven düzeyine sahip ilk 25 tanesi Tablo 12’de gösterilmiştir. Tablo 12 incelendiğinde ilk 18 birliktelik kuralının %98 güven düzeyinde, diğerlerinin ise %97 güven düzeyinde olduğu görülmektedir.

Kural 1 incelendiğinde; mısır, bakır, doğalgaz ve buğday emtialarındaki 342 gün birlikte artışına Brent petrol 336 gün artış yönünde eşlik etmiştir. Bu kuralın güven düzeyi, 336/342 işlem sonucunda %98 olarak hesaplanmıştır. Kural 2 incelendiğinde; mısır, kakao, bakır ve buğday emtialarındaki 354 gün birlikte artışına Brent petrol 347 gün artış yönünde eşlik etmiştir. Bu kuralın güven düzeyi, 347/354 işlem sonucunda %98 olarak hesaplanmıştır. Kural 3 incelendiğinde; WTI, mısır, gümüş ve çeltik emtialarındaki 344 gün birlikte artışına Brent petrol 337 gün artış yönünde eşlik etmiştir. Bu kuralın güven düzeyi, 337/344 işlem sonucunda %98 olarak hesaplanmıştır. Diğer tüm birliktelik kurallarında Brent petrolün diğer emtialara eşlik ettiği görülmektedir. Bu durum Brent petrolün emtialar arasında belirleyici olduğunu göstermektedir.

Tablo 12. FP Growth Algoritması ile Elde Edilen Üç, Dört ve Beş Değişkenli İlk 25 Kural

Birliktelik Kuralları		Conf	Lift.	Conv.
1	MISIR ↑ BAKIR ↑ DOGALGAZ ↑ BUGDAY ↑ 342 → BRENT ↑336	0.98	1.03	2.34
2	MISIR ↑ KAKAO ↑ BAKIR ↑ BUGDAY ↑ 354 → BRENT ↑347	0.98	1.03	2.12
3	WTI ↑ MISIR ↑ GUMUS ↑ CELTIK ↑ 344 → BRENT ↑337	0.98	1.03	2.06
4	WTI ↑ MISIR ↑ KAHVE ↑ CELTIK ↑ 337 → BRENT ↑330	0.98	1.03	2.02
5	WTI ↑ MISIR ↑ PAMUK ↑ BUGDAY ↑ 385 → BRENT ↑377	0.98	1.03	2.05
6	WTI ↑ MISIR ↑ CELTIK ↑ BUGDAY ↑ 379 → BRENT ↑371	0.98	1.03	2.02
7	MISIR ↑ BAKIR ↑ CELTIK ↑ BUGDAY ↑ 371 → BRENT ↑363	0.98	1.03	1.97
8	WTI ↑ MISIR ↑ BAKIR ↑ BUGDAY ↑ 407 → BRENT ↑398	0.98	1.03	1.95
9	WTI ↑ MISIR ↑ DOGALGAZ ↑ BUGDAY ↑ 359 → BRENT ↑351	0.98	1.03	1.91
10	WTI ↑ MISIR ↑ PAMUK ↑ CELTIK ↑ 351 → BRENT ↑343	0.98	1.03	1.87
11	MISIR ↑ KAKAO ↑ PAMUK ↑ BUGDAY ↑ 344 → BRENT ↑336	0.98	1.03	1.83
12	MISIR ↑ KAKAO ↑ BAKIR ↑ KAHVE ↑ 338 → BRENT ↑330	0.98	1.03	1.8
13	KAKAO ↑ KERESTE ↑ CELTIK ↑ 464 → BRENT ↑453	0.98	1.03	1.85
14	WTI ↑ BAKIR ↑ SEKER ↑ BUGDAY ↑ 331 → BRENT ↑323	0.98	1.02	1.76
15	MISIR ↑ KAKAO ↑ DOGALGAZ ↑ BUGDAY ↑ 331 → BRENT ↑323	0.98	1.02	1.76
16	SOYA ↑ MISIR ↑ KAKAO ↑ BAKIR ↑ 412 → BRENT ↑402	0.98	1.02	1.79
17	ALTIN ↑ MISIR ↑ CELTIK ↑ BUGDAY ↑ 366 → BRENT ↑357	0.98	1.02	1.75
18	MISIR ↑ KAKAO ↑ BAKIR ↑ 527 → BRENT ↑514	0.98	1.02	1.8
19	MISIR ↑ GUMUS ↑ KAKAO ↑ BUGDAY ↑ 359 → BRENT ↑350	0.97	1.02	1.72
20	KAKAO ↑ BAKIR ↑ BUGDAY ↑ 478 → BRENT ↑466	0.97	1.02	1.76
21	SIGIR ↑ MISIR ↑ BAKIR ↑ BUGDAY ↑ 353 → BRENT ↑344	0.97	1.02	1.69
22	WTI ↑ MISIR ↑ BAKIR ↑ DOGALGAZ ↑ 352 → BRENT ↑343	0.97	1.02	1.69
23	KAKAO ↑ KAHVE ↑ CELTIK ↑ 507 → BRENT ↑494	0.97	1.02	1.73
24	WTI ↑ PAMUK ↑ BUGDAY ↑ 502 → BRENT ↑489	0.97	1.02	1.72
25	WTI ↑ KAHVE ↑ CELTIK ↑ 496 → BRENT ↑483	0.97	1.02	1.7

Not: ↑ yönlü ok emtiaın günlük getirisinin pozitif, ↓ yönlü ok emtia fiyatının getirisinin negatif olduğunu göstermektedir. → ise birlikte harekete eşlik eden emtiayı göstermektedir. (Conf: güven düzeyini, lift: birlikte hareket etme katsayısı ve Conv: ilişki düzeyini göstermektedir.

İkinci ařamada minimum %90 güven (Confidence) düzeyi ve %10 destek (support) seviyesi temel alınarak toplam 100 kural elde edilmiř ve bu 100 kuralın ilk 25 tanesi Tablo 13'te gsterilmiřtir. Tablo 13 incelendiđinde ilk 4 birliktelik kuralının %97 güven düzeyinde, diđerlerinin ise %96 güven düzeyinde olduđu grrlmektedir.

Tablo 13. FP Growth Algoritması ile Elde Edilen Üç Deđişkenli İlk 25 Kural

	Birliktelik Kuralları			Conf	Lift.	Conv.
1	KAKAO ↑ CELTIK ↑	847	→ BRENT ↑819	0.97	1.02	1.4
2	WTI ↑ CELTIK ↑	869	→ BRENT ↑840	0.97	1.02	1.39
3	KAKAO ↑ BUGDAY ↑	838	→ BRENT ↑809	0.97	1.01	1.34
4	DOGALGAZ ↑ CELTIK ↑	836	→ BRENT ↑807	0.97	1.01	1.33
5	WTI ↑ BUGDAY ↑	851	→ BRENT ↑821	0.96	1.01	1.31
6	MISIR ↑ BAKIR ↑	933	→ BRENT ↑900	0.96	1.01	1.31
7	KAKAO ↑ DOGALGAZ ↑	848	→ BRENT ↑818	0.96	1.01	1.31
8	KAKAO ↑ BAKIR ↑	918	→ BRENT ↑885	0.96	1.01	1.29
9	KAHVE ↑ CELTIK ↑	860	→ BRENT ↑829	0.96	1.01	1.29
10	MISIR ↑ KAKAO ↑	880	→ BRENT ↑848	0.96	1.01	1.28
11	BAKIR ↑ DOGALGAZ ↑	878	→ BRENT ↑846	0.96	1.01	1.27
12	ALTIN ↑ CELTIK ↑	856	→ BRENT ↑824	0.96	1.01	1.24
13	KAKAO ↑ PAMUK ↑	867	→ BRENT ↑834	0.96	1.01	1.22
14	MISIR ↑ CELTIK ↑	945	→ BRENT ↑909	0.96	1.01	1.22
15	NIKEL ↑ DOGALGAZ ↑	840	→ BRENT ↑808	0.96	1.01	1.22
16	SIGIR ↑ DOGALGAZ ↑	885	→ BRENT ↑851	0.96	1.01	1.21
17	SOYA ↑ KAKAO ↑	904	→ BRENT ↑869	0.96	1.01	1.2
18	PAMUK ↑ DOGALGAZ ↑	850	→ BRENT ↑817	0.96	1.01	1.2
19	KAKAO ↑ KERESTE ↑	871	→ BRENT ↑837	0.96	1.01	1.19
20	BAKIR ↑ KAHVE ↑	919	→ BRENT ↑883	0.96	1.01	1.19
21	SIGIR ↑ KAKAO ↑	913	→ BRENT ↑877	0.96	1.01	1.18
22	SIGIR ↑ BUGDAY ↑	887	→ BRENT ↑852	0.96	1.01	1.18
23	KAKAO ↑ KAHVE ↑	937	→ BRENT ↑900	0.96	1.01	1.18
24	MISIR ↑ DOGALGAZ ↑	881	→ BRENT ↑846	0.96	1.01	1.17
25	WTI ↑ SEKER ↑	926	→ BRENT ↑889	0.96	1.01	1.17

Not: ↑ yönlü ok emtianın günlük getirisinin pozitif, ↓ yönlü ok emtia fiyatının getirisinin negatif olduđunu gstermektedir. → ise birlikte harekete eřlik eden emtiayı gstermektedir.

(Conf: güven düzeyini, lift: birlikte hareket etme katsayısı ve Conv: iliřki düzeyini gstermektedir.)

Kural 1 incelendiđinde; kakao ve çeltik emtialarındaki 847 gün birlikte artışına Brent petrol 819 gün artış yönünde eřlik etmiřtir. Bu kuralın güven düzeyi, 819/847 iřlem sonucunda %97 olarak hesaplanmıřtır. Kural 2 incelendiđinde; WTI ve çeltik emtialarındaki 869 gün birlikte artışına Brent petrol 840 gün artış yönünde eřlik etmiřtir. Bu kuralın güven düzeyi, 840/869 iřlem sonucunda %97 olarak hesaplanmıřtır. Kural 3 incelendiđinde; kakao ve buđday emtialarındaki 838 gün birlikte artışına Brent petrol 809 gün artış yönünde eřlik etmiřtir. Bu kuralın güven düzeyi, 809/838 iřlem sonucunda %97 olarak hesaplanmıřtır. Diđer tüm birliktelik kurallarında Brent petrolün diđer emtialara eřlik ettiđi grrlmektedir. Bu durum brent petrolün emtialar arasında belirleyici olduđunu gstermektedir.

6. Sonuç

Emtia piyasalarının 2000'li yılların bařında finansallařması ile birlikte, emtia piyasalarına yapılan yatırımlarda büyük artış yařanmıř ve sundukları çeřitlendirme fırsatları nedeniyle küresel yatırımcıların ilgisini çekmeye bařlamıřlardır. Dolayısıyla emtialar, yatırımcılar tarafından

özellikle portföy çeşitlendirme ve enflasyona karşı korunmak için alternatif bir varlık sınıfı olarak görülmüştür. Bu yüzden emtialar birçok yatırımcı için güvenli liman ve riskten korunmak için en iyi alternatif olarak görülmektedir. Günümüzde yatırımcılar, finansal piyasalardaki varlıkların hangi yönde hareket ettiğini yakından takip etmektedir. Özellikle küresel finans piyasalarının entegrasyonu, finansal piyasaları daha fazla birlikte hareket etme kabiliyetini artırmaktadır. Bu doğrultuda yatırımcıların özellikle riskten ve enflasyondan korunmak için portföylerine yeni varlık sınıflarını ekleme iştahı giderek artmaktadır. Dolayısıyla yatırımcıların bir borsanın düşüşü veya yükselişi sonrasında diğer borsaların veya finansal varlıkların hangi yöne doğru hareket edeceğini öngörmesi, hızlı ve etkili kararlar almasında kritik öneme sahiptir. Emtialar arasındaki ortak hareket, iki veya daha fazla emtianın birlikte hareket etmesi ve bir emtia fiyatının artış veya azalışı diğer emtiaları etkilediğinde bu durum emtia vadeli işlem piyasalarındaki tüccarlara ve yatırımcılara değerli bilgiler sunabilir.

Spekülatörler, risk yönetimi, riskten korunma stratejileri ve varlık fiyatlandırması için vadeli işlem piyasalarında spekülasyon yapmak amacıyla fiyat hareketleri ve bunların bağlantıları hakkında bilgi edinmek isterken (Chao vd., 2021; Kou vd., 2021), tüccarlar ise fiyat hareketlerini tahmin edebilmek için belirli emtiaların fiyatları arasındaki bağlantıyı bilmek isterler. Petrol, enerji kaynağı olarak en yaygın kullanılan emtia olduğundan, enerji maliyetleri ve dolayısıyla üretim maliyetleri aracılığıyla hemen hemen diğer tüm emtialarla bağlantısı vardır. Bu nedenle petrol fiyatları diğer birçok emtia üzerinde yayılma etkisine sahiptir. Bu durum üretim maliyetleri, yurt içi enflasyon ve döviz kurları aracılığıyla petrol fiyatlarının küresel ekonomideki önemini arttırmaktadır.

Bu çalışmada 20 emtia piyasasının birlikte hareketleri veri madenciliği yöntemlerinden birliktelik kuralı ile analiz edilmiştir. Analizler için 20 emtianın 01.01.2010-01.08.2023 tarihleri arasındaki 3.216 günlük kapanış fiyatları dikkate alınmıştır. Çalışmada analizler için literatürde sıklıkla kullanılan birliktelik kuralı algoritmalarından Apriori ve FP-Growth algoritmaları kullanılmıştır.

Apriori algoritması ile öncelikle % 98 güven (confidence) ve %10 destek (support) düzeyi temel alınarak toplam 100 kural üretilmiş ve en yüksek güven seviyesine sahip ilk 25 adet üç değişkenli ve dört değişkenli kuralların tümünde Brent petrolün diğer emtialara eşlik ettiği görülmüştür. Brent petrolden sonra ilk 25 kuralda en yüksek görülme sıklığı platin 11, kakao 9, sığır 8, çinko 8, soya 8, buğday 7, paladyum 5, mısır 5, WTI 4, pamuk 3, doğalgaz 3, bakır 3, şeker 2, kahve 1, nikel 1 ve çeltik 1 kuralda görülmüştür. Apriori algoritması ile ikinci aşamada güven (confidence) düzeyi %90 ve %25 destek (support) düzeyi temel alınarak elde edilen 100 kuraldan ilk 25 iki değişkenli kuralların tümünde de yine Brent petrolün diğer emtialar eşlik ettiği görülmüştür. Brent petrolden sonra en yüksek görülme sıklığı kakao 8, doğalgaz 6, çeltik 6, platin 4, buğday 3, paladyum 3, mısır 3, pamuk 3, bakır 3, WTI 2, kahve 1, nikel 1, altın 1, sığır 1, soya 1, gümüş 1 ve kereste 1 kuralda görülmüştür.

FP-Growth algoritması ile öncelikle %97 güven (confidence) düzeyi ve %10 destek (support) seviyesi temel alınarak toplam 77 adet dört değişkenli ve beş değişkenli kurallar elde edilmiş ve bu kurallardan en yüksek güven düzeyine sahip ilk 25 kuralın tümünde Brent petrolün diğer emtialara eşlik ettiği tespit edilmiştir. Brent petrolden sonra en yüksek görülme sıklığı mısır 19, buğday 15, bakır 11, WTI 11, kakao 10, çeltik 9, doğalgaz 4, kahve 4, pamuk 4, gümüş 2, kereste 1, soya 1, altın 1, sığır 1 ve şeker 1 kuralda gözlemlenmiştir. İkinci aşamada minimum %90 güven (confidence) düzeyi ve %10 destek (support) seviyesi temel alınarak iki ve üç

deęişkenli toplam 100 kural elde edilmiş ve ilk 25 kuralın tümünde Brent petrolün dięer emtialara eşlik ettięi görülmüştür. Brent petrolden sonra en yüksek görölme sıklığı kakao 11, doğalgaz 7, çeltik 6, mısır 4, bakır 4, buęday 3, sığır 3, kahve 3, WTI 2, pamuk 2, soya 1, kereste 1, altın 1 ve nikel 1 kuralda gözlemlenmiştir.

FP-Growth algoritması ile üretilen dört deęişkenli ve beş deęişkenli kuralların (Tablo 12), Apriori algoritması ile üretilen dört deęişkenli (Tablo 10) kurallara göre daha sık öęe oluşturduęu görülmüştür. Dięer bir ifadeyle FP-Growth algoritması ile üretilen ilk 25 kural (Tablo 12), apriori algoritması ile oluşturulan ilk 25 kuraldan (Tablo 10) daha sık öęe kümeleri oluşturmuştur. Hem apriori hem de FP-Growth algoritmaları ile üretilen üç deęişkenli (Tablo 11 ve 12) kurallar ise benzer sonuçlar vermiştir.

Hem apriori hem de FP-Growth algoritmaları ile üretilen kuralların tümünde Brent petrolün dięer emtialara eşlik ettięi gözlemlenmiştir. Bu durumda, yatırımcıların emtia yatırımları ile ilgili kararlarında, Brent petrolün hareketlerini yakından takip etmeleri kritik öneme sahiptir. Dolayısıyla Brent petrol fiyatlarının yukarı veya aşağı yönde hareketinin Brent petrol fiyatlarını yakından takip eden yatırımcılara, karar vericilere ve politika yapıcılara, dięer emtiaların hareketi ile ilgili yol gösterici olabileceęi de söylenebilir. Ayrıca sonuçlar, yatırımcıların tek bir emtiayı analiz ederek deęil emtiaların ortak hareketlerini de dikkate alarak yatırım kararı vermesinde etkili olabilir. Ham petrol, dięer emtia piyasalarını çeşitli şekillerde etkiledięi için stratejik bir emtia olduęu söylenebilir. Petrolün emtia piyasalarında kilit rol oynadıęı gerçeęi göz önüne alındığında, sonuçların şaşırtıcı olmadığı söylenebilir. Bu sonuçlar ayrıca teoriyi de destekler niteliktedir. Çünkü ham petrol fiyatlarındaki artışlar harcanabilir geliri azaltarak sanayi üretimini yavaşlatabilir. Prensip olarak harcanabilir gelirin düşük olması, özellikle tarım emtiaları üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olabilir. Öte yandan, sanayi üretimindeki düşüş, hammadde ve deęerli metal talebini olumsuz etkileyerek fiyatlar üzerinde aşağı yönlü bir baskı oluşturabilir. Bu nedenle ham petrol fiyatlarındaki artışların artan üretim/ulaştırma maliyetleri yoluyla tarım emtiaları fiyatları üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olması beklenir.

Gelecek çalışmalarda farklı borsalarda benzer yöntem kullanılarak, farklı çalışmalar yapılabilir. Özellikle borsaların birlikte hareketleri bulanık (fuzzy) birliktelik kuralı ile analiz edilebilir. Bu sayede borsalar arasındaki etkileşimler keşfedilebilir.

Araştırma ve Yayın Etięi Beyanı

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

Arařtırmaçıların Katkı Oranı Beyanı

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

Arařtırmaçıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

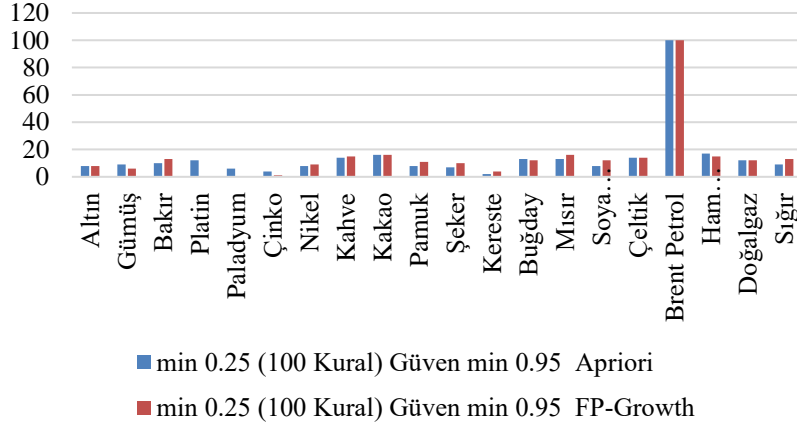
- Abid, I., Dhaoui, A., Goutte, S. and Guesmi, K. (2020). Hedging and diversification across commodity assets. *Applied Economics*, 52(23), 2472-2492. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1693016>
- Agrawal, R., Imieliński, T., and Swami, A. (1993). Mining association rules between sets of items in large databases. In P. Buneman, S. Jajodia and W. Kim (Eds.), *SIGMOD '93: Proceedings of the 1993 ACM SIGMOD international conference on management of data* (pp. 207-216). Papers presented at the SIGMOD International Conference on Management of Data, New York: Association for Computing Machinery.
- Agrawal, R. and Srikant, R. (1994). Fast algorithms for mining association rules. In J.B. Bocca, M. Jarke and C. Zaniolo (Eds.), *Proceedings of 20th international conference on very large data bases* (pp. 487-499). Papers presented at the International Joint Conference on Very Large Data Bases, Santiago Chile, San Fransisco: Morgan Kaufmann Publishers.
- Algieri, B. and Leccadito, A. (2017). Assessing contagion risk from energy and non-energy commodity markets. *Energy Economics*, 62, 312-322. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.01.006>
- Arafah, A.A. and Mukhlash, I. (2015). The application of fuzzy association rule on co-movement analyze of Indonesian stock price. *Procedia Computer Science*, 59, 235-243. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.01.006>
- Argiddi, R.V. and Apte, S.S. (2012). Future trend prediction of Indian IT stock market using association rule mining of transaction data. *International Journal of Computer Applications*, 39(10), 30-34. <https://doi.org/10.5120/4858-7132>
- Arouri, M.E.H., Hammoudeh, S., Lahiani, A. and Nguyen, D.K. (2013). On the short-and long-run efficiency of energy and precious metal markets. *Energy Economics*, 40, 832-844. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.10.004>
- Azeez, N.A., Ayemobola, T.J., Misra, S., Maskeliūnas, R. and Damaševičius, R. (2019). Network intrusion detection with a hashing based Apriori algorithm using Hadoop MapReduce. *Computers*, 8(4), 86. <https://doi.org/10.3390/computers8040086>
- Basak, S. and Pavlova, A. (2016). A model of financialization of commodities. *The Journal of Finance*, 71(4), 1511-1556. <https://doi.org/10.1111/jofi.12408>
- Basu, D. and Miffre, J. (2013). Capturing the risk premium of commodity futures: The role of hedging pressure. *Journal of Banking and Finance*, 37(7), 2652-2664. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.02.031>
- Bramer, M. (2016). *Principles of data mining*. London: Springer.
- CFTC. (2023). *Commodity futures trading commission*. Retrieved from <https://www.cftc.gov/>
- Chalid, D.A. and Handika, R. (2022). Comovement and contagion in commodity markets. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2064079. <https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2064079>
- Chao, X., Kou, G., Peng, Y. and Viedma, E.H. (2021). Large-scale group decision-making with non-cooperative behaviors and heterogeneous preferences: An application in financial inclusion. *European Journal of Operational Research*, 288(1), 271-293. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2020.05.047>
- Chen, M.S., Han, J. and Yu, P.S. (1996). Data mining: An overview from a database perspective. *IEEE Transactions on Knowledge and Data Engineering*, 8(6), 866-883. doi:10.1109/69.553155
- Cheng, I.H. and Xiong, W. (2014). Financialization of commodity markets. *Annual Review of Financial Economics*, 6(1), 419-441. <https://doi.org/10.1146/annurev-financial-110613-034432>
- Daskalaki, C. and Skiadopoulos, G. (2011). Should investors include commodities in their portfolios after all? New evidence. *Journal of Banking & Finance*, 35(10), 2606-2626. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.02.022>
- Diamandis, P.F. (2009). International stock market linkages: Evidence from Latin America. *Global Finance Journal*, 20(1), 13-30. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2009.03.005>

- Dunham, M.H. (2006). *Data mining: Introductory and advanced topics*. London: Pearson.
- Erpolat, S. (2012). Otomobil yetkili servislerinde birliktelik kurallarının belirlenmesinde Apriori ve FP-Growth algoritmalarının karřılařtırılması. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(1), 151-166. Eriřim adresi: <https://earsiv.anadolu.edu.tr/>
- Frankel, J.A. and Rose, A.K. (2010) *Determinants of agricultural and mineral commodity prices* (HKS Faculty Research Working Paper No. RWP10-038). Retrieved from <https://dash.harvard.edu/handle/1/4450126>
- Gilbert, C.L. (2010). Commodity speculation and commodity investment. *Market Review*, 28, 26-46. doi:10.5555/20103231905
- Han, J., Kamber, M. and Pei, J. (2012). *Data mining concepts and techniques*. New York: Elsevier.
- Han, J., Pei, J. and Kamber, M. (2011). *Data mining: Concepts and techniques*. New York: Elsevier.
- Han, J., Pei, J. and Yin, Y. (2000). Mining frequent patterns without candidate generation. *ACM Sigmod Record*, 29(2), 1-12. <https://doi.org/10.1145/335191.335372>
- Heil, T.L., Peter, F.J. and Prange, P. (2022). Measuring 25 years of global equity market co-movement using a time-varying spatial model. *Journal of International Money and Finance*, 128, 102708. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2022.102708>
- Hernández, C.J.B., García-Medina, A. and Porro, V.M.A. (2021). Study of the behavior of cryptocurrencies in turbulent times using association rules. *Mathematics*, 9(14), 1620. <https://doi.org/10.3390/math9141620>
- Ho, G.T., Ip, W.H., Wu, C.H. and Tse, Y.K. (2012). Using a fuzzy association rule mining approach to identify the financial data association. *Expert Systems with Applications*, 39(10), 9054-9063. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2012.02.047>
- Inaba, K.I. (2020). A global look into stock market comovements. *Review of World Economics*, 156(3), 517-555. <https://doi.org/10.1007/s10290-019-00370-1>
- Jalpa, P.P. and Rustom, M.D. (2017). A novel hybrid method for generating association rules for stock market data. *International Journal of Latest Technology in Engineering, Management & Applied Science 3rd Special Issue on Engineering and Technology* 6(7), 6-15. Retrieved from <https://www.ijltemas.in/>
- Ji, Q. and Fan, Y. (2012). How does oil price volatility affect non-energy commodity markets? *Applied Energy*, 89(1), 273-280. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2011.07.038>
- Kang, W., Tang, K. and Wang, N. (2023). Financialization of commodity markets ten years later. *Journal of Commodity Markets*, 30, 100313. <https://doi.org/10.1016/j.jcomm.2023.100313>
- Kantardzic, M. (2020). *Data mining: Concepts, models, methods, and algorithms*. John Wiley & Sons.
- Karaatlı, M., Kocabıyık, T., Yalçiner Çal, D. ve Çolak, M. (2021). BIST-30 Endeksinde yer alan payların ortak hareketlerinin veri madencilięi kapsamında birliktelik kuralı ile incelenmesi. *Finansal Arařtırmalar ve Çalıřmalar Dergisi*, 13(25), 548-571. <https://doi.org/10.14784/marufacd.976609>
- Kartal, B., Sert, M.F. and Kutlu, M. (2022). Determination of the world stock indices' co-movements by association rule mining. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 27(54), 231-246. <https://doi.org/10.1108/JEFAS-04-2020-0150>
- Kaur, J. and Dharni, K. (2022). Assessing efficacy of association rules for predicting global stock indices. *Decision*, 49(3), 329-339. <https://doi.org/10.1007/s40622-022-00327-8>
- Kavitha, M. and Selvi, S.T. (2016). Comparative study on Apriori algorithm and FP growth algorithm with pros and cons. *International Journal of Computer Science Trends and Technology*, 4(4), 161-164. Retrieved from <https://api.semanticscholar.org>
- Kirikaleli, D. and Güngör, H. (2021). Co-movement of commodity price indexes and energy price index: A wavelet coherence approach. *Financial Innovation*, 7(1), 15. <https://doi.org/10.1186/s40854-021-00230-8>

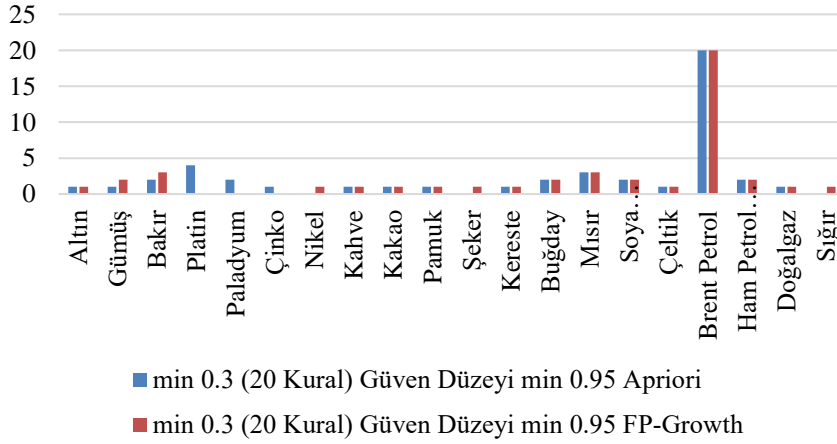
- Kocabıyık, T., Dağ, O. ve Karaatlı, M. (2021). Borsa İstanbul endekslerinin birlikte hareketi: FP Growth algoritması ile bir uygulama. *Uluslararası İşletme, Ekonomi ve Yönetim Perspektifleri Dergisi (IJBEMP)*, 5(2), 659-672. doi:10.29228/ijbemp.52518
- Kotu, V. and Deshpande, B. (2018). *Data science: Concepts and practice*. Massachusetts: Morgan Kaufmann.
- Kou, G., Xu, Y., Peng, Y., Shen, F., Chen, Y., Chang, K. and Kou, S. (2021). Bankruptcy prediction for SMEs using transactional data and two-stage multiobjective feature selection. *Decision Support Systems*, 140, 113429. <https://doi.org/10.1016/j.dss.2020.113429>
- Lee, C.C. and Lee, C.C. (2023). International spillovers of US monetary uncertainty and equity market volatility to China's stock markets. *Journal of Asian Economics*, 84, 101575. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2022.101575>
- Liao, S.H. and Chou, S.Y. (2013). Data mining investigation of co-movements on the Taiwan and China stock markets for future investment portfolio. *Expert Systems with Applications*, 40(5), 1542-1554. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2012.08.075>
- Liao, S.H., Chu, P.H. and You, Y.L. (2011). Mining the co-movement between foreign exchange rates and category stock indexes in the Taiwan financial capital market. *Expert Systems with Applications*, 38(4), 4608-4617. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2010.09.134>
- Liao, S.H., Ho, H.H. and Lin, H.W. (2008). Mining stock category association and cluster on Taiwan stock market. *Expert Systems with Applications*, 35(1-2), 19-29. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2007.06.001>
- Liu, C., Zhang, X. and Zhou, Z. (2023). Are commodity futures a hedge against inflation? A Markov-switching approach. *International Review of Financial Analysis*, 86, 102492. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102492>
- Liu, X., Zhao, Y. and Sun, M. (2017). An improved Apriori algorithm based on an evolution-communication tissue-like p system with promoters and inhibitors. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 2017, 6978146. <https://doi.org/10.1155/2017/6978146>
- Masum, Z.H. (2019). Mining stock category association on Tehran stock market. *Soft Computing*, 23, 1165-1177. <https://doi.org/10.1007/s00500-017-2835-9>
- Matesanz, D., Torgler, B., Dabat, G. and Ortega, G.J. (2014). Co-movements in commodity prices: A note based on network analysis. *Agricultural Economics*, 45(S1), 13-21. doi:10.1111/agec.12126
- Mbarki, I., Khan, M.A., Karim, S., Paltrinieri, A. and Lucey, B.M. (2023). Unveiling commodities-financial markets intersections from a bibliometric perspective. *Resources Policy*, 83, 103635. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103635>
- Memis, E. and Kaya, H. (2019). Association rule mining on the BIST100 stock exchange. Paper presented at the *2019 3rd International Symposium on Multidisciplinary Studies and Innovative Technologies (ISMSIT)*. Ankara, Turkey. Retrieved from <https://ieeexplore.ieee.org/document/8932923>
- Mensi, W., Tiwari, A., Bouri, E., Roubaud, D. and Al-Yahyaee, K.H. (2017). The dependence structure across oil, wheat, and corn: A wavelet-based copula approach using implied volatility indexes. *Energy Economics*, 66, 122-139. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.06.007>
- Na, S.H. and Sohn, S.Y. (2011). Forecasting changes in Korea composite stock price index (KOSPI) using association rules. *Expert Systems with Applications*, 38(7), 9046-9049. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2011.01.025>
- NASDAQ. (2024). *Nasdaq website* [Dataset]. Retrieved from <https://www.nasdaq.com/>
- Nazlioglu, S. and Soytaş, U. (2012). Oil price, agricultural commodity prices, and the dollar: A panel cointegration and causality analysis. *Energy Economics*, 34(4), 1098-1104. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.09.008>
- Ohashi, K. and Okimoto, T. (2016). Increasing trends in the excess comovement of commodity prices. *Journal of Commodity Markets*, 1(1), 48-64. <https://doi.org/10.1016/j.jcomm.2016.02.001>

- Paranjape-Voditel, P. and Deshpande, U. (2013). A stock market portfolio recommender system based on association rule mining. *Applied Soft Computing*, 13(2), 1055-1063. <https://doi.org/10.1016/j.asoc.2012.09.012>
- Patel, R.J. (2019). BRICS emerging markets linkages. *The Journal of Private Equity*, 22(4), 42-59. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Prasanna, S. and Ezhilmaran, D. (2016). Association rule mining using enhanced Apriori with modified GA for stock prediction. *International Journal of Data Mining, Modelling and Management*, 8(2), 195-207. <https://doi.org/10.1504/IJDMMM.2016.077162>
- Rehman, M.U., Bouri, E., Eraslan, V. and Kumar, S. (2019). Energy and non-energy commodities: An asymmetric approach towards portfolio diversification in the commodity market. *Resources Policy*, 63, 101456. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101456>
- Sidhu, S., Meena, U. K., Nawani, A., Gupta, H. and Thakur, N. (2014). FP Growth algorithm implementation. *International Journal of Computer Applications*, 93(8), 6-10. doi:10.5120/16233-5613
- Singhal, S., Choudhary, S. and Biswal, P.C. (2019). Return and volatility linkages among international crude oil price, gold price, exchange rate and stock markets: Evidence from Mexico. *Resources Policy*, 60, 255-261. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.01.004>
- Son, L.H., Chiclana, F., Kumar, R., Mittal, M., Khari, M., Chatterjee, J.M. and Baik, S.W. (2018). ARM-AMO: An efficient association rule mining algorithm based on animal migration optimization. *Knowledge-Based Systems*, 154, 68-80. <https://doi.org/10.1016/j.knosys.2018.04.038>
- Srisawat A. (2011). *An application of association rule mining based on stock market*. Paper presented at the 3rd International Conference on Data Mining and Intelligent Information Technology Applications (ICMIA), Macao, China: IEEE. Retrieved from <https://ieeexplore.ieee.org/document/6108440>
- Stoll, H.R. and Whaley, R. (2010). Commodity index investing and commodity futures prices. *Journal of Applied Finance (Formerly Financial Practice and Education)*, 20(1). Retrieved from <https://papers.ssrn.com>
- Teker, T. ve Konuşkan, A (2022). Fan token fiyatlarında birliktelik etkisi. *Uluslararası İşletme, Ekonomi ve Yönetim Perspektifleri Dergisi*, 6(2), 359-376. <http://dx.doi.org/10.29228/ijbemp.65914>
- Umar, Z., Jareño, F. and Escribano, A. (2022). Dynamic return and volatility connectedness for dominant agricultural commodity markets during the COVID-19 pandemic era. *Applied Economics*, 54(9), 1030-1054. <https://doi.org/10.1080/00036846.2021.1973949>
- Ünsal, Ö. (2020). Veri madenciliği teknikleri ile hisse senetleri arasındaki fiyat etkileşimlerinin belirlenmesi. *Mühendislik Bilimleri ve Tasarım Dergisi*, 8(5), 106-112. <https://doi.org/10.21923/jesd.834105>
- Vacha, L., Janda, K., Kristoufek, L. and Zilberman, D. (2013). Time-frequency dynamics of biofuel-fuel-food system. *Energy Economics*, 40, 233-241. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.06.015>
- Vivian, A. and Wohar, M.E. (2012). Commodity volatility breaks. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(2), 395-422. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2011.12.003>
- Wang, Y., Wu, C. and Yang, L. (2014). Oil price shocks and agricultural commodity prices. *Energy Economics*, 44, 22-35. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.03.016>
- Yang, D.L., Hsieh, Y.L. and Wu, J. (2006). Using data mining to study upstream and downstream causal relationship in stock market. In X. Luo, A.A. Almohammed, C-H. Chen, S. Guan and D. Pamucar (Eds.), *Advances in intelligent systems research* (pp. 528-531). Papers presented at the 9th Joint International Conference on Information Sciences (JCIS-06). Atlantis Press. doi:10.2991/jcis.2006.191
- Zhang, X., Liu, Q., Tang, Y., Liu, G., Ning, X. and Chen, J. (2021). A FP-Growth algorithm based fault analysis method for distribution terminal unit. In J. Shi (Ed.), *2021 IEEE/IAS industrial and commercial power system Asia (I&CPS Asia)* (pp. 1463-1467). Papers presented at the IEEE/IAS Industrial and Commercial Power System Asia Conference, Chengdu, China: IEEE.

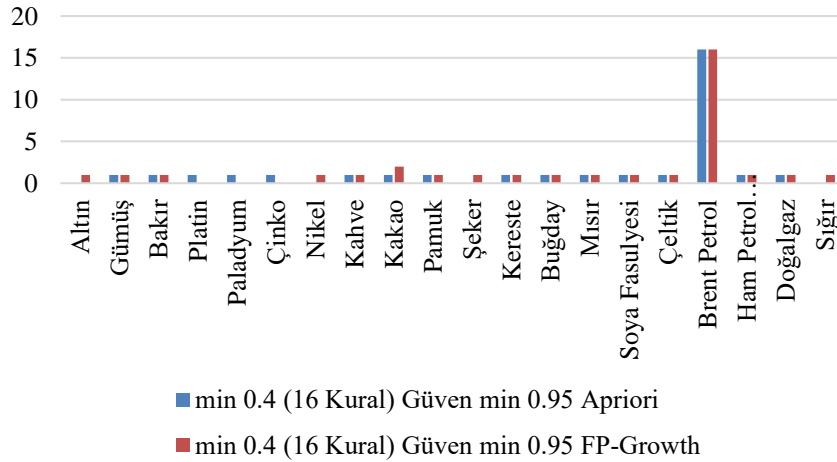
Ek 1. Farklı Destek ve Güven Değerlerine Göre Ortaya Çıkan Kural Sayıları



Grafik 1. 0.25 Destek Seviyesi ve 0.95 Güven Düzeyinde 100 Kural



Grafik 2. 0.3 Destek Seviyesi ve 0.95 Güven Düzeyinde 20 Kural



Grafik 3. 0.4 Destek Seviyesi ve 0.95 Güven Düzeyinde 16 Kural

AN INVESTIGATION OF CO-MOVEMENTS OF COMMODITY MARKETS BY DATA MINING

EXTENDED SUMMARY

The Aim of the Study

The aim of this study is to investigate the co-movement of commodity markets by the data mining method. In this context, in the study, the co-movement of commodity markets are examined by Apriori and FP-Growth algorithms, which are association rule analysis techniques in data mining methods.

Considering the fact that the co-movements of commodity markets have been investigated with many different methods in the literature, it is thought that the association rule analysis used in this study will enrich the literature. Another contribution of the study to the literature is that it allows a comparison of the rules produced by Apriori and FP-Growth algorithms, which are association rule algorithms.

Literature Review

In their study, Hernández et al. (2021) analyzed the joint movements of cryptocurrencies with the data mining method. Karaatlı et al. (2021) stated that in order to create a portfolio, shares in the BIST 30 index are included in macroeconomic variables (M1 money supply, gold ounce price, export-import coverage ratio, industrial production index, foreign exchange basket, manufacturing industry capacity utilization rate, interest, producer price index, financial FP-Growth algorithm was used to analyze its movement with services confidence index, international direct investments, crude oil, S&P 500 index). In their study, Kartal et. al. (2022) analyzed the joint movements of 11 stock market indices in the world between 2001 and 2009 with the association rule algorithm in data mining methods. Kaur and Dharni (2022) selected seven countries for analysis, consisting of developed markets (Japan, the United Kingdom, and the United States) and emerging markets (South Africa, India, Brazil, and China) according to the MSCI (Morgan Stanley Capital International) market classification. In their study, Teker and Konuskan (2022) examined the joint movements of cryptocurrencies issued by football clubs with association analysis from data mining applications.

Methodology

Association rules introduced by Agwaral, et.al. (1993) are used to identify patterns and frequently recurring elements in a data set. Nowadays, the association rules analysis method is used in marketing, finance, health, science, engineering, etc. It is frequently used in many fields (Son et al., 2018). For example, if a person who buys product X also buys product Y, it can be said that there is a relationship between product X and product Y, and this information is useful information for decision makers. Therefore, the main purpose of applying the algorithms developed for association rules analysis is to find simultaneous relationships by analyzing random data and use these relationships as a reference during decision-making (Liao et.al. 2011: 4611).

Findings

With the Apriori algorithm, a total of 100 rules were generated based on a confidence level of 98% and a support level of 10%, and it was observed that Brent oil accompanied other commodities in all of the first 25 trivariate and four-variate rules with the highest confidence level.

With the FP-Growth algorithm, a total of 77 four-variable and five-variable rules were generated based on 97% confidence level and 10% support level, and it was found that Brent oil accompanied other commodities in all of the first 25 rules with the highest confidence level.

Conclusion

In all the rules generated by both Apriori and FP-Growth algorithms, Brent oil is observed to accompany other commodities. In this case, it is critical for investors to closely follow the movements of Brent oil in their commodity investment decisions. Therefore, it can be said that the upward or downward movement of Brent oil prices can guide investors who closely follow Brent oil prices regarding the movement of other commodities. Crude oil is a strategic commodity as it affects other commodity markets in various ways. Given the fact that oil plays a key role in commodity markets, the results are not surprising. These results also support the theory since increases in crude oil prices can slow down industrial production by reducing disposable income. In principle, lower disposable income can have a negative impact, especially on agricultural commodities. On the other hand, a decline in industrial production may adversely affect demand for raw materials and precious metals, putting downward pressure on prices. Higher crude oil prices are therefore expected to have a negative impact on agricultural commodity prices through higher production/transportation costs.

İŐLETME DEĐERİ İLE FİNANSAL RİSKLER ARASINDAKİ İLİŐKİ: BİST SÜRDÜRÜLEBİLİRLİK ENDEKSİ ÜZERİNE UYGULAMA

The Relationship between Firm Value and Financial Risks: An Application on BIST Sustainability Index

Ayőegül ERTUĐRUL*^{ID}, İlknur KÜLEKÇİ**^{ID} & Mete BUMİN***^{ID}

Öz

İőletmelerin deđerini ve istikrarını korumak için finansal riskleri yönetmek gereklidir. Bu kapsamda, finansal risklerin iőletme deđeri üzerindeki etkisinin ortaya konulması Őirket hissedarları, yöneticileri ve yatırımcılar açısından önem arz etmektedir. Bu alıőmada, BIST Sürdürülebilirlik Endeksinde yer alan Őirketlerin iőletme deđerleri ile finansal riskleri arasındaki iliőkinin incelenmesi amaçlanmıőtır. Bu kapsamda, BIST Sürdürülebilirlik Endeksinde yer alan mali sektör kuruluşları dıőında kalan Őirketlerin 2018-2022 yılları arasındaki eyrek dönemlik verileri esas alınarak bu Őirketlerin iőletme deđeri ile finansal riskleri arasındaki iliőki panel regresyon analizi (sabit etkiler) yöntemi ile incelenmiőtir. alıőmada bađımlı deđiőken olarak iőletme deđeri için piyasa deđeri/defter deđeri oranı dikkate alınırken; finansal risk faktörleri olarak da finansal kaldıra, kur riski, kredi riski ve likidite riski bađımsız deđiőkenler olarak belirlenmiőtir. alıőmadan elde edilen bulgulara göre iőletme deđeri ile finansal kaldıra arasında anlamlı ve negatif yönlü bir iliőki bulunurken, iőletme deđeri ile kur riski ve kredi riski arasında anlamlı ve pozitif yönlü bir iliőki bulunmuőtur. İőletme deđeri ile likidite riski arasında ise anlamlı bir iliőki tespit edilememiőtir.

Anahtar Kelimeler:

İőletme Deđeri,
Finansal Risk,
Panel Veri Analizi.

JEL Kodları:

G32, L25, C23

Abstract

Managing financial risks is necessary to protect the value and stability of companies. In this context, revealing the impact of financial risks on firm value is important for company shareholders, managers, and investors. This study aims to examine the relationship between the firm value and financial risks of companies in the BIST Sustainability Index. In this context, the relationship between the firm value and financial risks of the companies in the BIST Sustainability Index, excluding financial sector companies, is analyzed by panel regression analysis (fixed effect model) method based on quarterly data between 2018 and 2022. In the study, market capitalization/book value ratio was determined as the dependent variable representing the firm value; and financial leverage, currency risk, credit risk, and liquidity risk, which were selected as financial risk factors, were determined as independent variables. According to the findings of the study, a significant and negative relationship was found between firm value and financial leverage, while a significant and positive relationship was found between firm value and currency risk and credit risk. No significant relationship was found between firm value and liquidity risk.

Keywords:

Firm Value,
Financial Risk,
Panel Data Analysis.

JEL Codes:

G32, L25, C23

*Dr. Öğr. Üyesi., İstanbul Geliőim Üniversitesi, Uygulamalı Bilimler Fakültesi, Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, Türkiye, aertugrul@gelisim.edu.tr

**Arő. Görevlisi., İstanbul Geliőim Üniversitesi, Uygulamalı Bilimler Fakültesi, Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, Türkiye, ikulekci@gelisim.edu.tr

**Do. Dr., Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu, Türkiye, mbumin@bddk.org.tr

Makale Geliő Tarihi (Received Date): 11.01.2024 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 26.03.2023

Bu eser Creative Commons Atf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıőtır.



1. Giriş

Etkili risk yönetim kararları, finansal yönetim hedeflerine ulaşmak ve işletmelerin risklerini yönetebilme yeteneklerini geliştirmede önemli bir faktör olarak ortaya çıkmaktadır. Finansal risk yönetimi, sürdürülebilir yönetim amaçları çerçevesinde işletme yönetiminin bir bileşeni olarak risklerin doğru bir şekilde tahmin edilmesi ve kontrol edilmesini gerektirmektedir. İşletmelerin risk yönetimi çerçevesinde finansal riskler olarak kabul edilen finansal kaldıraç, kur riski, kredi riski ve likidite riski gibi risklerin şirketlerin işletme değeri üzerinde etkili olduğu görülmektedir (Öztürk vd., 2022).

Bir işletmenin toplam borçlarının toplam aktiflere oranının yüksek olması, işletme varlıklarının daha büyük bir kısmının borçla finanse edildiği ve işletmelerin daha yüksek finansal riski göze aldığı anlamına gelmektedir. Yüksek finansal riske sahip işletmeler ekonomik krizlere veya faiz oranlarındaki değişikliklere karşı daha savunmasız durumda bulunmaktadır (Zou ve Adams, 2008). Kredi riskini etkili bir şekilde yöneten ve azaltan şirketlerin uzun vadede piyasadaki şirket imajını, finansmana erişimini ve sermaye maliyetini etkileyeceği için sürdürülebilir işletme değerine katkıda bulunarak uygun bir sermaye maliyetini ve yatırımcı güvenini sürdürme olasılıkları daha yüksek olmaktadır (Harb vd., 2023).

İşletmelerin likiditesi, ödeme gücünü gösterdiği için aynı şekilde şirketin yatırımcının gözündeki imajını ve sermaye maliyetini olumlu yönde etkilemektedir (Waitherero vd., 2021). Diğer taraftan, bir ülkenin dış ticaret dengesinin sağlanmasında döviz kuru değişimi önemli bir göstergedir. Daha yüksek bir ticaret açığı yerel para biriminin değer kaybetmesine yol açabilir (Salihoğlu, 2022). Bu değer kaybı döviz kurunun oynaklığını artırarak dış ticaret yapan firmaların kur riskini arttırabilir (Kharroubi, 2011). Dış ticaret açığı ithalat için daha fazla döviz talebiyle sonuçlanabilir ve bu da yerel para biriminin değeri üzerinde aşağı yönlü baskı yaratabilir (Heim, 2008). Bu durum, işletmelerin yerel para birimlerini yabancı para birimine çevirirken daha yüksek maliyetlerle karşılaşabilecekleri için döviz kuru riskini arttırabilecektir (Tseng vd., 2007).

Son yıllarda işletmeler tarafından kar maksimizasyonu yerine işletmenin katlanacağı risk faktörünü dikkate alan değer maksimizasyonu kavramı kullanılmaktadır (Şenol ve Karaca, 2017). Ülke ekonomileri geliştikçe ve finansal piyasalar derinleştikçe şirketlerin maruz kaldıkları riskler de artmaktadır. Şirketlerin işletme değerlerinin üzerinde etkili olan faktörlerin neler olduğunun bilinmesi ve analiz edilmesi işletme değerinin yükselmesine katkı sağlayacaktır. Ayrıca, halka açık şirketlere yatırım yapacak yatırımcıların işletmeleri seçerken işletme değerini maksimize etme ihtimali yüksek olan işletmeleri seçmeleri beklenmektedir. İşletme yöneticilerinin risklerini, risk modeli kullanarak değerlendirmesi ve yönetmesi gerekmektedir. İşletmelerin kontrol edilebilir risklerini yönetmeleri, faiz oranları, döviz kurları ve emtia fiyatları gibi faktörlerdeki dalgalanmalara karşı korunmalarına da olanak tanıyacaktır.

İşletme yöneticileri, işletme değerini maksimize etmeyi amaçlarken aynı zamanda sürdürülebilirliklerini de korumalıdır. Finansal riskler ve işletme değeri arasındaki ilişkinin bilinmesi işletmenin sürdürülebilirliğini koruyabilmesi için de önemlidir (Dilmaç ve Korkmaz, 2018). Bu nedenle, finans literatüründe finansal riskler ve işletme değeri arasındaki ilişkinin incelendiği çok sayıda çalışma yapılmıştır. (örneğin; Keller ve Siegrist, 2006; Şenol ve Karaca, 2017; Al Mustofa vd., 2020; Öztürk vd., 2022). Bu çalışmaların bazılarında işletmelerin finansal risklerinin hisse senetlerinin değeri üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir (Karaca ve Çonkar, 2022). Bu nedenle, finansal riskleri anlamak ve yönetmek, işletmelerin değerini ve istikrarını korumak için gereklidir. Sonuç olarak, finansal risklerin işletme değeri

üzerindeki etkisinin ortaya konulması řirket hissedarları, yöneticileri ve yatırımcılar açısından önem arz etmektedir.

Kurumsal sürdürülebilirlik, mevcut ve gelecekteki paydařların ihtiyaçlarını karřılamak ve dengelemek için en iyi iř uygulamalarını kullanmayı amaçlayan bir iř ve yatırım stratejisi olarak kabul edilmektedir (Artiach vd., 2010). Bireysel ve kurumsal yatırımcılar için sürdürülebilirlik endeksleri, sürdürülebilirlik açısından ilerlemenin nicel bir ölçüsü olarak ortaya çıkmakta ve aynı sektördeki řirketlerin sürdürülebilirlik performanslarını deęerlendirmek ve karřılařtırmak için imkân sağlamaktadır.

Türkiye’de Borsa İstanbul (BIST) sürdürülebilirlik uygulamalarına ilgisi giderek artan, gelişmekte olan bir hisse senedi piyasası olarak 2012 yılında Birleşmiş Milletler Sürdürülebilir Menkul Kıymetler Borsaları Giriřimi'ne kurucu piyasalardan birisi olarak katılmıştır (Ararat ve Süel, 2014). Türkiye’de sürdürülebilirliğe verilen önemin hem toplumsal hem de kurumsal olarak artmasıyla birlikte BIST tarafından 2014 yılında BIST Sürdürülebilirlik Endeksi (XUSRD) oluşturulmuştur. BIST Sürdürülebilirlik Endeksinde halen 77 řirket bulunmaktadır. Bu endeksin oluşturulmasıyla BIST, řirketlere çevresel, sosyal, kurumsal yönetim alanlarındaki risklerine ilişkin politika oluřturmaları sürecinde yol göstermek ve řirketlerin sürdürülebilirlik politikalarına ilişkin bilgiyi de yatırımcılara iletmeyi amaçlamaktadır. BIST Sürdürülebilirlik Endeksinde yer alan iřletmelerin daha yüksek iřletme deęerine sahip olduęu da görülmektedir (Abdioęlu, 2020; Daęistanlı ve Zeytinoęlu, 2022).

Bu çalışmada, BIST Sürdürülebilirlik Endeksinde yer alan řirketlerin iřletme deęerleri ile finansal riskleri arasındaki iliřkinin incelenmesi amaçlanmıştır. BIST Sürdürülebilirlik Endeksindeki mali sektör kuruluşları dıřındaki řirketlerin iřletme deęerini etkileyen finansal risklerin arařtırılmasının řirketlerin sürdürülebilirliğe yönelik çalışmalarını teřvik etmesi ve bu alanda gerçekteřtirilecek uygulamalara katkı saęlaması beklenmektedir. Bu kapsamda, BIST Sürdürülebilirlik Endeksinde bilanço yapıları reel sektör kuruluşlardan farklı yapıda olan 15 adet mali sektör kuruluşu dıřında kalan řirketlerin 2018-2022 yılları arasındaki çeyrek dönemlik verileri esas alınarak iřletme deęeri ve finansal riskleri arasındaki iliřki panel regresyon analizi yöntemi ile incelenmiştir.

Bu çalışmanın, iřletme deęeri ile finansal riskler arasındaki iliřkiyi inceleyen dięer çalışmalardan farklı temel olarak BIST Sürdürülebilirlik Endeksinde yer alan řirketlerin verilerini esas alarak bu iki deęişken arasındaki iliřkinin incelenmesinden kaynaklanmaktadır. Bu çalışma sonucunda elde edilen bulgularla BIST Sürdürülebilirlik Endeksinde yer alan řirketlerin iřletme deęerini etkileyen finansal risk faktörleri hakkında bilgi sunularak literatüre katkı saęlanması amaçlanmıştır.

Çalışma beř bölümden oluřmaktadır. Çalışmanın ikinci bölümünde konu hakkındaki literatür sunulacak, üçüncü bölümde veriler, deęişkenler ve yönteme yer verilecek, dördüncü bölümde analizden elde edilen bulgular sunulacak, sonuç bölümünde ise elde edilen bulgular deęerlendirilecektir.

2. Literatür Arařtırması

İřletme deęeri ile finansal risk faktörleri üzerine yapılan çalışmalar incelendięinde, çalışmaların literatürde temel olarak iki gruba ayrıldıęı görülmektedir. Çalışmaların birinci grubunu, řirketlerin iřletme deęerini etkileyen risk faktörlerinin belirlenmesine yönelik çalışmalar

oluştururken, ikinci grubunu sürdürülebilirlik açısından işletme değerini etkileyen finansal risk faktörlerinin araştırıldığı akademik çalışmalar oluşturmaktadır.

Literatürde şirketlerin işletme değeri ile çeşitli finansal riskleri arasındaki ilişkinin araştırıldığı çalışmalar mevcut bulunmaktadır. Barakalı ve Elmas (2022) BIST30 Endeksinde bulunan şirketleri 2016-2021 yılları arasındaki çeyrek dönem verileriyle incelemişler ve kur riskinin işletmelerin piyasa değeri üzerinde anlamlı etkisi olduğunu ortaya koymuşlardır. Öztürk vd. (2022) firma değeri ile çeşitli finansal riskler arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmalarında BIST’de gıda, yiyecek-ıçecek ve tütün sektöründe işlem gören 23 işletmenin 2010-2020 yılları arasındaki verilerini esas almış ve bağımlı değişken olarak Tobin’s Q ile piyasa değeri/defter değeri, bağımsız değişken olarak da kredi riski oranı, kur riski oranı, likidite oranı, faiz riski oranı ve sermaye riski oranını kullanmışlardır. Tobin’s Q değişkeni için firma değeri ile kur riski arasında pozitif ve likidite riski ile negatif anlamlı bir ilişki olduğu; piyasa değeri/defter değeri değişkeni içinse firma değeri ile kredi riski arasında pozitif ve kur riski ile negatif anlamlı bir ilişki olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır.

Şenol ve Karaca (2017) finansal risklerin firma değerine olan etkisini araştırdıkları çalışmalarında İstanbul Sanayi Odası’nın (İSO) 2015 yılı Türkiye’nin Birinci 500 Büyük Sanayi Kuruluşları listesinden belirlenen 35 şirketin 2008-2015 yılları arasındaki verilerini analiz etmişlerdir. Bağımlı değişkenler olarak Tobin’s Q ile piyasa değeri/defter değeri, bağımsız değişkenler olarak da finansal kaldıraç, kredi riski, kur riski ve likidite riskini kullanılmıştır. Driscoll-Kraay modeliyle analiz edilen panel veri setinden elde edilen bulgulara göre, kaldıraç ve kredi riskleri firma değerini pozitif; kur ve likidite riski ise negatif etkilediği görülmektedir. Zengin ve Yüksel (2016) Türkiye’deki bankaların likidite riskini etkileyen faktörleri 2005-2014 yıllarına ait verilerle araştırdıkları çalışmalarında sermaye yeterlilik oranı ve net faiz marjının likidite riskini etkilediği bulgusunu elde etmişlerdir. Martínez-Sola vd. (2013) Borsada işlem gören İspanyol şirketlerinin 2001-2007 dönemindeki verilerinden oluşan bir örneklem için işletme değeri ile ticari kredi arasındaki ilişkiyi incelemiş ve elde edilen sonuçlara göre düşük alacak seviyelerinde işletme değeri ile ticari kredi arasında pozitif, yüksek alacak seviyelerinde ticari kredi ile negatif bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur.

Son dönemde şirketlerin finansal risklerinin hisse senedi değeri üzerindeki etkilerinin incelendiği çalışmaların sayısı artmaktadır. Karaca ve Çonkar (2022) BIST Sürdürülebilirlik Endeksinde yer alan işletmelerin finansal risklerinin hisse senedi değeri üzerindeki etkisini 2011-2020 yılları arasındaki verilerle panel veri analizi yöntemiyle analiz etmişler ve finansal risklerin hisse senedi getiri oranlarını negatif yönde etkilediğini, diğer bir ifadeyle, işletmelerin finansal riskleri azaldıkça hisse senedi getiri oranının arttığı sonucuna ulaşmışlardır. Parlakkaya vd. (2019) BIST Sürdürülebilirlik Endeksindeki 43 şirketin Endekse dahil olmasının hisse senedi getirisine olan etkisini 2014-2016 döneminde araştırdıkları çalışmalarında anlamlı bir etki olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Allayannis ve Weston (2001), ABD’de 1990-1995 yılları arasında finans dışı 720 işletmenin yabancı para türev ürünlerin kullanımının firma değeri üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışmada bağımlı değişken olarak belirlenen Tobin's Q ile türev ürün kullanımı arasında pozitif bir ilişki bulunduğu, ayrıca riskten korunmanın şirket değerinde bir artış sağladığı tespit edilmiştir.

Gök ve Özdemir (2017) BIST 100 ve BIST Sürdürülebilirlik Endeksinde işlem gören şirketlerin Kasım 2014 ile Aralık 2016 arasındaki verilerini kullandıkları çalışmada Sürdürülebilirlik Endeksinde yer alan şirketlerin BIST100 Endeksi içinde yer alan şirketlere göre

anlamalı bir řekilde daha yüksek finansal performans sergilediđi, řirketlerin Sürdürülebilirlik Endeksinde yer alıp almamasının yatırımcılar için finansal çıktıları yönünden teşvik edici etkiye sahip olmadığını ortaya koymuşlardır.

Dilmaç ve Korkmaz (2018) işletme değerini etkileyen finansal faktörleri belirlemek amacıyla BIST’de 2008-2015 yılları arasında işlem gören 12 banka ve 5 sigorta řirketinin çeyrek dönemlik verilerini analiz ettikleri çalışmada bağımlı deđişken olarak Tobin’s Q ile piyasa değeri/defter değeri, bağımsız deđişken olarak likidite, özkaynak karlılığı, büyüklük, kaldıraç oranı, maddi olmayan duran varlık ve aktif büyüme oranlarını kullanmışlardır. Çalışmada, bankaların piyasa değeri/defter değeri oranının, özkaynak karlılığı ile maddi olmayan duran varlıklarla pozitif, kaldıraç ile büyüklük deđişkenlerini ise negatif yönde etkilediđini; sigorta řirketlerinin piyasa değeri/defter değeri oranının kaldıraç oranını pozitif, özkaynak karlılık oranını ise negatif yönde etkilediđini tespit etmişlerdir.

Literatürde sürdürülebilirlik ve finansal performans arasındaki ilişkinin yönünün incelendiđi veya kontrol grubu oluşturularak her iki grubun finansal performanslarının karşılaştırılmasının yapıldıđı çalışmalarda bulunmaktadır. Comincioli vd. (2012) Domini 400 Social Index, Dow Jones Sustainability World Index ve FTSE4 Good Index’lerinden en az ikisinde yer alan 317 řirketin oluşturduđu örneklem ve bu endeksler kapsamına girmeyen 100 řirketin oluşturduđu kontrol grubu verileri ile kurumsal sosyal sorumluluk ve finansal performans arasındaki ilişkiyi arařtırdıkları çalışmalarında sürdürülebilirlik endeksine dahil olan řirketlerin piyasa katma değerlerinin daha yüksek olduđu sonucuna ulaşılmıştır.

Yukarıda yer alan çalışmalar incelendiğinde sürdürülebilirlik endeksinde yer alan řirketlerin işletme değeri ile hisse senedi getirileri ve finansal performansı arasındaki ilişkinin arařtırıldıđı çalışmaların çoğunlukta olduđu, ancak işletme değerini etkileyen finansal risk faktörlerinin belirlenmesine yönelik çalışmaların sınırlı olduđu görülmüştür. Bu çalışma ile özel olarak BIST Sürdürülebilirlik Endeksindeki řirketlerin işletme değerini etkileyen finansal risk faktörlerinin ortaya konulması amaçlanarak literatüre katkı sağlanması hedeflenmiştir.

3. Analiz

Çalışmanın bu bölümünde BIST Sürdürülebilirlik Endeksinde yer alan řirketlerin işletme değerleri ile finansal risk faktörleri arasındaki ilişkinin incelenmesi amacıyla çalışmada kullanılan veri seti, deđişkenler ve hipotezler sunulacak, analiz için uygulanacak modelin belirlenmesi için yapılan testler anlatılacaktır.

3.1. Veri Seti, Deđişkenler ve Hipotezler

Çalışmada BIST Sürdürülebilirlik Endeksinde yer alan mali sektör dışında kalan řirketlerin 2018-2022 yıllarına ait çeyrek dönem verileri kullanılmıştır. Analiz için belirlenen zaman aralıđı olan 2018-2022 döneminde tüm verilerine eksiksiz olarak ulaşılan 51 adet řirketin verileri Finnet veri tabanından elde edilmiştir. Çalışmada 1020 adet gözlem ile çalışılmış ve analiz yöntemi olarak panel regresyon analizi uygulanmıştır. Regresyon analizi uygulanmadan önce yatay kesit bağımlılığı ve homojenlik testleri yapılmış, elde edilen bulgulara göre birim kök testleri seçilmiştir. Birim kök testleri sonucuna göre deđişkenlerin farkları alınmış ve en iyi model seçimi sonucunda elde edilen bulgular sunulmuştur.

Çalışmada, konuya ilişkin literatürde yapılan çalışmalar dikkate alınarak bağımlı değişken olarak işletme değeri; finansal risk faktörleri olarak seçilen finansal kaldıraç, kur riski, kredi riski ve likidite riski de bağımsız değişkenler olarak belirlenmiştir. Çalışmada kullanılan işletme değeri ve finansal risklere ilişkin bağımlı ve bağımsız değişkenlerin formülleri ve bu oranların kullanıldığı literatürdeki kaynaklar Tablo 1’de sunulmaktadır.

Tablo 1. Bağımlı ve Bağımsız Değişkenler

	Kısaltmalar	Formüller	Kaynak
Bağımlı Değişken			
İşletme Değeri	PDDD	Piyasa Değeri / Defter Değeri	Uğur, 2011; Şenol ve Karaca, 2017; Topaloğlu, 2018; Öztürk vd., 2022
Bağımsız Değişkenler			
Finansal Kaldıraç	FKR	Toplam Borç / Toplam Aktif	Erol,2015; Metin vd., 2017; İskenderoğlu vd.,2018; Bardi, 2020; Çoşkunoglu, 2021
Kur Riski	KUR	Net Yabancı Para Pozisyonu / Özsermaye	Topaloğlu, 2018; Barakalı ve Elmas, 2022; Karaçayır, 2024
Kredi Riski	KDR	Kısa ve Uzun Vadeli Alacaklar / Özsermaye	Topaloğlu, 2018; Öztürk vd., 2022
Likidite Riski	LDR	Kısa Vadeli Yabancı Kaynaklar / Dönen Varlıklar	Şenol ve Karaca, 2017; Topaloğlu, 2018; Öztürk vd., 2022; Karaçayır, 2024

Araştırmanın hipotezleri aşağıda belirtildiği gibi oluşturulmuştur.

H0₁: İşletme değeri ile finansal kaldıraç arasında anlamlı bir ilişki yoktur.

H0₂: İşletme değeri ile kur riski arasında anlamlı bir ilişki yoktur.

H0₃: İşletme değeri ile kredi riski arasında anlamlı bir ilişki yoktur.

H0₄: İşletme değeri ile likidite riski arasında anlamlı bir ilişki yoktur.

Model (1) numaralı denklemde belirtildiği şekilde yazılmıştır.

$$PDDDT = \alpha + \beta_1 * FKRT + \beta_2 * KURT + \beta_3 * KDRT + \beta_4 * LDRT + \varepsilon \quad (1)$$

Çalışmada kullanılan değişkenlerin 2018-2022 yılı çeyrek dönemlerine ait verilerinin tanımlayıcı istatistik değerleri Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2. Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

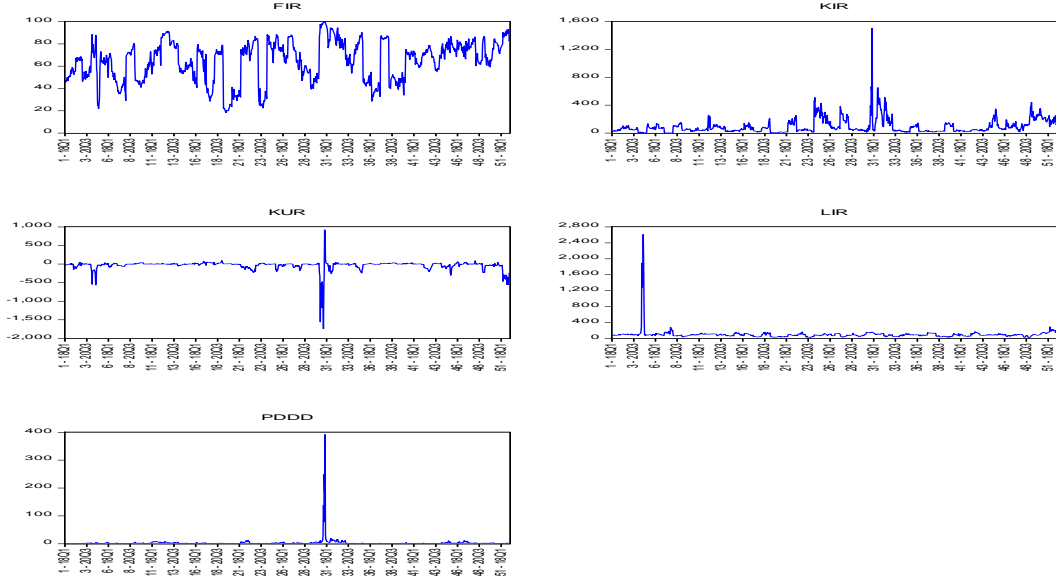
	PDDD	FKR	KUR	KDR	LDR
Ortalama	3.517828	64.55358	-34.16380	92.14767	98.08643
Ortanca	1.630495	67.73075	-1.454866	56.50867	86.68552
Maksimum	391.8923	99.89963	920.1650	1507.093	2608.475
Minimum	0.270130	18.20322	-1740.365	1.249916	18.81139
Standart Sapma	16.48513	17.91804	129.1492	104.5252	132.0042
Gözlem	1020	1020	1020	1020	1020

Tablo 2 incelendiğinde modele dahil edilen 51 adet şirketin işletme değerleri ortalamasının 3.517 olduğu, işletme değerinin en yüksek seviyesi 391.892 iken, minimum değerinin 0.270 düzeyinde olduğu ve aradaki farkın oldukça yüksek düzeyde kalarak standart sapma değerinin

yüksek olduđu gözlemlenmiştir. İşletmelerde finansal kaldıraç (FKR) düzeyi ortalamasının 64.553 olduđu, bu değerin en yüksek seviyesinin 99.899 olduđu, en düşük değerinin ise 18.203 olduđu ve finansal kaldıraçın standart sapmasının yüksek olduđu belirlenmiştir. Genel olarak ortalama değer incelendiğinde işletmelerde borç kullanım oranının öz sermaye kullanımından fazla olduđu görülmektedir. İşletmelerde finansal kaldıraçın yüksek olması bazı durumlarda şirketler için avantaj olabileceken, alınan borcun yanlış yatırım kararlarında kullanılması sonucunda borç kullanımını şirket aleyhine dönebilecektir. Analize dahil edilen dönemlerde uygulanan ekonomi politikaları gereği kredi faiz oranlarının düşük düzeylerde olması, şirketlerin dış kaynak kullanımında borca yönelmeleri sonucunu doğurmuş olduđu şeklinde yorumlanabilmektedir. Çalışmada kullanılan 51 adet işletmenin kur riski (KUR) değeri ortalaması negatif bir değer olan -34.164 seviyesinde iken, en yüksek değerin ise 920.1650 değeri ile oldukça yüksek olduđu görülmektedir. İşletmelerde net yabancı para pozisyonlarının genelde negatif düzeylerde olduđu gözlemlenmektedir. Genel olarak şirketlerde 2018-2022 yıllarında kur riski düzeyinin yüksek olduđu görülmüş ve bu durumun Türkiye’de yüksek enflasyon ve kur riski yaşamasının nihai sonucu olduđu şeklinde değerlendirilebilmektedir.

İşletmelerde kredi riski (KRD) değeri incelendiğinde ortalama kredi riski seviyesinin 92.147 düzeyinde olduđu, en düşük kredi riski değerinin ise 1.249 olduđu gözlemlenmiştir. Kredi riskinin en yüksek ve en düşük değer arasındaki farkının yüksek olması standart sapmanın da yüksek düzeyde olmasına neden olmuştur. Son olarak analize dahil edilen şirketlerin likidite risk (LRD) değerlerine bakıldığında şirketlerde dönen varlık düzeyinin kısa vadeli borç düzeylerinin oldukça altında olduđu söylenebilmektedir. Ortalama değer incelendiğinde likidite riskinin oldukça yüksek bir likidite risk düzeyi olan 98.086 düzeyinde olduđu, likidite riskinin maksimum ve minimum değerleri arasındaki farkın da yüksek oluşu standart sapma değerinin de oldukça yüksek olması sonucuna yol açtığı görülmüştür. Şirketlerin ellerinde bulunan kısa vadeli varlıkları ile almış oldukları kısa vadeli borçları ödeme gücünün analiz döneminde oldukça zor olduđu yönünde yorumlanabilmektedir.

Değişkenlerin yıllar ve çeyrek dönem bazında nasıl hareket ettiği grafik yardımıyla net bir şekilde görülmesi amaçlandığından bağımlı ve bağımsız değişkenlerin tanımlayıcı istatistiklerinin ardından değişkenlerin zaman içerisinde gösterdikleri seyir grafikleri Şekil 1’de belirtilmiştir.



Şekil 1. Değişkenlerinin Grafikleri

3.2. Testler ve Model Seçimi

Araştırmada hem zaman serisi hem de yatay kesit değişkenlerin olduğu bir durumda ilişkilerin analiz edilmesini sağlayan yöntem olan panel regresyon analizi kullanılmıştır. Bu yöntem sayesinde veri sayısında artış yaşandığından dolayı elde edilen bulguların güvenilirliği artmakta ve daha fazla esnek bir yapı oluşmaktadır (Gujarati, 2004). Panel veri analizinde, sabit etkiler ve rassal etkiler modelleri olarak iki analiz yöntemi bulunmaktadır (Baltagi, 2005; Dağlı ve Ayaydın, 2012). Sabit etkiler modelinde regresyon denkleminde kullanılmış olan terimlerin tüm yatay kesit verileri için bütün zaman serileri süresince sabit olduğu durumu göstermektedir (Balı ve Cinel, 2011). Rassal etkiler modelinde, yatay kesitlere ve zamana göre oluşan değişimlerin, modele hata teriminin bir bileşeni olarak katkı sağladığı ifade edilmektedir (Dağlı ve Ayaydın, 2012).

Çalışmanın bu aşamasında panel regresyon analizi uygulamasına geçmeden önce gerekli birim kök testi analizleri yapılacaktır. Ancak modelde kullanılacak olan birim kök testlerine karar vermeden önce yatay kesit bağımlılığı testi ve homojenlik testi yapılmıştır. Yatay kesit bağımlılığının olmadığı durumlarda birinci nesil birim kök testleri (Maddala ve Wu, 1999; Hadri, 2000; Levin vd., 2002; Im vd., 2003) uygulanırken, yatay kesit bağımlılığının olduğu durumlarda ise ikinci nesil birim kök testleri (Phillips ve Sul, 2003; Bai ve Ng, 2004; Pesaran, 2007) yapılmaktadır. Analizde kullanılan tüm değişkenlere tek tek yatay kesit bağımlılığı testi yapılmış ve ilgili sonuçlar Tablo 3’te sunulmuştur.

Tablo 3. Deęiřkenlerin Yatay Kesit Baęımlılıęı Testleri

H₀: Yatay Kesit Baęımlılıęı Yoktur		
Deęiřkenler	Test İstatistięi	Olasılıık
PDDD-İřletme Deęeri Pesaran CD	17.14045	0.0000
FKR- Finansal Kaldıraç Pesaran CD	15.199211	0.0056
KUR- Kur Riski Pesaran CD	18.96293	0.0335
KRD- Kredi Riski Pesaran CD	2.182282	0.0491
LDR- Likidite Riski Pesaran CD	16.88811	0.0413

Deęiřkenlere yapılan yatay kesit baęımlılıęı test sonuçlarının yer aldığı Tablo 3 incelendięinde, tüm deęiřkenlerde yatay kesit baęımlılıęı olmadığını savunan H₀ hipotezi red edilmiř ve yatay kesit baęımlılıęı olduęu bulgusuna ulařılmıřtır. Yatay kesit baęımlılıęı testinden sonra homojenlik testi (Hsiao, 2022) yapılmıř ve homojenlik testi sonuçları Tablo 4'te belirtilmiřtir. Duraęanlık testi seęiminde homojen veya heterojenlik önemli olduęundan çalıřmada homojenlik testi yapılmıřtır.

Tablo 4. Homojenlik Testi

Hipotezler	F-İstatistięi	Olasılıık Deęeri
H1	28.10933	0.0000
H2	10.91540	0.0000
H3	31.71354	0.0000

Tablo 4 incelendięinde modelde homojenlik saęlanamamıř ve heterojen olduęu görülmüřtür. Heterojen ve yatay kesit baęımlılıęı durumunda kullanılan test olan CADF testi yapılmıř ve tüm deęiřkenlerin duraęanlık seviyeleri incelenmiř ve elde edilen sonuçlar Tablo 5'te sunulmuřtur.

Tablo 5. CADF Birim Kök Testi

Deęiřkenler	Seviye (İstatistik Deęeri)	1. Derece Fark (İstatistik Deęeri)
PDDD-Piyasa Deęeri	-2.150	-8.324***
FKR- Finansal Risk	-1.890	-6.790**
KUR- Kur Riski	-1.234	-5.635**
KDR- Kredi Riski	-8.623***	-
LDR- Likidite Riski	-2.124	-7.235**

Not: Tablo deęeri % 5 için:-4.90, %10 için:-3.99, %1 için -7.49 , *%10'da anlamlı, **%5-%10'da anlamlı, ***%1-%5-%10'da anlamlı. Sabit+trendli olarak hesaplanan deęerler ile çalıřılmıř ve tüm deęiřkenler için gecikme uzunluęu SIC 1 olarak belirlenmiřtir.

CADF test sonuçlarına göre PDDD (piyasa deęeri), FKR (finansal kaldıraç), KUR (kur riski) ve LDR (likidite riski) deęiřkenlerinin seviyede duraęan olmadığı ve birinci farkta duraęan oldukları, KDR (kredi riski) deęiřkeninin ise seviyede duraęan olduęu görülmektedir. Bu açıdan duraęan olmayan deęiřkenlerin farkları alınarak panel regresyon analizi uygulanacaktır. Ancak

panel regresyon analizi uygulanmadan önce en iyi model seçiminin yapılması gerekmektedir. Bu amaçla Chow ve Hausman testleri yapılmıştır. Chow ve Hausman testleri için oluşturulan hipotezler aşağıdaki gibidir;

Chow testi hipotezi:

H₀: Havuzlanmış regresyon modeli uygundur (POLS)

H₁: Sabit etkiler modeli uygundur (FEM)

Hausman testi hipotezi:

H₀: Rassel etkiler modeli uygundur (REM)

H₁: Sabit etkiler modeli uygundur (FEM)

Yapılan testler sonucunda kullanılacak en uygun modelin sabit etkiler modeli (Fixed Effect Model-FEM) olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 6. En İyi Model Seçimi

Test	İstatistik Değeri	Olasılık	Karar
Chow	688.349612	0.0000	H ₀ red: FEM
Hausman	57.023145	0.0000	H ₀ red: FEM

4. Bulgular

Araştırmada sabit etkiler modeli (FEM) ile çalışılmış ve panel regresyon analizinden elde edilen bulgular Tablo 7’de sunulmuştur. Uygulanan regresyon analizi sonucunda modelin bir bütün olarak anlamlı olduğu görülmektedir $p(F) = 0.000 > 0.05$. Regresyon analizinden elde edilen sonuçların anlamlı ve doğru bir şekilde yorumlanabilmesi için gerekli olan, normallik, otokorelasyon olmaması ve homojenlik büyük varsayımlarının sağlandığı görülmektedir. Bu çerçevede, normallik varsayımı Breush-Pagan testi ile ($0.212 > 0.05$), otokorelasyon olmaması varsayımı Durbin Watson testi ile (2.032781) ve homojenlik varsayımı Green Heteroskedasticity testi ile ($0.720 > 0.05$) ile sağlanmıştır. Model bağımlı değişken olarak belirlenen PDDD değişkeninin, D (FKR), D (KUR) ve KDR bağımsız değişkenleri ile % 66 oranında açıklandığı görülmektedir.

Tablo 7. Panel Regresyon Analiz Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Olasılık
Sabit	-10.28602	0.538561	-19.09907	0.0000**
D(FKR)	-0.173958	0.054346	-3.200908	0.0014**
D(KUR)	0.012249	0.003377	3.626665	0.0003**
KDR	0.150606	0.004669	32.25865	0.0000**
D(LDR)	0.002237	0.003942	0.567355	0.5706

$R^2 = 0.661794$ F değeri = 33.12027 $p(F) = 0.000000$ Durbin Watson = 2.032781

p Breush-Pagan(LM) = 0.212 p Green Heteroskedasticity Test = 0.720

Not: *%5 anlam düzeyinde ** %1 anlam düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Modele ilişkin elde edilen bulgular incelendiğinde işletme değeri ile finansal kaldıraç arasında negatif yönlü anlamlı bir ilişki olduğu bulunmuş ve finansal kaldıraçta yaşanacak bir birimlik artışın işletme değerinin 0.173958 birim azalmasına neden olacağı görülmüştür. İşletme

deęeri ile kur riski arasında pozitif ynl anlamlı bir iliřki bulunmuřtur. Kur riskinde yařanacak bir birimlik artıř iřletme deęerinin 0.012249 birim artmasına neden olmaktadır. İřletme deęeri ile kredi riski arasında pozitif ynl ve anlamlı bir iliřki bulunmaktadır. Kredi riski bir birim artıř gsterdięinde iřletme deęerinde 0.150606 birim artıř yařanmaktadır. İřletme deęerini en fazla etkileyen risk faktrnn -0.173958 katsayısı ile finansal kaldıraç olduęu grlrken, bunu takiben 0.150606 katsayısı ile kredi riskinin iřletme deęerini en fazla etkileyen ikinci deęiřken olduęu grlmektedir. İřletme deęeri ile likidite riski arasında anlamlı bir iliřki bulunmamıř, likidite riskinin iřletme deęeri zerinde etkisinin olmadıęı grlmektedir. Sonu olarak panel regresyon analizinden elde edilen bulgular erevesinde H_{01} , H_{02} ve H_{03} hipotezleri reddedilirken H_{04} hipotezi kabul edilmiřtir.

alıřmadan elde edilen iřletme deęeri ile finansal kaldıra arasındaki anlamlı ve negatif ynl iliřkinin varlıęı, Dilma ve Korkmaz'ın (2018) alıřmasıyla uyumlu olarak řirketlerin aktiflerini borla karřılama oranı arttıa iřletme deęerinin dřtęn gstermektedir. İřletme deęeri ile kur riski arasındaki pozitif iliřki, finansal performansta dalgalanmalara neden olabilmektedir. zellikle dviz kurlarındaki dalgalanmaların sıklıęı ve řiddeti arttıa, iřletmenin finansal sonuları daha belirsiz hale gelebilmektedir.

alıřmadan elde edilen bulgulardan olan iřletme deęeri ile kredi riski arasında anlamlı ve pozitif ynl bir iliřki řirketlerin kredi riskinin arttıa iřletme deęerinin arttıęını gstermektedir. řeklindeki bulgu ztrk ve dięerlerinin (2022) alıřmasıyla uyumlu bulunmuřtur. Kredi riski iřletmelerin finansal anlamda rekabet gcne ve uzun vadeli bařarılarına ynelik riskleri vurgulamaktadır. İřletmeler, kredi riskini ynetmeye odaklanarak, finansal saęlımlıklarını artırabilir ve daha srdrlebilir bir byme stratejisi izleyebilirler. Dięer taraftan, kredi riski yksek olan řirketlerin borlanarak finansman bulma ihtimali daha dřk olduęu iin bu iřletmeler finansal krizlere karřı daha duyarlıdır.

5. Sonu

Bu alıřmada BIST Srdrlebilirlik Endeksinde yer alan mali sektr řirketleri dıřında kalan 51 řirketin 2018-2022 yılları arasındaki eyrek dnem verileri zerinden 1020 adet gzlem deęeri ile řirketlerin iřletme deęerini etkileyen finansal riskleri panel regresyon analizi yntemiyle incelenmiřtir. alıřmada, baęımlı deęiřken olarak belirlenen iřletme deęeri iin piyasa deęeri/defter deęeri oranı dikkate alınmıřtır. Finansal risk faktrleri olarak da finansal kaldıra, kur riski, kredi riski ve likidite riski baęımsız deęiřkenler olarak belirlenmiřtir. alıřmadan elde edilen bulgulara gre iřletme deęeri ile finansal kaldıra arasında anlamlı ve negatif ynl bir iliřki bulunurken, iřletme deęeri ile kur riski ve kredi riski arasında anlamlı ve pozitif ynl bir iliřki bulunmuřtur. İřletme deęeri ile likidite riski arasında ise anlamlı bir iliřki tespit edilememiřtir.

alıřmanın sonularına bakıldıęında politika nerileri erevesinde BIST Srdrlebilirlik Endeksinde yer alan řirketlerin iřletme deęerini ykseltmek iin daha fazla kur riskini ve kredi riskini gze almaları, ancak finansal kaldıra riskinden kaınmaları nerilmektedir. Ancak řirket yneticilerinin iřletme deęerini ykseltme hedefiyle alabileceęi riskleri doęru ynetmesi nem teřkil etmektedir. Yksek kur riski ve kredi riski tařıyan řirketlerin dalgalı piyasa kořullarında bu risklerden etkilenme ihtimalleri daha fazla olduęundan řirketlerin iřletme deęerlerini arttırmak

amacıyla yapacakları işlemlerle birlikte etkin risk yönetimine yönelik uygulamaları da yürürlüğe koymaları gerekmektedir.

Bu çalışmanın, BIST’de hesaplanan diğer endekslerde yer alan şirketlerin işletme değerini etkileyen finansal risklerinin belirlenebilmesi amacıyla farklı değişkenler kullanılması suretiyle oluşturulacak modeller aracılığıyla geliştirilmesi mümkün bulunmaktadır.

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

- Abdioglu, N. (2020). The role of corporate sustainability on firm value: An application on Borsa Istanbul. In U. Akkucuk (Ed.), *Handbook of research on creating sustainable value in the global economy* (pp. 203-220). Pennsylvania: IGI Global.
- Al Mustofa, M.U., Mawardi, I. and Widiastuti, T. (2020). Impact of political risk, financial risk and economic risk on trading volume of Islamic stocks exchange in Indonesia. In R. Hurriyati, B. Tjahjono, I. Yamamoto, A. Rahayu, A.G. Abdullah and A.A. Danuwijaya (Eds.), *Advances in business, management and entrepreneurship* (pp 410-414). Papers presented at the 3rd Global Conference on Business Management & Entrepreneurship, London: CRC Press.
- Allayannis, G. and Weston, J.P. (2001). The use of foreign currency derivatives and firm market value. *The Review of Financial Studies*, 14(1), 243-276. <https://doi.org/10.1093/rfs/14.1.243>
- Ararat, M. and Süel, E. (2014). *Promoting sustainable development: The way forward for a sustainability index in Turkey* (Sabancı University Working Paper No. 24024). Retrieved from <https://research.sabanciuniv.edu/id/eprint/24024/>
- Artiach, T., Lee, D., Nelson, D. and Walker, J. (2010). The determinants of corporate sustainability performance. *Accounting & Finance*, 50(1), 31-51. <https://doi.org/10.1111/j.1467-629X.2009.00315.x>
- Bai, J. and Ng, S. (2004). A panic attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*, 72(4), 1127-1177. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2004.00528.x>
- Balı, S. ve Cinel, M. (2011). Altın fiyatlarının İMKB 100 Endeksi'ne etkisi ve bu etkinin ölçülmesi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 25(3-4), 45-63. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/atauniiibd/>
- Baltagi, B. (2005). *Econometric analysis of panel data* (3. ed). England: John Wiley & Sons Ltd. Publications.
- Barakalı, O.C. ve Elmas, B. (2022). Kur riskinin piyasa deęerine etkisi: Borsa İstanbul'da bir analiz. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 27(2), 277-289. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/sduiibfd/issue/69757/1080248>.
- Bardi, ř. (2020). Veri zarflama ve veri madencilięi ile BİST gıda iecek endeksi kapsamındaki firmaların etkinlik analizi. *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*, 11, 185-199. <https://doi.org/10.21076/vizyoner.700617>
- Comincioli, N., Poddi, L. and Vergalli, S. (2012). *Corporate social responsibility and firms' performance: A stratigraphical analysis* (SSRN Working Paper No. 2132202). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2132202
- ořkunoęlu, C. (2021). *Türk gıda sanayi firmalarının sermaye yapısını etkileyen faktörlerin analizi: Borsa İstanbul örneęi* (Yayımlanmamıř doktora tezi). Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Gümüşhane.
- Daęistanlı, İ. ve Zeytinoęlu, E. (2022). řirket performansı ve sürdürülebilirlik raporlarının okunabilirlięi: Borsa İstanbul üzerine bir arařtırma. *İřletme Arařtırmaları Dergisi*, 14(3), 2406-2420. <https://doi.org/10.20491/isarder.2022.1509>
- Daęlı H. ve Ayaydın, H. (2012). Geliřen piyasalarda hisse senedi getirisini etkileyen makroekonomik deęiřkenler üzerine bir inceleme: Panel veri analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 26(3-4), 45-65. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/atauniiibd/>
- Dilma, M. ve Korkmaz, Ö. (2018). Firma piyasa deęerini etkileyen finansal faktörler: Banka ve sigorta iřletmeleri üzerine bir uygulama. *Journal of Management and Economics Research*, 16(2), 179-201. <https://doi.org/10.11611/yead.410554>
- Erol, A.F. (2015). *İřletmelerin sermaye yapılarının belirlenmesinde finansal hiyerarři teorisinin kullanımı ve BİST'te bir uygulama* (Yayımlanmamıř doktora tezi). Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Balıkesir.

- Gök, I.Y. ve Özdemir, O. (2017). Borsa İstanbul sürdürülebilirlik endeksinin performans karakteristiği. *Sosyoekonomi*, 25(34), 87-105. <https://doi.org/10.17233/sosyoekonomi.290838>
- Gujarati, D.N. (2004). *Basic econometrics* (4th ed.). United States: The McGraw-Hill Companies.
- 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>
- Harb, E., El Khoury, R., Mansour, N. and Daou, R. (2023). Risk management and bank performance: Evidence from the MENA region. *Journal of Financial Reporting and Accounting*, 21(5), 974-998. <https://doi.org/10.1108/JFRA-07-2021-0189>
- Heim, J.J. (2008). How falling exchange rates have affected the U.S. economy and trade deficit. *Journal of International Business and Economics*, 8(1), 34-43. Retrieved from <https://www.nyseconomicsassociation.org/>
- Hsiao, C. (2022). *Analysis of panel data*. UK: Cambridge university press.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- İskenderoğlu, Ö., Akdağ, S. ve Saygin, O. (2018). İmalat sanayi işletmelerinde kurumsal yönetim uygulamasının sermaye yapısı üzerine etkisi: Türkiye örneği. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 52, 1-16. <https://doi.org/10.18070/erciyesiibd.329418>
- Karaca, S. and Çonkar, K. (2022). The effect of financial risks of companies listed in the BIST sustainability index on stock prices. *Pamukkale Üniversitesi İşletme Araştırmaları Dergisi*, 9(1), 107-125. <https://doi.org/10.47097/piar.1114136>
- Karaçayır, E. (2024). BIST bilişim endeksine kayıtlı firmalarda kur riski ve finansal performans ilişkisi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 25(1), 183-194. <https://doi.org/10.31671/doujournal.1340443>
- Keller, C. and Siegrist, M. (2006). Investing in stocks: The influence of financial risk attitude and values-related money and stock market attitudes. *Journal of Economic Psychology*, 27(2), 285-303. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2005.07.002>
- Kharroubi, E. (2011). *The trade balance and the real exchange rate* (SSRN Working Paper No. 1953321). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1953321
- 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)
- Maddala, G.S. and Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- Martínez-Sola, C., García-Teruel, P.J. and Martínez-Solano, P. (2013). Trade credit policy and firm value. *Accounting & Finance*, 53(3), 791-808. <https://doi.org/10.1111/j.1467-629X.2012.00488.x>
- Metin, S., Yaman, S. ve Korkmaz, T. (2017). Finansal performansın TOPSIS ve MOORA yöntemleri ile belirlenmesi: BİST enerji firmaları üzerine karşılaştırmalı bir uygulama. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(2), 371-394. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ksusbd/>
- Öztürk, M. (2018). The factors affecting capital structure: An investigation on firms traded in the Borsa İstanbul 30 index. In F. Yardımcıoğlu, F. Beşel, H. Bağcı and F. Pekşen (Eds.), *ICPESS 2018 proceedings* (pp. 260-270). Papers presented at the 4rd International Congress on Political, Economic and Social Studies. Sakarya: PESA Publications.
- Öztürk, M.B., Çelik, M.S. ve Daştan, D. (2022). Finansal risklerin firma değeri üzerine etkileri: Borsa İstanbul gıda, içecek ve tütün sektöründe bir uygulama. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 15(2), 419-429. <https://doi.org/10.25287/ohuiibf.1075437>
- Parlakkaya, R., Kahraman, Ü.M. ve Cihan, Y. (2019). BİST sürdürülebilirlik endeksine alınmanın etkileri: Borsa İstanbul’da bir uygulama. *Maliye ve Finans Yazıları*, 111, 33-50. <https://doi.org/10.33203/mfy.455322>

- Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Phillips, P.C. and Sul, D. (2003). Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence. *The Econometrics Journal*, 6(1), 217-259. <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00108>
- Salihođlu, E. (2022). Dıř ticaret aıđı veren lkelerde dviz kurunun dıř ticaret performansı zerindeki etkisi. *İnsan ve Toplum Bilimleri Arařtırmaları Dergisi*, 11(3), 1712-1730. <https://doi.org/10.15869/itobiad.1143215>
- Őenol, Z. ve Karaca, S.S. (2017). Finansal risklerin firma deđeri zerine etkisi: BİST rneđi. *Gazi İktisat ve İřletme Dergisi*, 3(1), 1-18. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/gjeb/>
- Topalođlu, E.E. (2018). Finansal riskler ile firma deđeri arasındaki iliřkinin belirlenmesi: Borsa İstanbul firmaları zerine bir uygulama. *Akif Ersoy niversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakltesi Dergisi*, 5(2), 287-301. <https://doi.org/10.30798/makuiibf.412559>
- Tseng, H., Chen, K.M. and Lin, C.C. (2007). Does international trade stabilize exchange rate volatility? *Economia Internazionale*, 60(2), 231. Retrieved from <https://faculty.washington.edu/>
- Uđur, S. (2011). *Finansal risk ynetiminin firma deđeri zerine etkileri* (Yayımlanmamıř doktora tezi). İstanbul niversitesi Sosyal Bilimler Enstits, İstanbul.
- Waitherero, K.F., Muchina, S. and Macharia, S. (2021). The role of liquidity risk in augmenting firm value: Lessons from savings and credit cooperatives in Kenya. *International Journal of Financial, Accounting, and Management*, 2(4), 295-304. <https://doi.org/10.35912/ijfam.v2i4.340>
- Zengin, S. ve Yksel, S. (2016). Likidite riskini etkileyen faktrler: Trk bankacılık sektr zerine bir inceleme. *İstanbul Ticaret niversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 29, 77-95. Eriřim adresi: <https://search.trdizin.gov.tr/tr/>
- Zou, H. and Adams, M.B. (2008). Debt capacity, cost of debt, and corporate insurance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(2), 433-466. <https://doi.org/10.1017/S0022109000003586>

THE RELATIONSHIP BETWEEN FIRM VALUE AND FINANCIAL RISKS: AN APPLICATION ON BIST SUSTAINABILITY INDEX

EXTENDED SUMMARY

Aim of the Study

As national economies develop and financial markets deepen, the risks that companies are exposed to increase. Knowing and analyzing the factors affecting the firm value of companies will contribute to increasing the firm value. In addition, investors who will invest in publicly traded companies are expected to select companies with a high probability of maximizing firm value. Business managers need to assess and manage risks by using risk models. Therefore, understanding and managing financial risks is essential to protect the value and stability of companies. As a result, revealing the impact of financial risks on firm value is important for company shareholders, managers, and investors.

In this study, it is aimed to examine the relationship between the financial risks and the firm values of the companies in the BIST Sustainability Index. It is expected that the analysis of financial risks affecting the firm value of companies other than financial sector companies in the BIST Sustainability Index will encourage companies to work towards sustainability and contribute to the practices to be carried out in this field. The difference between this study from other studies examining the relationship between firm value and financial risks stems from the fact that the relationship between these two variables is analyzed based on the data of companies in the BIST Sustainability Index. The findings obtained as a result of this study, it is aimed to contribute to the literature by providing information about the financial risk factors affecting the firm value of companies in the BIST Sustainability Index.

Literature

When the studies on firm value and financial risk factors are analyzed, it is seen that the studies are basically divided into two groups in the literature. While the first group of studies consists of studies on determining the risk factors affecting the firm value of companies, the second group consists of academic studies investigating the financial risk factors affecting firm value in terms of sustainability.

A review of the literature reveals that the majority of studies investigate the relationship between firm value, stock returns, and financial performance of companies in the sustainability index, but studies on the determination of financial risk factors affecting firm value are limited.

Methodology

In this framework, the financial risks affecting the firm value of 51 companies in the BIST Sustainability Index, excluding financial sector companies, were analyzed by panel regression analysis method with 1020 observation values over the quarterly data between 2018-2022. In the study, market value/book value ratio is taken into consideration for the firm value determined as

the dependent variable. As financial risk factors, financial leverage, currency risk, credit risk and liquidity risk are determined as independent variables. Before applying the panel regression analysis, horizontal cross-section dependence and homogeneity tests were performed and unit root tests were selected according to the findings obtained.

Findings

According to the results of the unit root tests, the variables were I(1), and the findings obtained as a result of the best model selection are presented. According to the findings of the study, a significant and negative relationship was found between firm value and financial leverage, while a significant and positive relationship was found between firm value and currency risk and credit risk. No significant relationship was found between firm value and liquidity risk.

Conclusion and Policy Recommendations

Considering the results of the study, within the framework of policy recommendations, it is suggested that companies in the BIST Sustainability Index may take more currency risk and credit risk to increase their firm value but avoid financial leverage risk. However, it is important for company managers to properly manage the risks that they may take with the aim of increasing firm value. Since companies with high currency risk and credit risk are more likely to be affected by these risks in volatile market conditions, companies should implement effective risk management practices along with their transactions to increase their firm value.

This study is expected to contribute to the sustainability of companies by analyzing the financial risks affecting the firm value of companies in the BIST Sustainability Index. This study is also expected to support the decision-making processes of rational investors in Borsa Istanbul in stock selection. It is possible to improve this study by examining the effects of sustainability policies of non-financial firms in the BIST Sustainability Index on firm value.