

JOURNAL OF RESEARCH IN ECONOMICS, POLITICS & FINANCE

EKONOMİ, POLİTİKA & FİNANS
ARAŞTIRMALARI DERGİSİ



Volume: 7

Issue: 3

2022

e-ISSN: 2587-151X

EKONOMİ, POLİTİKA & FİNANS ARAŞTIRMALARI DERGİSİ

Journal of Research in Economics, Politics & Finance

EDITORIAL BOARD / EDİTÖR KURULU

Editor in Chief / Baş Editör

Assoc. Prof. Ersan Ersoy
Uşak University, Turkey

Associate Editor / Yardımcı Editör

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

ADVISORY EDITORIAL BOARD / BİLİM KURULU

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

Editorial Assistant / Sekreteryaya

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

Peer-reviewed, Scientific and Quarterly

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

Abstract-Ranking-Indexing / Taradığımız İndeksler ve Veri Tabanları

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



Publisher: Economic and Financial Research Association / **Yayıncı:** Ekonomi ve Finansal Araştırmalar Derneği
Contact / İletişim: epfjournal@gmail.com

September 2022 Volume: 7 Issue: 3 / Eylül 2022 Cilt: 7 Sayı: 3

ISSN: 2587-151X

PUBLICATION POLICY

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

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

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

Review Process and Acceptation Conditions:

1. Articles submitted to the journal should not been published and have not been sent for publication elsewhere. When this situation is ascertained, the article evaluation process will be canceled.
2. The authors are expected to pay attention to the recommendations and standards for publication ethics as determined by the COPE (Committee on Publication Ethics) and the ICMJE (International Committee of Medical Journal Editors). Various ethical irregularities, such as plagiarism, fraudulent data, and use of studies without reference, are absolutely not accepted. In the determination of such a situation, evaluation shall be made within the framework of the rules, standards and principles published by the relevant institutions.
3. In addition to main documents, the author(s) should sign and submit following supplementary documents during initial submission: (i) Ethics committee permission (The authors whose manuscript does not require this permission should submit a document indicating no permission is required. (ii) Author contribution statement and declaration of conflicting interests. In case supplementary documents are not completely submitted, the manuscript would not be forwarded for editorial preview.
4. Submitted articles are reviewed through iThenticate plagiarism prevention program before publishing. The articles exceeded 20% similarity will not proceed to the evaluation process.
5. Editorial evolution process is expected to take 10 days while review process is expected to take at most 6 months.
6. Submitted articles must be prepared in accordance with the writing rules of journal.
7. The submission fee is non-refundable, regardless of whether the decision is desk reject or reviewer suggestion against publication.
8. For managerial expenses of the journal, the authors are asked to pay 400 Turkish Liras per submission. Subsequent to payment, articles are primarily evaluated by the editor(s) in terms of purpose, scope, form and content in order to decide whether to proceed to the blind review process.
9. Review process is a blind process in which authors and reviewers are both unable to contact to each other.
10. The articles that comply with the publication policy and the writing rules of the journal are subject to blind reviewing process with two referees to be evaluated.
11. It is decided whether or not the article will be published within the framework of the reports from the referees.
12. If a referee has a positive view and the other has a negative, the article will be sent to a third referee. According to the decision of the third referee, it is decided whether or not the article will be published. Regardless of the suggestions, the final decision is made by the editor.
13. In case of a major revision, the authors are asked to undertake required revisions. If required, the reviewers can also review the revised version.
14. The Journal of Research in Economics, Politics & Finance has right to publish or not to publish submitted articles as well as correcting them.
15. The legal responsibility related to articles published in Journal of Research in Economics, Politics & Finance belongs to relevant author(s).
16. Journal of Economics, Politics & Finance Research does not pay royalty for the authors.
17. Journal of Research in Economics, Politics & Finance follows an open access policy. Published articles can be used in accordance with our Creative Commons license provided that the source is indicated.

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

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

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

Copyright: Journal of Research in Economics, Politics & Finance is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial (CC BY-NC) 4.0 International License. Authors retain copyright and grant the journal right of first publication with the work simultaneously licensed under a Creative Commons Attribution License that allows others to share the work with an acknowledgment of the work's authorship and initial publication in this journal. Authors are able to enter into separate, additional contractual arrangements for the non-exclusive distribution of the journal's published version of the work (e.g., post it to an institutional repository or publish it in a book), with an acknowledgment of its initial publication in this journal. Licensees may copy, distribute, display and perform the work and make derivative works and remixes based on it only if they give the author or licensor the credits (attribution) in the manner specified by these. Authors may not use the material for commercial purposes.

YAYIN POLİTİKASI

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

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

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

Hakem Değerlendirme Süreci ve Makale Kabul Koşulları:

1. Dergiye gönderilecek makaleler daha önce hiçbir yerde yayımlanmamış ve yayımlanmak üzere gönderilmemiş olmalıdır. Bu durumun tespiti halinde makale değerlendirme süreci iptal edilir.
2. Dergiye gönderilen makalelerde araştırma ve yayın etiğine uyulmalı ve "Yayın Etiği", "Araştırma Etiği" ve "Yasal/Özel izin belgesi alınması" ile ilgili kurallarda, ICMJE (International Committee of Medical Journal Editors) tavsiyeleri ile COPE'un (Committee on Publication Ethics) yazarlar için Uluslararası Standartları dikkate alınmalıdır.
3. Etik kurul izni gerektiren çalışmalarda Etik Kurul İzin Belgesinin, etik kurul izni gerektirmeyen çalışmalarda ise Etik Kurul İznine Gerek Olmadığına Dair Beyan Formunun, Araştırmacı Katkı Oranı ve Çatışma Beyan Formunun imzalanıp makale dosyasıyla birlikte yüklenmesi gerekmektedir. Aksi takdirde makaleler değerlendirme sürecine alınmamaktadır.
4. Makalede Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı, Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı, Araştırmacıların Çatışma Beyanı ve varsa Destek ve Teşekkür Beyanına yer verilmelidir.
5. Gönderilen makalelerin, intihal engelleme programı iThenticate kullanılarak benzerlik raporu alınmaktadır. Benzerlik oranı % 20'den fazla olan makaleler hakem değerlendirme sürecine alınmamaktadır.
6. Makalelerin editör değerlendirme süresi 10 gündür. Hakem değerlendirme süresi en fazla 6 ay sürmektedir.
7. Gönderilen makaleler dergimizin yazım kurallarına uygun olarak hazırlanmalıdır.
8. Derginin yayın giderlerini karşılamak amacıyla gönderilen makalelerden 400 TL ücret talep edilmektedir. Ücret yatırıldıktan sonra makaleler öncelikle amaç, kapsam, şekil, içerik, literatüre katkı vb. açılardan editör(ler) tarafından değerlendirilir ve hakem değerlendirme sürecine alınıp alınmayacağına karar verilir.
9. Makalenin hakem değerlendirme sürecine alınmadan doğrudan reddedilmesi veya hakem değerlendirme sürecinin sonunda yayına kabul edilmemesi halinde ücret iadesi söz konusu olmamaktadır. Detaylı bilgi için <https://dergipark.org.tr/pub/epfad/price-policy>
10. Makalelerin değerlendirme süreci, hakemlerin kimlikleri hakkında yazar(lar)a, yazar(lar)ın kimlikleri hakkında da hakemlere bilgi verilmeyen kör hakemlik sistemine göre yapılmaktadır.
11. Yayın politikasına ve yazım kurallarına uygun olan makaleler, kör hakemlik sistemi kullanılarak değerlendirilmek üzere iki hakeme gönderilir.
12. Hakemlerden gelen raporlar çerçevesinde makalenin yayımlanıp yayımlanmayacağına karar verilir.
13. Bir hakemin olumlu, diğer hakemin olumsuz görüş bildirmesi halinde makale üçüncü bir hakeme gönderilir. Üçüncü hakemin kararına göre makalenin yayımlanıp yayımlanmayacağına karar verilir. Hakemler tarafından olumlu görüş almış olsa dahi makalelerin yayımlanması editörlüğün kararına bağlıdır.
14. Hakemler tarafından düzeltme istenmesi durumunda, yazar(lar) tarafından istenen düzeltmelerin yapılması gerekir. Talep edilmesi halinde, yapılan düzeltmeler hakemler tarafından yeniden incelenir.
15. Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi, gönderilen makaleleri yayımlama, yayımlamama ve düzeltme yapma hakkına sahiptir.
16. Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi'nde yayımlanan makaleler ile ilgili her türlü yasal sorumluluk yazar(lar)a aittir.
17. Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi'nde yayımlanan makaleler için yazar(lar)a telif ücreti ödenmez.
18. Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi açık erişim politikası izlemektedir. Yayımlanan makaleler, Creative Commons lisansı gereğince kaynak gösterilmek koşuluyla kullanılabilir.

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

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

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

REFEREES OF THIS ISSUE / BU SAYIDA KATKISI OLAN HAKEMLER

Göktuğ AKKAYA	Dokuz Eylül University
Buket ALTINÖZ	Niğantaşı University
Ender BAYKUT	Afyon Kocatepe University
Ceylan BOZPOLAT	Nevşehir Hacı Bektaş Veli University
Anıl BÖLÜKOĞLU	Nevşehir Hacı Bektaş Veli University
Fatih Çağlar CENGİZ	Ondokuz Mayıs University
Engin ÇAĞMAN	Marmara University
İsmail ÇELİK	Burdur Mehmet Akif Ersoy University
Sercan DEMİRALAY	Nothingam Trent University
Zeki DOĞAN	Niğde Ömer Halisdemir University
Ali ERKEN	Marmara University
Oğuz ERSAN	Kadir Has University
Mustafa GÖMLEKSİZ	Necmettin Erbakan University
Bekir GÖVDERE	Süleyman Demirel University
Emine KILAVUZ	Nuh Naci Yazgan University
Ayhan KULOĞLU	Nevşehir Hacı Bektaş Veli University
Cumali MARANGOZ	Ağrı İbrahim Çeçen University
Faruk MİKE	Osmaniye Korkut Ata University
Ayşe Esra PEKER	Fırat University
Şakir SAKARYA	Balıkesir University
Oğuz SAYGIN	Nevşehir Hacı Bektaş Veli University
Fahri SOLAK	Marmara University
Afşin ŞAHİN	Ankara Hacı Bayram Veli University
Başak TANYERİ GÜNSÜR	İhsan Doğramacı Bilkent University
Bülent YILDIZ	Aydın Adnan Menderes University

CONTENTS / İÇİNDEKİLER

Research Papers / Araştırma Makaleleri

TVP-VAR Based CARR-Volatility Connectedness: Evidence from the Russian-Ukraine Conflict / TVP-VAR Tabanlı CARR Oynaklık Bağlantılılığı: Rusya-Ukrayna Çatışmasından Kanıtlar Yakup Arı	590-607
Does Pain that Doesn't Kill Strengthen or Bankrupt? The Effect of Psychological Resilience Factors on Financial Attitude / Öldürmeyen Acı Güçlendirir mi Yoksa Batırır mı? Psikolojik Dayanıklılık Unsurlarının Finansal Tutuma Etkisi Umut Can Öztürk, Hüseyin Başar Önem	608-625
Birleşme ve Satın Alma Haberlerinin Borsa Getirisi Üzerine Etkisi: 2005-2017 Borsa İstanbul Örneği / The Effect of Mergers and Acquisitions News on Stock Return: The Case of Borsa Istanbul between 2005-2017 Seden Ercan, Özkan Haykır	626-645
Yatırımcıların Risk İştahı Endeksi ile Korku Endeksleri Arasındaki İlişki: Türkiye'de ARDL ile Ampirik Bir Uygulama / The Relationship between Investors' Risk Appetite Index and Fear Indices: An Empirical Application with ARDL in Turkey Tuncer Yılmaz, Bülent Yıldız	646-676
BRICS-T Ülkelerinde Ticari Dışa Açıklık ve Gelir Eşitsizliği Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Panel VAR Yaklaşımı / The Investigation of the Relationship between Trade Openness and Income Inequality for BRICS-T Countries: Panel VAR Approach Volkan Han	677-696
Dow Jones Sukuk Endeksiyle Seçilmiş İslami Hisse Senedi Endeksleri Arasındaki Volatilité Etkileşimi / Volatility Interaction between Dow Jones Sukuk and Selected Stock Indices Müge Sağlam Beşgin, Emine Karaçayır	697-712
Kayıt Dışı Ekonomi Finansal Sektörün Gelişimini Kısıtlıyor mu? / Does Shadow Economy Restrain Financial Sector Development? Gürçem Özyaytürk	713-725
Kurumsal Yönetim, Muhafazakâr Muhasebe ve Şirket Büyüklüğünün Kazanç Kalitesi Üzerine Etkisi / The Influence of Corporate Governance, Conservative Accounting and Company Size on Earnings Quality Kader Türkoğlu, Cennet Gürbüz, İsmail Bekci	726-740
İktisat Tarihinde Yöntem Kayması: Yeni İktisat Tarihi Akımına Eleştirel Bir Bakış / Method Shift in Economic History: A Critical Approach to the New Economic History Movement Erdem Selman Develi	741-757
Yüksek Hava Kirliliği Yaşanan Ülkelerde Doğumda Yaşam Beklentisi ve Çevresel Bozulma Bağlantısı / Life Expectancy at Birth and Environmental Degradation Link in Countries with High Air Pollution Güller Şahin	758-783
Nihal Atsız Türkçülüğü ve Milliyetçi Hareketin Yol Ayrımı / Turkishness in Nihal Atsız's Ideas and the Crossroads of the Nationalist Movement Sezen Ravanoğlu Yılmaz	784-797
Türkiye'nin Gürcistan ile Dış Ticaretinde Rekabet Gücü: Balassa AKÜ Endeksi Analizi / The Competitiveness of Turkey in the Foreign Trade with Georgia: Analysis with the Balassa RCA Index İmeda Paksadze, Tuncay Çelik	798-813

TVP-VAR BASED CARR-VOLATILITY CONNECTEDNESS: EVIDENCE FROM THE RUSSIAN-UKRAINE CONFLICT

TVP-VAR Tabanlı CARR Oynaklık Baęlantılılıęı: Rusya-Ukrayna atıřmasından Kanıtlar

Yakup ARI*

Abstract

This paper aims to examine the spillover between volatilities obtained from the Conditional Autoregressive Range (CARR) process with the Time-Varying Parameter Vector Autoregressive (TVP-VAR) based Diebold-Yılmaz approach. We apply Gumbel distributed CARR (1,1) to estimate the volatilities. The summary statistics for the volatility series indicate that the series are not normally distributed, and innovations fit the Gumbel distribution. Also, the obtained volatility series are stationary. We also observe that a significant autocorrelation emerges in all series and the square series. Therefore, using a TVP-VAR model with a time-varying variance-covariance structure is a proper econometric framework to capture all these empirical properties. Moreover, we investigate the impact of the Ukraine-Russia Conflict on global markets as an example. For this purpose, we consider the Russian stock market index and indices selected from among the twenty largest stock exchanges by asset size to perform the connectedness analysis. In TVP-VAR based connectedness approach, we calculate averaged connectedness measures of two panels, without and with the Russian stock exchange. The findings show that the total connectedness index is 79.91% in the first panel, and it increases to 81.44% with the addition of Russian market.

Keywords:

CARR, Diebold-Yılmaz, TVP-VAR, Volatility Connectedness, Russian-Ukraine War.

JEL Codes:

C11, C22, D53, G17.

Öz

Bu alıřma Zamanla Deęiřen Parametrelili Vektör Otoregresif (TVP-VAR) tabanlı Diebold-Yılmaz yaklařımı ile Kořullu Otoregresif Aralık (CARR) sürecinden elde edilen oynaklıklar arasındaki yayılmayı incelemeyi amalamaktadır. alıřmada volatiliteleri tahmin etmek için Gumbel olasılık daęılımına sahip CARR (1,1) uygulanmıřtır. Özet istatistikler serilerin normal daęılım göstermedięini ve inovasyonların Gumbel daęılımına uyduęunu göstermektedir. Ayrıca elde edilen oynaklık serileri duraęandır. Bunların yanında tüm serilerde ve kare serilerde anlamlı bir otokorelasyonun ortaya ıktıęı gözlemlenmiřtir. Bu nedenle, zamanla deęiřen varyans-kovaryans yapısına sahip bir TVP-VAR modeli tüm bu ampirik özellikleri yakalamak için uygun bir ekonometrik çerevedir. Metodolojik yaklařıma örnek olarak Ukrayna-Rusya Savařının küresel piyasalar üzerindeki etkisini ortaya koyan bir uygulama sunulmuřtur. Bu amala, baęlantılılık analizini gerekleřtirmek için varlık büyüklüęüne göre küresel ölekte en büyük yirmi borsa arasından seilen endeksler ile Rus borsa endeksi verisini içeren TVP-VAR analizi iki gruba ayrılmıřtır. İlk grubu oluřturan panelde Rus borsa endeksinin oynaklıęı dahil edilmezken, ikinci panele dahil edilerek ortalama toplam baęlantılılık endeksleri hesaplanmıřtır. Bulgular, toplam baęlantılılık endeksinin ilk panelde %79,91 olduęunu ve Rusya pazarının eklenmesiyle %81,44'e yükseldięini göstermektedir.

Anahtar Kelimeler:

CARR, Diebold-Yılmaz, TVP-VAR, Oynaklık Baęlantılılıęı, Rusya-Ukrayna Savařı.

JEL Kodları:

C11, C22, D53, G17.

* Asst. Prof., Alanya Alaaddin Keykubat University, Department of Economics, Turkey, yakup.ari@alanya.edu.tr, ORCID: 0000-0002-5666-5365

Makale Geliř Tarihi (Received Date): 01.07.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 09.08.2022

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



1. Introduction

In a period of crisis, uncertainties and volatility in the financial markets increase. This situation affects the risk contagion between financial and macroeconomic variables. Standard deviation is used as a statistical indicator to express the risk in market indices, financial asset returns and time-varying macroeconomic indicators, in other words, to identify the changes in these variables. The most widely used model in volatility modelling is the conditional variance model which is the Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic (GARCH) model by Bollerslev (1986). In GARCH models, the conditional variance in the instant period is not only dependent on the historical values of the error terms, but also on the conditional variances in the past. Therefore, the conditional variance is affected by both past values of residuals and conditional variance values (Ari, 2022). Bollerslev (2010) survey the list of a hundred ARCH-type models including a multivariate form of the model. Multivariate GARCH models are successful approaches to determining volatility spillover between financial asset returns (for additional reading see (Ari, 2020)). On the other hand, unlike these studies, the spillover index method developed by Diebold and Yilmaz (2009) and used to estimate the directional measure of volatility spillover is frequently used. This method is a measure of volatility spillover based on estimation error variance decompositions from vector autoregressions through rolling window estimation; It provides the opportunity to decompose the effect of shocks arising from the presence of j within the estimation error variance of each entity i . Diebold and Yilmaz said that the method in question is both within the domestic markets and between international markets. Although the model published by Diebold and Yilmaz in 2009 was used in many studies, a new model was introduced by the authors, in which the relevant deficiencies were eliminated due to the necessity of ordering the variables and the inability to examine the spread between different types of asset markets (Diebold and Yilmaz, 2009, 2012).

Antonakakis et al. (2020) apply a new Time-Varying parameter Vector Autoregressive (TVP-VAR) approach that overcomes the inadequacies of Diebold and Yilmaz's generalized VAR-based rolling window model. Researchers use the dataset from Antonakakis's (2012) study to compare the original measures of connectedness with their obtained measures. In this approach, the window size does not need to be adjusted if one can use forgetting factors introduced by Koop and Korobilis (2014) and allow variances to vary via Kalman Filter estimation. Thus, sensitivity to deviations and loss of observation are eliminated. As a result, it turns out that the TVP-VAR-based connectedness model adapts instantly to events, while the rolling windows approach either overreacts or softens to the effect of shocks. In addition, the TVP-VAR model can be run to examine dynamic connectedness at lower frequencies and the short period of time series data.

This study examines the spillover between volatilities obtained from the Conditional Autoregressive Range (CARR) process with the TVP-VAR-based Diebold-Yilmaz approach. CARR (Chou, 2005) is an extension of the GARCH models and estimates the volatility of financial assets over their ranges rather than their returns. Unlike Chou (2005), we estimate the conditional distributions of innovations using the Gumbel distribution instead of Exponential or Weibull. We apply the Gumbel CARR model by following the study of Demiralay and Bayraci (2015). For this purpose, we investigate the impact of the Ukraine-Russia War on global markets as an example. This paper also examines the volatility connectedness between the Russian stock market index and indices selected from among the twenty largest stock exchanges by asset size. Studies including the effect of the Russia-Ukraine war on the financial markets can be listed

as follows: Boubaker et al. (2022), Bounou and Yatié (2022), Umar et al. (2022), and Yousaf et al. (2022). Boubaker et al. (2022) use an event study methodology and find that this invasion generated negative cumulative abnormal returns for global stock market indices, but with heterogeneous effects. They also indicate that the war had a strong negative impact on the global indices on the event of February 24, 2022, followed by a positive impact on the very next day. Moreover, they conclude while the cumulative effect was generally negative on the global stock markets, the Asian, Middle East and Asia, and pan-American stock markets were an exception to this. Another event study approach, Yousaf et al. (2022), examines the impact of the war on the G20 and other selected stock markets. They find that the European and Asian regions are significantly and adversely affected by the war by the analysis of the abnormal returns on the regional analysis. Bounou and Yatié (2022) apply panel data using a sample of 94 countries to analyze the effect of the Ukraine–Russia war on stock market returns. They indicate two findings: the stock market indices of countries geographically close to the conflict have been the most impacted by the war and the impact was significantly greater for the countries that condemned the invasion than countries that remained neutral (e.g. China, India, and South Africa). Like our example, Umar et al. (2022) examine the return and volatility pass-through between traditional financial assets with a time- and frequency-based TVP-VAR connectedness approach. They consider Russian, European, and US equities (MSCI indices) and bonds (Bloomberg aggregate indices) in their analysis in addition to commodities oil, natural gas, and wheat. The findings of the study are listed as European equities and Russian bonds are the net transmitters of shocks, The war affected the returns and volatility connectedness among them, this effect was in terms of short- and long-term frequencies.

The content of the paper consists of the following parts: After the introduction, which includes the motivation and literature, the second part covers the data set and the method. We present the volatility estimation results after the introduction of the CARR model. Likewise, we give the findings after the third part, where the TVP-VAR connectedness analysis is explained. The fifth part concludes the study.

2. Materials and Method

Chou (2005) applies the CARR model to weekly data sets which are also preferred in other studies where this model is applied. While observation losses occur in the daily frequency data of different markets, weekly frequency data minimizes the observation losses (Demiralay and Bayraci, 2015). For example, the fact that the public holidays are different from country to country and the markets are open on different days, forces us to use weekly data. Therefore, we use the data set that consists of weekly observations of following indices: Dow Jones Industrial Average (USA), Shanghai Composite (CHN), EuroNext 100 (EUR), Nikkei 225 (JPN), Investing.com United Kingdom 100 (GBR), DAX Index (DEU), Nifty 100 (IND), Australian Securities Exchange All Ordinaries (AUS), S&P/TSX Composite Index (CAN), Brazil Index (BRA), Tadawul All Share (SAU), South Africa Top 40 (ZAF), and MOEX Russia (RUS). The data period spans from 7 January 2018 to 15 May 2022.¹

¹ We considered the stock markets with the highest market capitalization globally and, in their region, when selecting them. Our aim is to create a projection for global developed stock markets. Henceforth, we use country codes instead of indices names. The data can be accessed at <https://www.investing.com/indices/world-indices>.

We have selected these markets from among the twenty stock exchanges with the largest asset value in the world to obtain an approximation to the global market. By including at least one stock market index from each continent in the data set, we have purposed to represent all different regions of the world.

We aim to examine the volatility spillover between indices to analyse the impact of Russian-Ukraine War. In doing so, we calculate the weekly logarithmic range of the indices to estimate the CARR volatility model of Chou (2005). Figure 1 illustrates the log-range series. There are various variants of CARR models; some researchers have recently extended the CARR models (see among others Ratnayake, 2021). The dynamic specification of the CARR(1,1) model is as follows.

$$\begin{aligned} R_t &= \lambda_t z_t, \quad z_t \sim f(1, \zeta) \\ \lambda_t &= \omega + \alpha R_{t-1} + \beta \lambda_{t-1} \end{aligned} \tag{1}$$

where R_t is the range and is obtained by $R_t = \max(P_\tau) - \min(P_\tau)$ for $\tau \in [t - 1, t]$. R_t is calculated as the log-range of the variable observed at time τ . λ_t is the conditional mean of the range up to time t . It is assumed that the distribution of the innovation term z_t is distributed by a unit-mean density function $f(\cdot)$. In addition, the coefficients in Equation 1 are all positive to ensure the positivity of λ_t .

We apply Gumbel distributed CARR (1,1) to estimate the volatility (Demiralay and Bayraci, 2015). Table 1 and Figure 2 show the estimation results and time-varying conditional volatility, respectively. In addition, Table 1 contains summary statistics for the volatility series. Kolmogorov-Smirnov (KS) test indicates that innovations fit Gumbel distribution. The findings show that the series are not normal distributed according to the Jarque-Bera test and are stationary according to the Elliott-Rothenberg-Stock (ERS) unit root test. In particular, a significant autocorrelation emerges in all series and the square series, which implies that the mean and variance of each series change over time. Therefore, using a TVP-VAR model with a time-varying variance-covariance structure seems to be an appropriate econometric framework that captures all these empirical properties. Also, Table 1 shows the unconditional correlation matrix across the volatility series over the sampling period.

Table 1. The Estimation WResults of CARR (1,1) Model and Summary Statistics for Volatility Series

Country	ω	α	β	AIC	BIC	LLH	LB	KS	Mean	Variance	Skewness	Ex.Kur	JB	ERS	Q(10)	Q2(10)
AUS	0.004* (0.002)	0.360*** (0.104)	0.532*** (0.145)	-5.686	-5.650	-652.233	29.412 [0.773]	0.100 [0.224]	0.03	0	4.152***	20.853***	4786.118***	-3.478***	492.798***	366.605***
BRA	0.009* (0.005)	0.406*** (0.111)	0.456*** (0.157)	-4.702	-4.666	-540.052	27.972 [0.828]	0.081 [0.456]	0.051	0.001	4.711***	26.920***	7727.751***	-4.036***	414.213***	307.021***
CAN	0.004* (0.002)	0.425*** (0.100)	0.488*** (0.121)	-5.931	-5.894	-680.110	23.087 [0.953]	0.100 [0.224]	0.027	0	4.357***	24.086***	6232.947***	-3.850***	428.196***	306.106***
DEU	0.010* (0.005)	0.422*** (0.115)	0.378** (0.179)	-5.112	-5.076	-586.781	31.184 [0.697]	0.072 [0.609]	0.04	0	3.098***	13.527***	2103.048***	-4.045***	352.112***	305.888***
EUR	0.009** (0.004)	0.484*** (0.113)	0.312** (0.154)	-5.326	-5.290	-611.155	42.537 [0.210]	0.090 [0.326]	0.036	0	3.310***	15.635***	2738.680***	-4.393***	293.774***	250.946***
GBR	0.008** (0.004)	0.431*** (0.124)	0.374** (0.187)	-5.425	-5.389	-622.443	28.366 [0.814]	0.077 [0.530]	0.034	0	3.542***	17.311***	3323.702***	-4.018***	368.919***	301.250***
IND	0.006** (0.003)	0.407*** (0.108)	0.477*** (0.138)	-5.343	-5.307	-613.132	42.714 [0.205]	0.072 [0.609]	0.036	0	4.423***	24.959***	6661.355***	-4.080***	383.822***	286.046***
USA	0.007** (0.003)	0.421*** (0.108)	0.424** (0.153)	-5.291	-5.254	-607.143	27.115 [0.857]	0.081 [0.456]	0.037	0	3.210***	14.716***	2448.971***	-4.596***	389.846***	320.912***
ZAF	0.014** (0.007)	0.337*** (0.112)	0.376* (0.225)	-4.947	-4.911	-567.982	23.185 [0.951]	0.095 [0.271]	0.043	0	3.757***	18.701***	3858.765***	-4.672***	270.617***	284.870***
SAU	0.008* (0.004)	0.230** (0.080)	0.566*** (0.164)	-5.336	-5.299	-614.052	19.096 [0.991]	0.086 [0.388]	0.043	0.001	7.136***	69.484***	47801.635***	-3.979***	211.209***	28.302***
CHN	0.012 (0.007)	0.272*** (0.100)	0.433** (0.235)	-5.188	-5.151	-587.609	39.203 [0.328]	0.072 [0.609]	0.038	0	1.650***	3.748***	236.977***	-4.695***	142.255***	117.574***
JPN	0.011** (0.005)	0.364*** (0.110)	0.379** (0.189)	-5.207	-5.170	-594.948	25.862 [0.894]	0.104 [0.182]	0.037	0	3.022***	13.811***	2158.983***	-4.692***	280.676***	269.099***
RUS	0.004 (0.003)	0.505*** (0.144)	0.471*** (0.156)	-5.040	-5.003	-570.957	10.089 [0.994]	0.095 [0.271]	0.044	0.001	6.798***	63.787***	40409.18***	-3.951***	248.242***	37.120***

Table 1. Continued

	Correlation Matrix												
	AUS	BRA	CAN	DEU	EUR	GBR	IND	USA	ZAF	SAU	CHN	JPN	RUS
AUS	—												
BRA	0.895***	—											
CAN	0.961***	0.892***	—										
DEU	0.850***	0.765***	0.853***	—									
EUR	0.852***	0.777***	0.863***	0.968***	—								
GBR	0.888***	0.812***	0.889***	0.919***	0.928***	—							
IND	0.917***	0.881***	0.921***	0.829***	0.837***	0.843***	—						
USA	0.901***	0.832***	0.940***	0.869***	0.873***	0.880***	0.842***	—					
ZAF	0.850***	0.829***	0.878***	0.809***	0.818***	0.848***	0.832***	0.868***	—				
SAU	0.695***	0.692***	0.688***	0.591***	0.599***	0.607***	0.712***	0.607***	0.636***	—			
CHN	0.294***	0.324***	0.324***	0.358***	0.377***	0.322***	0.305***	0.351***	0.401***	0.119***	—		
JPN	0.829***	0.786***	0.863***	0.787***	0.809***	0.786***	0.822***	0.859***	0.829***	0.592***	0.378***	—	
RUS	0.424***	0.397***	0.459***	0.523***	0.513***	0.427***	0.465***	0.425***	0.444***	0.325***	0.321***	0.478***	—

Notes: * $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$ Volatilities are based on Gumbel distributed CARR(1,1) model. AIC: Akaike Information Criteria, BIC: Bayes Information Criteria, LLH: Log-likelihood, LB: Ljung-Box, KS: Kolmogorov-Smirnov. The values in parenthesis are standard errors. The corresponding p-values with the test statistics are in brackets. Skewness, Kurtosis, and JB: Jarque and Bera test for normality; ERS: Elliott-Rothenberg-Stock unit-root test; (20) and $Q2(20)$: weighted portmanteau test. Bold and italic entries are corresponding probabilities.

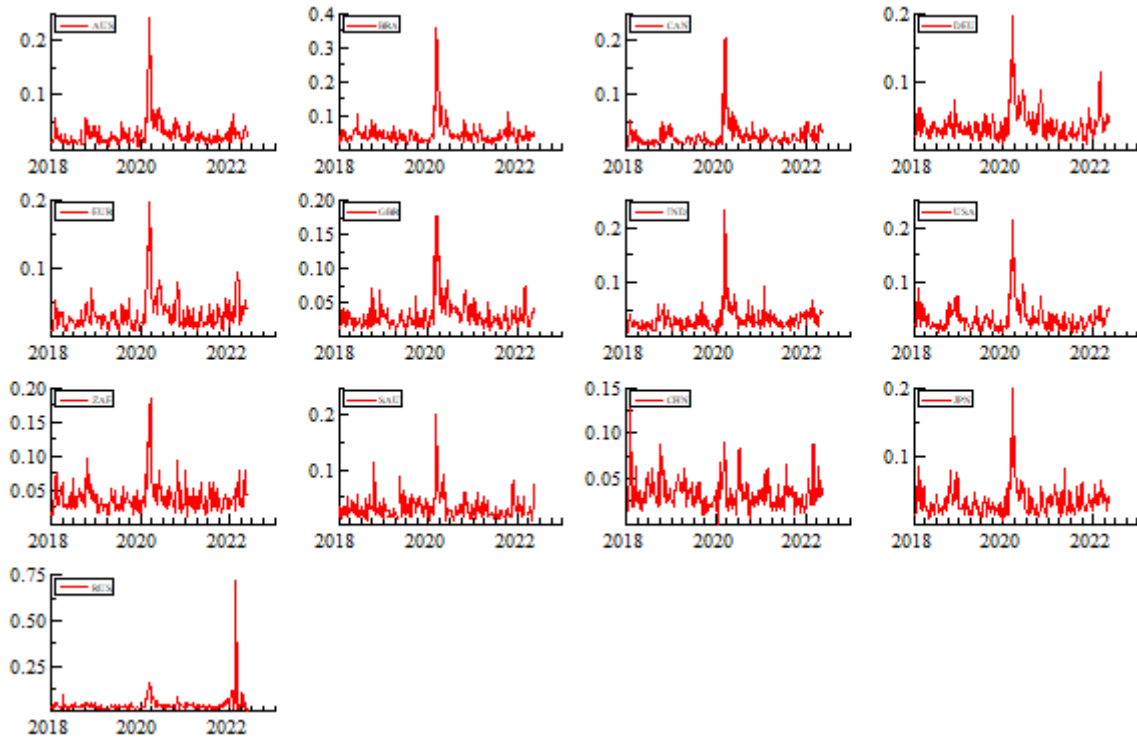


Figure 1. Log-Range Series

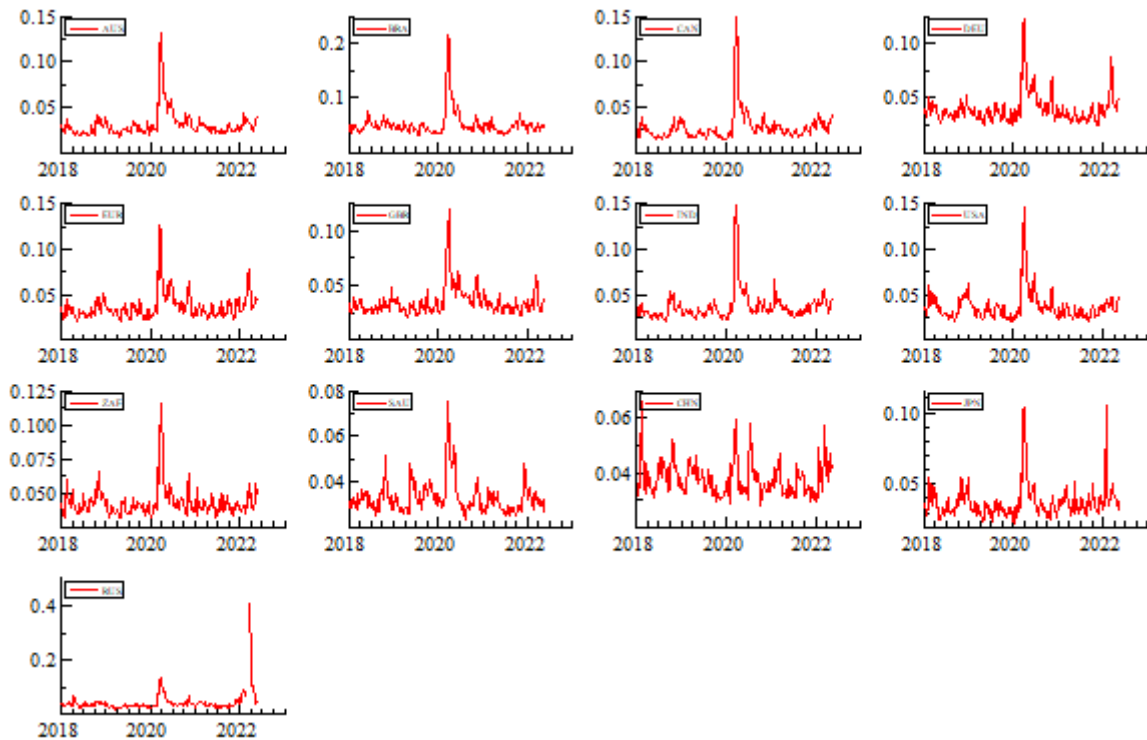


Figure 2. Volatility Series Based on Gumbel CARR(1,1)

3. TVP-VAR-Based Connectedness Approach

The connectedness approach proposed by Diebold and Yilmaz (2009, 2012, 2014) is a method that reveals the interconnections in a specified network and provides both static and dynamic time series network analysis. This approach has been widely used lately, as it provides researchers with the opportunity to make inferences. It is a successful computational method that estimates the dynamic interconnectedness between variables, this is particularly important to capture cross-market spillovers in times of market turmoil and crises. The static approach adapts a Vector Autoregressive (VAR) model over the entire dataset, while the dynamic approach is estimated with a rolling window VAR approach. In this paper, we use a dynamic connectedness approach based on Time-Varying Parameter Vector Autoregressions (TVP-VAR) by Antonakakis et al. (2018, 2020). They propose a method to prevent data loss, including the working sample data used in the rolling window VAR method. According to Bouri et al. (2021) TVP-VAR-based connectedness approach includes the following additional advantages: "(i) outlier insensitivity caused by the underlying Kalman filter, (ii) there is no need to choose the rolling window size arbitrarily, (iii) no loss of observation and (iv) can also be used for low-frequency datasets".

Antonakakis et al. (2020) use Kalman filter estimation with forgetting factors, as in Koop and Korobilis (2014). Thus, they enhanced Diebold and Yilmaz's (2014) connectedness approach using the TVP-VAR method by allowing the variance-covariance matrix to vary. We estimate the TVP-VAR model to investigate the time-varying volatility linkage among the stock markets. The TVP-VAR(1) model, determined to be the most suitable by Bayes Information Criteria (BIC), is as follows.

$$z_t = A_t z_{t-1} + \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim N(0, \Sigma_t) \quad (2)$$

$$vec(A_t) = vec(A_{t-1}) + v_t \quad v_t \sim N(0, S_t) \quad (3)$$

where z_t , z_{t-1} and ϵ_t represent $k \times 1$ dimensional vectors, and A_t and Σ_t are $k \times k$ dimensional matrices, $vec(A_t)$ and v_t are $k^2 \times 1$ dimensional vectors. S_t are time-varying variance-covariance matrices of which dimension is $k^2 \times k^2$.

Diebold-Yilmaz's approach is based on the Generalized Forecast Error Variance Decomposition (GFEVD) analysis. Thus, we need to transform TVP-VAR into TVP-VMA since Wold representation theorem that is $y_t = \sum_{h=0}^{\infty} A_{ht} \epsilon_{t-h}$ where $A_0 = I_k$. So, we can predict pairwise directional connectedness using the h-step forward GFEVD. In other words, the influence of a shock in variable j on variable i is computed as:

$$\tilde{\phi}_{ij,t}^g(H) = \frac{\sum_{h=0}^{H-1} (\epsilon_i^T A_{ht} \Sigma_t \epsilon_j)^2}{(\epsilon_i^T \Sigma_t \epsilon_j) \sum_{h=0}^{H-1} (\epsilon_i^T A_h \Sigma_t A_{ht}^T \epsilon_i)} \quad (4)$$

with $\sum_{j=1}^m \tilde{\phi}_{ij,t}^g(H) = 1$ and $\sum_{i,j=1}^m \tilde{\phi}_{ij,t}^g(H) = k$. Thus, the connectedness measures of Diebold-Yilmaz (2012, 2014) via GFEVD are calculated as follows

$$TO_{jt} = \sum_{i=1, i \neq j}^k \tilde{\phi}_{ij,t}^g(H) \quad (5)$$

$$FROM_{jt} = \sum_{i=1, i \neq j}^k \tilde{\phi}_{ji,t}^g(H) \quad (6)$$

$$NET_{jt} = \sum_{i=1, i \neq j}^k \tilde{\phi}_{ij,t}^g(H) - \sum_{i=1, i \neq j}^k \tilde{\phi}_{ji,t}^g(H) = TO_{jt} - FROM_{jt} \quad (7)$$

$$TCI_t = k^{-1} \sum_{j=1}^k TO_{jt} \equiv k^{-1} \sum_{j=1}^k FROM_{jt} \quad (8)$$

$$NPDC_{ij,t} = \tilde{\phi}_{ij,t}^g(H) - \tilde{\phi}_{ji,t}^g(H) \quad (9)$$

Equation 5 (Total Directional Connectedness to Others - TO): Represents the total effect of a shock in j on all other variables.

Equation 6 (Total Directional Connectedness from Others - FROM): Shows the cumulative effect of all other variables on the j variable.

Equation 7 (Net Total Directional Connectedness - NET): Subtracting the effect of variable j on others from the effect of others on j shows whether the variable is a net shock transmitter or receiver. If $NET_{jt} > 0$ ($NET_{jt} < 0$), the variable j is a net transmitter of shocks (*receiver*) – and therefore drives the network (*driven by*).

Equation 8 (Total Connectedness Index – TCI): Exhibits the average effect of a variable on all others. If TCI is relatively high, it means that the network is significantly interconnected. Thus, market risk is high, as the shock in one variable will affect the others. A low TCI indicates that most variables are fairly independent of each other, meaning that a shock in one variable will not cause the other variables to adjust. So, it will result in lower market risk.

Equation 9 (Net Pairwise Directional Connectedness - NPDC): Offers information about the bilateral relationship between j and i via subtracting the impact variable j has on variable i by the influence variable i has on variable j . If $NPDC_{ij,t} > 0$ ($NPDC_{ij,t} < 0$), it means that the variable j dominates (is dominated by) the variable i .

4. Empirical Findings

Antonakakis et al. (2020) utilize forgetting factors provided by Koop and Korobilis (2014), where the TVP-VAR forgetting factor is 0.99 and the EWMA forgetting factor is 0.96. Therefore, we consider the same forgetting factors' values. Moreover, we apply the TVP-VAR model with Minnesota Prior which is applied in the studies by Antonakakis et al. (2020) and Korobilis and Yilmaz (2018). Our findings are summarized in the following sections

4.1. Total and Dynamic Connectedness Index

Table 2 reports the averaged connectedness measures of two panels, without and with RUS. While the main diagonal of the matrices (blue) in tables show own-variance shares of shocks, off-diagonal elements reflect the interaction across financial assets.

There is high connectedness in both groups. While the TCI is 79.91% in the first panel, the average TCI increases to 81.44% with the addition of RUS. The reason that we examine interconnectedness by excluding the Russian market is to show that the volatility pass-through between developed and high-capital markets is high. However, it is noteworthy in the first panel that the markets of ZAF, SAU, and CHN are less affected by this interconnection. Apart from BRA, volatility receivers in the first panel, ZAF, SAU, CHN, and JPN markets are also receivers in the second panel. We see that the addition of the RUS does not affect the TCI much. In the second panel, there is a volatility contagion from western markets to eastern markets (excluding IND). In fact, the return, range, and volatility correlation² values show that the SAU, CHN, and RUS markets have a statistically significant positive correlation with other markets but are of relatively small value. The connectedness results also support this situation.

² In this paper, we present only the unconditional correlation between volatilities in Table 1. The correlation of log-returns and log-ranges are available upon request.

Table 2. Average Connectedness Table

Panel 1: TCI without RUS														
	AUS	BRA	CAN	DEU	EUR	GBR	IND	USA	ZAF	SAU	CHN	JPN	FROM	
AUS	15.08	8.42	12.57	8.83	9.68	9.3	9.36	9.56	6.42	2.88	1	6.89	84.92	
BRA	9.91	21.85	10.48	7.22	7.74	8.15	9.89	8.16	5.98	3.17	1.49	5.96	78.15	
CAN	11.08	8.1	14.54	8.94	9.9	9.39	8.88	10.84	6.71	2.59	1.25	7.77	85.46	
DEU	9.21	6.49	10.21	15.32	13.52	11.45	7.27	10.05	6.17	1.95	1.24	7.12	84.68	
EUR	9.22	6.51	10.51	12.47	14.73	11.51	8.06	9.81	6.5	2.03	1.29	7.36	85.27	
GBR	9.79	6.27	10.87	11.28	12	15.58	7.87	9.5	7.47	1.93	0.81	6.63	84.42	
IND	10.57	8.49	10.85	8.91	9.84	9.01	17.28	7.35	6.17	3.78	0.84	6.89	82.72	
USA	9.32	7.1	12.61	9.27	10.17	8.92	7.3	15.33	7.4	1.88	1.86	8.85	84.67	
ZAF	8.51	7.25	10.38	8.8	9.57	9.93	7.31	9.37	14.68	2.57	3.02	8.63	85.32	
SAU	7.77	6.56	7.25	6.11	6.42	5.03	7.31	5.3	5.73	37.49	1.22	3.8	62.51	
CHN	3.82	6.46	5.92	5.49	6.5	5.51	4.65	6.65	5.05	1.68	43.13	5.14	56.87	
JPN	8.47	6.22	11.14	9.2	10.09	8.35	7.83	10.55	7.59	1.9	2.59	16.07	83.93	
TO	97.67	77.86	112.8	96.52	105.43	96.56	85.74	97.15	71.18	26.37	16.6	75.05	958.92	
Inc.Own	112.75	99.71	127.33	111.85	120.16	112.14	103.02	112.47	85.86	63.85	59.73	91.12	TCI	
NET	12.75	-0.29	27.33	11.85	20.16	12.14	3.02	12.47	-14.14	-36.15	-40.27	-8.88	79.91	
Panel 2: TCI with RUS														
	AUS	BRA	CAN	DEU	EUR	GBR	IND	USA	ZAF	SAU	CHN	JPN	RUS	FROM
AUS	13.48	7.86	11.5	8.56	9.28	8.71	8.81	8.83	6.15	2.89	1.37	6.79	5.76	86.52
BRA	9.01	20.31	9.67	7	7.48	7.61	9.39	7.6	5.65	3.28	1.74	5.73	5.52	79.69
CAN	9.78	7.47	13.07	8.7	9.54	8.86	8.42	9.98	6.46	2.6	1.68	7.37	6.07	86.93
DEU	8.61	6.36	9.9	14	12.27	10.36	6.54	9.89	6.27	2.06	1.47	7.18	5.07	86
EUR	8.71	6.45	10.13	11.32	13.57	10.47	7.45	9.53	6.45	2.11	1.59	7.22	4.98	86.43
GBR	8.88	6.05	10.44	10.32	11.05	14.27	7.27	9.26	7.32	2.04	1.04	6.7	5.35	85.73
IND	9.52	8.17	10.04	8.14	9.01	8.03	16.11	6.89	5.99	3.75	1.16	6.73	6.46	83.89
USA	8.4	6.57	11.69	9.18	9.94	8.61	6.95	14.18	7.09	2.01	2.13	8.53	4.72	85.82
ZAF	7.68	6.68	9.67	8.39	9	9.1	6.81	8.75	13.98	2.68	3.32	8.4	5.55	86.02
SAU	7.29	6.17	7.16	6.49	6.95	5.48	7.48	5.22	5.68	31.64	1.17	4.22	5.07	68.36
CHN	3.89	6.64	5.84	4.9	5.97	4.83	4.65	6.46	5.04	1.67	37.91	5.12	7.08	62.09
JPN	7.65	5.8	10.19	8.84	9.57	7.73	7.24	9.92	7.41	2.03	3.05	15.19	5.39	84.81
RUS	6.8	7.24	8.91	7.72	7.86	7	7.49	6.74	6.23	2.54	2.51	5.36	23.62	76.38
TO	96.23	81.46	115.15	99.56	107.92	96.78	88.5	99.08	75.74	29.66	22.25	79.35	67.01	1058.67
Inc.O	109.7	101.76	128.22	113.56	121.5	111.04	104.61	113.26	89.72	61.3	60.15	94.53	90.63	TCI
NET	9.7	1.76	28.22	13.56	21.5	11.04	4.61	13.26	-10.28	-38.7	-39.85	-5.47	-9.37	81.44

Notes: Results are based on a TVP-VAR (1) model and a 10-step-ahead GFEVD. cTCI: corrected TCI

Table 2 shows the aggregate results for the entire period and discards the time-varying spillover effects. However, from a practical standpoint, assuming static spillovers would be unrealistic given the fast-changing financial landscape and macroeconomic environment, we use the dynamic connectedness of the network that fluctuates considerably over time. Figure 3 illustrates the dynamic connectedness throughout the whole period. So, one can identify specific episodes that alter the connectedness structure across indices over time. The dynamic structure in both panels shows that TCI tends to converge to the average value after the crises. TCI reaches its highest value 90.94% in March 2020, when the Covid-19 pandemic was declared, and decreases until the beginning of 2022. Dynamic TCI moves together in both panels. However, the TCI including RUS reaches the connectedness value almost at the beginning of the pandemic in the last week of January 2022, when the tension between Russia and Ukraine increased. In the third week of February 2022, when the Russia-Ukraine war started, it was 74.03% in TCI Panel 1, while it was 87.98% in Panel 2. Thus, the effect of risk spillover originating from the RUS can be seen visually. Moreover, it is noteworthy that the TCI in Panel 1 deviates slowly at the beginning of the war. This shows that the persistence of war-related connectedness is lower than during the Covid-19 pandemic.

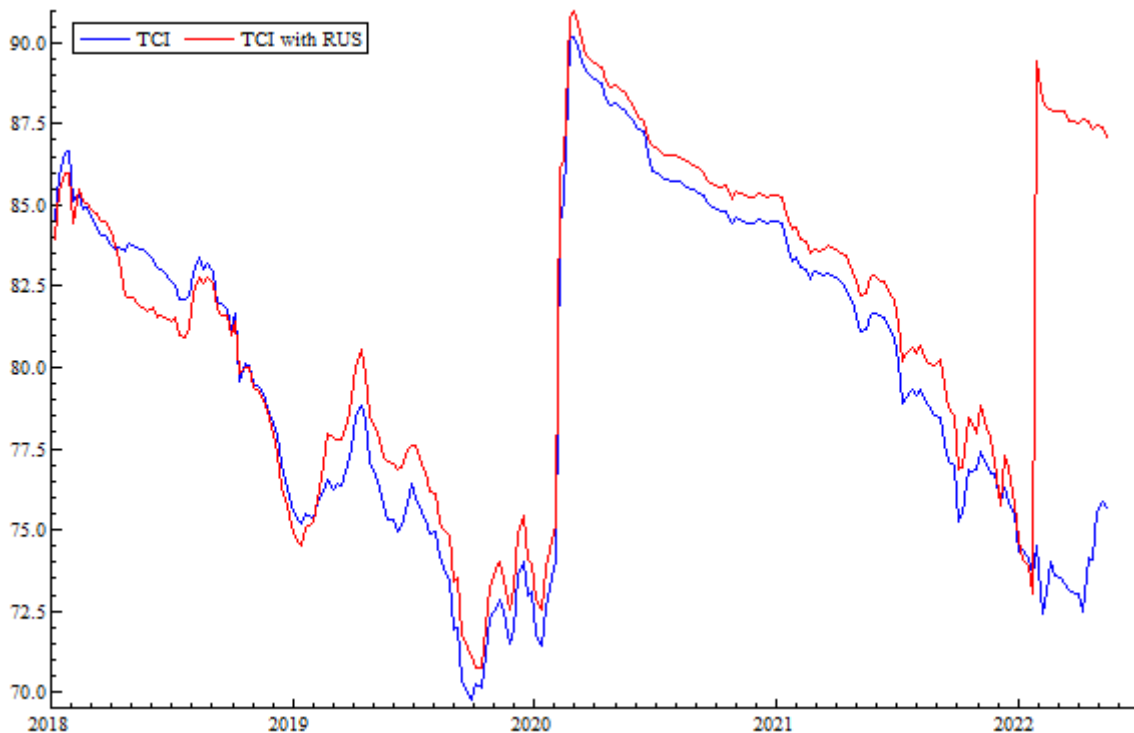


Figure 3. Dynamic Total Connectedness.
Results are based on a TVP-VAR (1) model and a 10-step-ahead GFEVD.

4.2. Net Total Connectedness

Figure 4 presents the Net Total Directional Connectedness (NET) of the system. NET practically shows the difference between the transmitting and the receiving shocks of each index considering the entire network. The positive values show a net-transmitting role of the index and negative values show the period when the index is a net receiver of shocks from others.

The figures show that the SAU has been a volatility receiver for the entire period. We also see that the period when SAU was exposed to the most volatility spillover was the beginning of the Russia-Ukraine War. The AUS, CAN, USA and JPN markets have been highly volatility receiver during the war. Interestingly, DEU, EUR and CHN have been very high-risk transmitters when the war began. While the RUS was a risk receiver for the entire period except for the onset of Covid-19, it became the highest risk transmitter among the markets with the beginning of the war. However, we observe that the effect of the shock caused by the war disappeared in a short time. Also, we see that all markets converged to their average NET values given in Panel 2 part of Table 2 in May 2022.

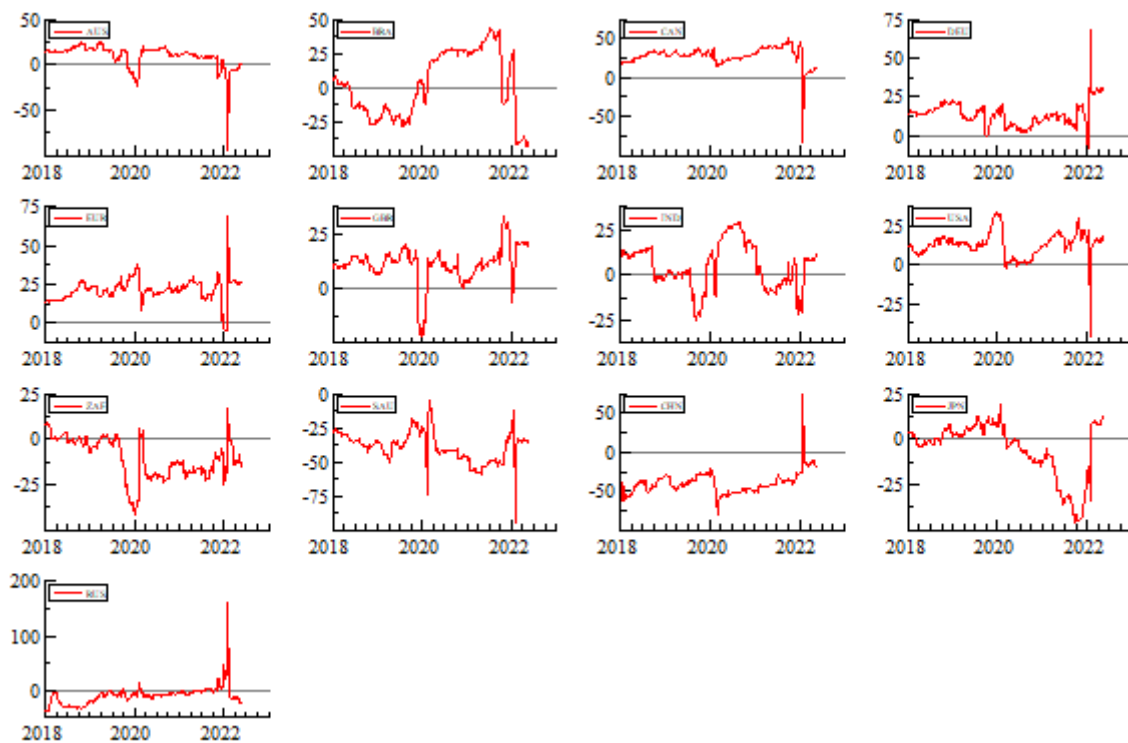


Figure 4. Net Total Directional Connectedness.

4.3. Net Pairwise Directional Connectedness

Even though the net spillovers explicitly depict a clear picture of the spillovers over time, they do not show associated pairwise dynamics between variables. Figure 5 displays the Net Pairwise Directional Connectedness (NPDC) measures of spillovers. In Figure 5 we only present the NPDC between the RUS and other markets. At first glance, we see that the RUS dominates

the SAU and CHN markets. However, it turns out that while the war influenced the SAU, there was no effect on the CHN. Interestingly, after the Covid-19 pandemic, the RUS market became a sender of stress to the JPN and ZAF markets. However, the average NPDC values in Table 3 show that the RUS market dominates only the SAU, CHN and JPN markets. In all markets except the CHN, the effects of war appear, and they receive risk from the RUS market.

Table 3. Average NPDC Table

	AUS	BRA	CAN	DEU	EUR	GBR	IND	USA	ZAF	SAU	CHN	JPN
NPDC	1.05	1.72	2.84	2.64	2.87	1.65	1.03	2.02	0.68	-2.53	-4.57	-0.03

Figure 6 shows the pass-throughs across the entire network to support the NPDC results. Circles in blue indicate volatility transmitters, and oranges indicate receivers. The large circle diameter shows that the related market dominates (is dominated by) the other. We see that EUR and CAN markets are large transmitters, and SAU and CHN markets are large receivers. Figure 6 more clearly illustrates the difference between eastern (excluding IND) and western markets.

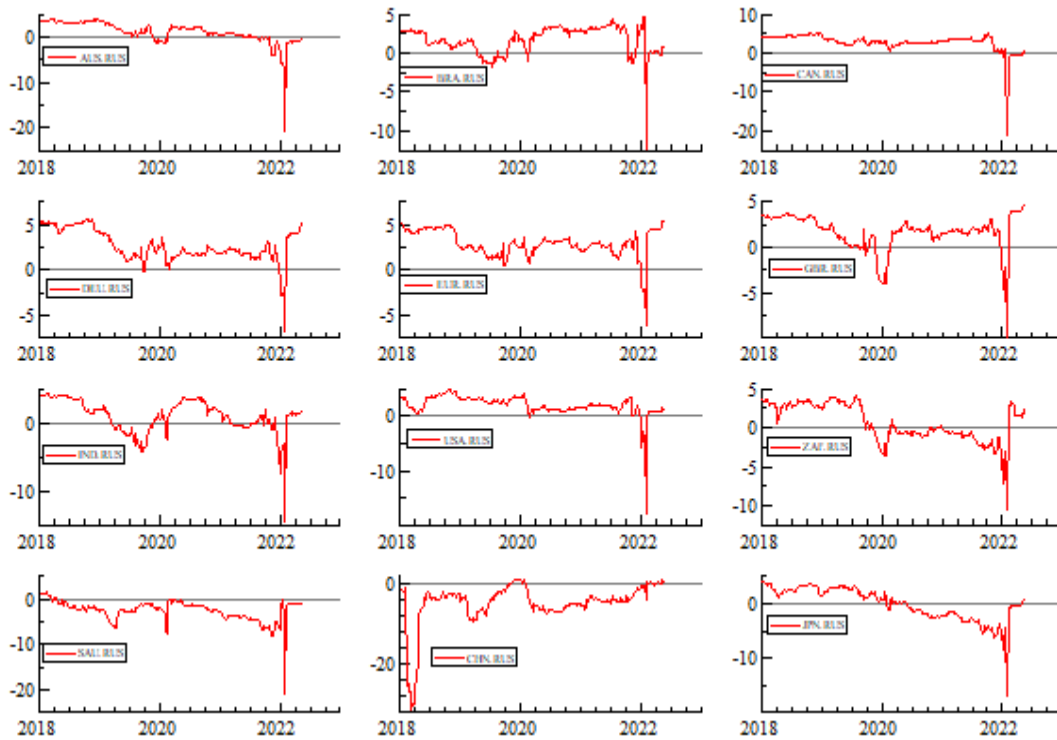


Figure 5. Net Pairwise Connectedness between RUS and Other Indices.

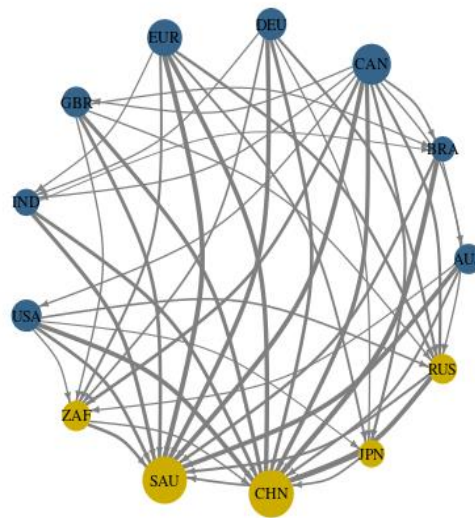


Figure 6. Network Plot

4.4. Brief Discussion

Our findings for Covid-19 pandemics are supported by the studies by Guo et al. (2021), Davidovic (2021), and Li et al. (2021). The findings of the study by Guo et al. (2021) show that the pandemic enlarges contagion channels in the international financial system. Moreover, Davidovic (2021) indicates international financial markets are more integrated, and risk contagion increases during the pandemic. Lastly, Li et al. (2021) examine the risk contagion among sixteen major stock markets in the world during the COVID-19 pandemic by using the realized volatility connectedness approach. Like our findings, they find empirical evidence that the COVID-19 epidemic significantly increases the risk of contagion effects in international stock markets.

As in the study of Umar et al. (2022), we find that Russian markets are the net transmitters of shocks, and the war affected the volatility connectedness among the global markets. Also, our findings have similarities with the result of Yousaf et al. (2022) which indicates Chinese market is neutral when the war began.

5. Conclusion

We examine the spillover between volatilities obtained from the CARR process with the TVP-VAR-based Diebold-Yilmaz approach. We estimate CARR the conditional distributions of innovations using the Gumbel distribution. Moreover, we investigate the impact of the Ukraine-Russia War on global markets as an example. For this purpose, we consider the Russian stock market index and indices selected from among the twenty largest stock exchanges by asset size to perform the connectedness analysis. We apply Gumbel distributed CARR (1,1) to estimate the volatilities. The summary statistics for the volatility series indicate that innovations fit the Gumbel distribution by the Kolmogorov-Smirnov test and the series are not normally distributed according to the Jarque-Bera test. Also, the obtained volatility series are stationary according to the Elliott-Rothenberg-Stock unit root test. We also observe that a significant autocorrelation emerges in all series and the square series. In conclusion, using a TVP-VAR model with a time-varying variance-covariance structure is an appropriate econometric framework to capture all these

empirical properties. In TVP-VAR analysis, we calculate averaged connectedness measures of two panels, without and with RUS, and find that the TCI is 79.91% in the first panel, the average TCI increases to 81.44% with the addition of RUS. It is noteworthy in the first panel that the markets of ZAF, SAU, and CHN are less affected by this interconnection. We see that the addition of the RUS does not affect the TCI much. In the second panel, there is a volatility contagion from western markets to eastern markets (excluding IND). The RUS dominates the SAU and CHN markets according to NPDC. However, it turns out that while the war influenced the SAU, there was no effect on the CHN. Interestingly, after the Covid-19 pandemic, the RUS market became a sender of stress to the JPN and ZAF markets. However, the average NPDC values show that the RUS market dominates only the SAU, CHN, and JPN markets. In all markets except the CHN, the effects of war appear, and they receive risk from the RUS market.

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

- Antonakakis, N., Chatziantoniou, I. and Gabauer, D. (2020). Refined measures of dynamic connectedness based on time-varying parameter vector autoregressions. *Journal of Risk and Financial Management*, 13(4), 84. <https://doi.org/10.3390/jrfm13040084>
- Antonakakis, N., Gabauer, D., Gupta, R. and Plakandaras, V. (2018). Dynamic connectedness of uncertainty across developed economies: A time-varying approach. *Economics Letters*, 166, 63-75. doi:10.1016/j.econlet.2018.02.011
- Ari, Y. (2020). Volatility transmission model using DCC-GARCH representation. In S. Evcı and A. Sharma (Eds.), *Studies at the crossroads of management & economics* (pp. 237-250). London: IJOPEC Publication.
- Ari, Y. (2022). From discrete to continuous: GARCH volatility modeling of the Bitcoin. *Ege Academic Review*, 22(3), 353-370. doi:10.21121/eab.819934
- Boubaker, S., Goodell, J.W., Pandey, D.K. and Kumari, V. (2022). Heterogeneous impacts of wars on global equity markets: Evidence from the invasion of Ukraine. *Finance Research Letters*, 48, 102934. doi:10.1016/j.frl.2022.102934
- Boungou, W. and Yatié, A. (2022). The impact of the Ukraine–Russia war on world stock market returns. *Economics Letters*, 215, 110516. doi:10.1016/j.econlet.2022.110516
- Bouri, E., Cepni, O., Gabauer, D. and Gupta, R. (2021). Return connectedness across asset classes around the COVID-19 outbreak. *International Review of Financial Analysis*, 73, 101646. doi:10.1016/j.irfa.2020.101646
- Chou, R.Y. (2005). Forecasting financial volatilities with extreme values: The conditional autoregressive range (CARR) model. *Journal of Money, Credit and Banking*, 37, 561-582. doi:10.1353/mcb.2005.0027
- Davidovic, M. (2021). From pandemic to financial contagion: High-frequency risk metrics and Bayesian volatility analysis. *Finance Research Letters*, 42, 101913. doi:10.1016/j.frl.2020.101913
- Demiralay, S. and Bayracı, S. (2015). Central and Eastern European stock exchanges under stress: A range-based volatility spillover framework. *Finance a Uver: Czech Journal of Economics & Finance*, 65(5), 411-430. Retrieved from <https://journal.fsv.cuni.cz/>
- Diebold, F.X. and Yilmaz, K. (2009). Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets. *Economic Journal*, 119, 158-171. doi:10.1111/j.1468-0297.2008.02208.x
- Diebold, F.X. and Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, 28, 57-66. doi:10.1016/j.ijforecast.2011.02.006
- Diebold, F.X. and Yilmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of Econometrics*, 182, 119-134. doi:10.1016/j.jeconom.2014.04.012
- Diebold, F.X. and Yilmaz, K. (2015). *Financial and macroeconomic connectedness: A network approach to measurement and monitoring*. New York: Oxford University Press. doi:10.1093/acprof:oso/9780199338290.001.0001
- Guo, Y., Li, P. and Li, A. (2021). Tail risk contagion between international financial markets during COVID-19 pandemic. *International Review of Financial Analysis*, 73, 101649. doi:10.1016/j.irfa.2020.101649
- Koop, G. and Korobilis, D. (2014). A new index of financial conditions. *European Economic Review*, 71, 101-116. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2014.07.002>
- Korobilis, D. and Yilmaz, K. (2018). *Measuring dynamic connectedness with large Bayesian VAR models* (Koç University TÜSİAD Economic Research Forum (ERF), Working Paper, No. 1802). Retrieved from <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/202976/1/1011071614.pdf>

- Liu, Y., Wei, Y., Wang, Q. and Liu, Y. (2022). International stock market risk contagion during the COVID-19 pandemic. *Finance Research Letters*, 45, 102145. doi:10.1016/j.frl.2021.102145
- Umar, Z., Polat, O., Choi, S.Y. and Teplova, T. (2022). The impact of the Russia-Ukraine conflict on the connectedness of financial markets. *Finance Research Letters*, 102976. doi:10.1016/j.frl.2022.102976
- Yousaf, I., Patel, R. and Yarovaya, L. (2022). *The reaction of G20+ stock markets to the Russia-Ukraine conflict* (SSRN Paper No. 4069555). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4069555

DOES PAIN THAT DOESN'T KILL STRENGTHEN OR BANKRUPT? THE EFFECT OF PSYCHOLOGICAL RESILIENCE FACTORS ON FINANCIAL ATTITUDE

Öldürmeyen Acı Güçlendirir mi Yoksa Batırır mı?
Psikolojik Dayanıklılık Unsurlarının Finansal Tutuma Etkisi

Umut Can ÖZTÜRK* & Hüseyin Başar ÖNEM**

Abstract

In recent years, personality traits and psychology connections of behavioral finance have been frequently preferred by researchers. In other words, the effects of psychological variables on people's financial behaviors have become an important research topic. In connection with this idea the aim of this research is to determine the psychological resilience of young banker and insurer candidates and their effects on their financial attitudes. Convenience sampling method was preferred for the study and 200 people were included in the study. In the research, reliability and validity analysis, frequency analysis, confirmatory factor analysis and path analysis were performed. According to the research results; While the "Self-Perception" dimension, which is one of the sub-dimensions of the resilience scale for adults, had a positive effect on the "Frugal", "Shy" and "Extravagant" dimensions of the financial attitude scale, no significant relationship was found with the "Conscious" dimension. While the "Future Perception" dimension, which is another sub-dimension, had a negative effect on the "Conscious" dimension of the financial attitude scale, and the "Social Resources" dimension on the "Shy" dimension, no significant relationship was found with the other dimensions.

Öz

Son yıllarda davranışsal finansın kişilik özellikleri ve psikoloji bağlantıları arařtırmacılar tarafından sıklıkla tercih edilmektedir. Başka bir deyişle psikolojik deęişkenlerin insanların finansal davranışları üzerindeki etkileri önemli birer arařtırma konusu haline gelmiştir. Bu fikirle ilgili olarak arařtırmanın amacı genç bankacı ve sigortacı adaylarının psikolojik dayanıklılıklarının ve finansal tutumları üzerindeki etkisinin belirlenmesidir. Çalışma kolayda örnekleme yöntemi tercih edilmiş olup 200 kişi arařtırmaya dahil edilmiştir. Arařtırmada güvenilirlik ve geçerlilik analizi, frekans analizi, doğrulayıcı faktör analizi ve yol analizi yapılmıştır. Arařtırma sonuçlarına göre; Yetişkinler için dayanıklılık ölçeęi alt boyutlarından "Kendilik Algısı" boyutunun, finansal tutum ölçeęi boyutlarından "Tutumlu", "Sıkılgan" ve "Savurgan" boyutları üzerinde pozitif bir etkisi bulunurken, "Bilinçli" boyutu ile anlamlı bir ilişki rastlanılmamıştır. Diğer bir alt boyut olan "Gelecek Algısı" boyutunun finansal tutum ölçeęinin "Bilinçli" boyutu üzerinde "Sosyal Kaynaklar" boyutunun ise "Sıkılgan" boyutu üzerinde negatif bir etkisi bulunurken, diğer boyutlar ile anlamlı bir ilişki rastlanılmamıştır.

Keywords:

Psychological Resilience, Financial Attitude, Behavioral Finance.

JEL Codes:

B31, C91, D14.

Anahtar Kelimeler:

Psikolojik Dayanıklılık, Finansal Tutum, Davranışsal Finans.

JEL Kodları:

B31, C91, D14.

* Assoc. Prof. Dr., Isparta University of Applied Sciences, Department of Management and Organization, Turkey, ozturkumut@isparta.edu.tr, ORCID: 0000-0002-3122-6366

** Assist. Prof. Dr., Isparta University of Applied Sciences, Department of Finance, Banking and Insurance, Turkey, basaronem@isparta.edu.tr, ORCID: 0000-0003-0192-2886

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 16.03.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 28.06.2022

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



1. Introduction

Human beings are by nature a highly complex and essentially variable creature: Their experiences, learnings and many other internal and external reasons affect their decision-making processes. These decisions can be daily issues as well as financial issues. Although the stock market, gold, foreign exchange investments and expenditures that come to mind when financial issues are mentioned, basically the basic level of borrowing and spending tendencies are also included in this scope. Although information is the key to making the right decision, psychological variables can sometimes reduce the impact of information. Examples of this are people who have risks that they want to take but cannot take, because there is no family support, or people who experience financial collapse as a result of making wrong or slow decisions due to the unpredictability of their economic situation. This dimension of thought pushes researchers to investigate the effectiveness of psychological factors in the process of making financial decisions, which constitutes a dimension of behavioral finance.

The concept of psychological resilience, which is one of the concepts that is the subject of the study, is symbolized by a quote by Nietzsche: "Things that don't kill me make me stronger." Do things that don't really kill us always make us stronger? Sometimes the answer to this question may differ (Dogan, 2021). This point of view also inspired the formation of the title of the study. Learning from defeats, mistakes and losses and taking risks again is very important in order to survive and be successful. This actually affected Turkish culture as well. In Anatolia, it is said about psychological resilience, "A seedling that does not hit the wind does not become a tree" or "A sapling that does not hit the wind does not become a tree". In this general sense, it is understood that the difficulties in life make us stronger, otherwise people can be very fragile (Dogan, 2021). So, when it is considered in the financial dimension, what kind of relationship can there be between psychological resilience and financial attitude when risk taking, future anxiety, and social skills come together? This reveals the main purpose of the study. To put it more clearly, the aim of the study is to examine the relationship between the psychological resilience of young banking and insurance professional candidates and their financial attitudes. Young banking and insurance professional candidates with finance education were selected as the sample. In this way, with the assumption that financial information has been received, it is thought that it will create a chance to focus on the psychological dimension rather than the withdrawal tendencies due to ignorance about financial attitude.

2. Conceptual Framework

In this part of the study, first of all, the concepts of psychological resilience and financial attitude are discussed in the theoretical context in accordance with the purpose of the study. By examining the literature on the subject, the starting points and contents of the concepts are summarized in order to better understand the research section.

2.1. The Concept of Psychological Resilience

Today, life conditions tend to become more complex and difficult day by day. In this case, the search for health, both physically and mentally, becomes a situation that spreads among all humanity. Positive psychology is an approach that has emerged in the modern world, which argues that individuals have innate strengths, and that with the development of these

strengths, individuals can experience adaptation problems less and remain psychologically healthy (Csikszentmihalyi, 2009). focused on examining the factors that are effective in these conservation efforts. Psychological resilience, which is basically defined as an individual's ability to recover from difficult life experiences, to adapt, or to cope effectively with change or disasters (Masten and O'Connor, 1989), has become one of the important contextual issues of positive psychology.

One of the biggest problems in the fields of social sciences is to be able to define concepts. Psychological resilience is one of these concepts because the concept is defined in different ways as a feature, process or result. For this reason, turning to the starting point of the concept and considering it primarily as a metaphor will help to understand the concept. Psychological resilience is rooted in physics and mathematics, and Lazarus (1993) used this concept to express that when a flexible metal is bent, it returns to its original state and recovers. When we turn the subject from metal to human, the perception is in the same direction. It includes protecting the mental integrity and health status of the individual against the negative effects and risk factors and coming from the outside, as well as being able to regain his/her old state by wrapping his/her wounds. Psychological resilience, as a concept, emerged primarily from medical studies; capacity to maintain healing and adaptive functioning, or the positive side of adapting after risk or trauma. In its most general definition, the concept has been defined as "the ability to adapt to tragedy, trauma, hardship and ongoing significant life stressors". Psychological resilience theory and research was developed based on risk and trauma research (Türkiye Zeka Vakfı [TZV], 2018). Later, it spread to other areas of psychology and social sciences. In the psychology literature, psychological resilience is defined as the ability to recover and reach well-being despite being exposed to severe risk conditions and the existence of serious threats to development and adaptation (Masten, 2001: 228). In Kaplan's (1999: 18) definition of psychological resilience, on the other hand, the individual approaches the desired result, stays away from undesired results, and has individual characteristics that enable the individual to approach the desired results. Looking at the definitions, it would not be wrong to say that psychological resilience is underlined as hope, inner strength and a talent. Looking at the definitions above, it is possible to explain psychological resilience with the following three variables (Masten et al., 1990: 426; Werner, 1995: 81).

Table 1. Three Common Points of Definitions of Psychological Resilience

Dimension	Scope	Explanation
Good growth even at high risk	It emphasizes the continuation of development by overcoming the difficulties experienced by people who grew up under high risk and were exposed to adverse living conditions.	The biographies and autobiographies of famous or successful people who grew up in adverse and difficult living conditions show parallelism and harmony with systematic psychological resilience studies conducted with children growing up at high risk.
Ability to maintain competence even under stress	It emphasizes the individual's ability to adapt quickly in the face of stressful, difficult or negative life experiences.	It is the ability to cope with the overwhelming pressure created by stress and to be able to adapt to strong stress factors such as separation from one's spouse and family conflict.
Easy recovery from trauma	It emphasizes the ability to overcome traumas such as natural disasters, death of a relative or being exposed to an accident relatively easily.	By definition, traumatic life experiences are expected to reduce an individual's quality of life and functionality. Therefore, no one is invulnerable, and sources of stress can become traumatic and life-threatening. psychological resilience, post-traumatic recovery emphasizes.

Source: Adapted from Turker (2018) and Gizir (2007)

Karairmak (2006: 130-132) used the expression about psychological resilience, "When faced with negative situations, it includes being in harmony with the differences in one's life in the time period that occurs as a result of the communication of protective factors and risk factors with each other". Based on this statement, in order for the individual to develop psychological resilience, he or she must be exposed to negative situations such as difficulties and trauma and show a positive development in the face of them. In this respect, the basis of the theory is based on risk factors and protective factors. While risks explain the exposure of individuals to negativities such as difficulties and trauma, protective factors are explained as factors that reduce or eliminate the possibility of individuals being exposed to risks (Masten, 2001; Leipold and Greve, 2009). Olsson et al. (2003) grouped these factors into three groups: individual, family, and social/environmental;

Table 2. Risk Factors Affecting Psychological Resilience and Protective Factors

	Risk Factors	Protective Factors
Individual	Fetal alcohol/drug use, adolescent pregnancy, premature birth, having an incompatible temperament or shy personality, low IQ level, chronic or mental illness, substance use, academic failure, and belonging to an ethnic group (Oz and Yilmaz, 2009).	Self-confidence, self-esteem, self-efficacy, high intellectual capacity, having social skills, being mild-mannered and loved by everyone (Karairmak, 2006), good level of intelligence/cognitive ability, positive perception of academic competence, planning for the future and being optimistic, having control over their own life, having a sense of humor and effective problem-solving skills, empathy, responsibility and helpfulness (Oz and Yilmaz, 2009).
Familial	Having a large family with at least four children, time between two children less than 2 years, have a parent who uses drugs or commits crimes or has a mental/chronic illness, being adopted, divorce of parents, death or single parent. These are factors such as having a family and being exposed to family violence (Oz and Yilmaz, 2009).	Close relationship with parents, being socio-economically advantageous, having supportive and warm family ties outside the nuclear family, good parenting qualities (Karairmak, 2006).
Environmental	economic difficulties and poverty, child neglect and abuse, social traumas such as war and natural disasters, social violence and family disasters, homelessness (Gizir, 2007).	Having a positive relationship with an adult, positive social support, positive school relations, positive friend support, and having a positive role model (Oz and Yilmaz, 2009).

After scientists researched the concept of psychological resilience, its content and scope, they started to work on the scale and assessing people. Especially Kobasa (1979) and Florian et al. (1995) preferred to explain psychological resilience in three sub-dimensions: attachment, control and challenge. Friborg et al. (2003), who later became the subject of the scale used in this study, expressed psychological resilience in 5 dimensions as personal strength, structural style, social competence, family harmony and social resources in their study. Later, in the study they conducted in 2005 (Friborg et al., 2005), they stated that personal power was divided into two as "self-perception" and "perception of the future", and accordingly, the dimensions of

psychological resilience increased from 5 factors to 6 factors. These dimensions are given in Table 3 with their explanations (Cetin and Basim, 2011);

Table 3. Sub-Dimensions of Psychological Resilience

Sub-dimensions	Protective Factor Relationship	Describing
Self-Perception	Individual Protective factors	Refers to a person's self-awareness and thoughts about who he or she is basically.
Perception of The Future	Individual Protective factors	In addition to pointing out the individual's perspective towards the future, a positive perspective towards the future plays an important role in the process of resilience.
Social Competence	Individual Protective factors	Refers to the individual's social adaptation, extraversion, and willingness to engage in social activities.
Structural Style	Individual Protective factors	It is about the individual's ability to carry out daily work, plan and organize.
Family Harmony	Familial Protective factors	Indicates the support the individual receives from his/her family.
Social Resources	Social Protective factors	It shows the social relationships that the person has.

Source: Adapted from Cetin and Basim (2011) and Polatci et al. (2019).

2.2. Financial Attitude Concept

Individuals make various decisions at every moment of their lives. Financial decisions are important decisions that shape the future of the individual. Anyone dealing with money has to make a financial decision, big or small. Whether they determine the limit of shopping or save to buy a house, these are the results of financial decisions. At this point, the important thing is to make informed and correct decisions. Awareness can occur with experience as well as education. However, experience may not always yield good results. Education can be a factor that increases the welfare level of the individual (Ozturk and Demir, 2015). In this case, it brings researchers to financial literacy, which is a concept that will enable individuals to access financial information that will enable them to protect and develop their financial well-being, make effective and conscious decisions while managing their assets with the help of the information they access, and increase their personal financial well-being through these decisions (Sahin and Baris, 2017).

Organization for Economic Cooperation and Development (OECD, 2015) lists the components that make up financial literacy as financial knowledge, financial attitude and financial behavior. Holzmann (2010), referring to the World Bank's comment on the dimensions of financial literacy in his study, commented that "There is a link from knowledge to skill, from skill to attitudes and from attitudes to behaviors, and it is extremely important because knowledge affects attitudes and attitudes then emerge in the form of various behaviors". Ensuring financial socialization will also depend on financial behaviors, as a process, financial socialization that occurs especially in the adolescence period of young adult individuals will manifest itself as research and consolidation in adulthood, and eventually will continue as financial attitudes and behaviors (Watson and Barber, 2017: 239). Parallel to this definition, there is a directly proportional relationship between financial attitude and financial behavior,

they complement each other. In order for a financial behavior to take place, a financial attitude must first occur. Financial attitude is a psychological tendency of people towards finance, this tendency continues until the decision-making process and forms the financial behavior from the decision-making process (Kartal, 2019: 24). When the above-mentioned elements are examined in detail, it is possible to explain the financial attitude of individuals as "the thoughts and attitudes of individuals that make financial behaviors such as spending money carefully and sparingly, and saving the rest of the expenditures ready for action" (Gonen and Ozmete, 2007: 58). There are certain elements that make up the internal structure of financial behavior and, in connection with it, financial attitude. These elements are shared in Table 4 (Meydan, 2019: 11-25);

Table 4. Elements of Financial Behavior and Financial Attitude

Factor	Explanation
Basic Money Information	To know and understand the processes of creation of money, the ways of using it effectively, the technical context.
Money Management and Budget Planning	It is the process of managing money to achieve personal economic satisfaction. It refers to the capacity to create a specific plan in order to use the money earned effectively.
Saving	Ability to allocate, protect and manage a certain amount of money within the scope of a planned process after meeting the needs
Investment	Ability to use the financial resources obtained within the scope of the allocated savings budget or risk in order to be valued
Borrowing	The ability to manage a strategic and planned borrowing process if individuals are faced with borrowing when their budget is not enough to meet their needs and wishes.
Spending	Ability to manage the process of spending the money saved and saved, taking into account the systematic and income-expenditure processes.

Source: Compiled and developed from Meydan (2019: 11-25).

2.3. The Relationship between Psychological Resilience and Financial Attitude

According to traditional finance theory, people are seen as rational beings. The traditional finance theory, which sets out with this idea, treats people as rational investors, explains the functioning of the market and develops financial tools in this direction. However, with the implementation of traditional finance theory over time, it has been observed that people move away from rationality and make their own decisions individually (Samandar and Comlekci, 2019). In other words, while making economic and financial decisions, people can go beyond expectations and make individual and sometimes irrational decisions. Because, people can shape their decision-making behaviors under the influence of various psychological factors and life conditions. Similarly, Phan and Zhou (2014: 92) say in their study that some psychological factors from the personality traits of individuals affect their investment behaviors. In their study, they stated that investors' individual investment intention is driven by four psychological factors: over-confidence, over-optimism, risk psychology, and herd behavior.

Attitudes are formed as a result of the knowledge and experiences that individuals have gained from their lives, revealing the differences of individuals from each other (Ozkalp et al., 2013: 69), and attitudes have a strong effect on behaviors (Glasman and Dolores, 2006: 778). In parallel with this explanation, financial attitudes and behaviors are affected by many factors such as individuals' sensitivity to risk, consumption tendencies, tastes, and psychological

factors. The experiences of individuals in their lives can affect their financial attitudes and behaviors (Alkaya and Yagli, 2015: 588). It is thought that mood and personality have a great impact on the infrastructure of decisions and behaviors taken in daily life, and similarly, they will also be effective in making financial decisions. Nicholson et al. (2005) examined the risk-taking attitude in their study in which personality traits were discussed in detail.

As a result, it has been revealed that individuals with high emotional balance, introverted and open to experience have higher financial performance. This judgment brings researchers to the concept of psychological resilience in a context. It is thought that individuals who have developed resilience against the negative situations experienced and to be experienced can be more resilient and courageous when making their financial decisions and putting them into practice. In other words, it would not be wrong to state that the individual who has received family support and social support, has increased self-confidence and has little future anxiety, will act confidently when making financial decisions.

3. Method and Data

This research aims to determine the relationships between young banker and insurer candidates' resilience and financial attitudes toward adults. As a method, the research model was first put forward, and then the relevant analyses were made. The basic model created and the proposed research model for the sub-dimensions are shown in Figure 1.

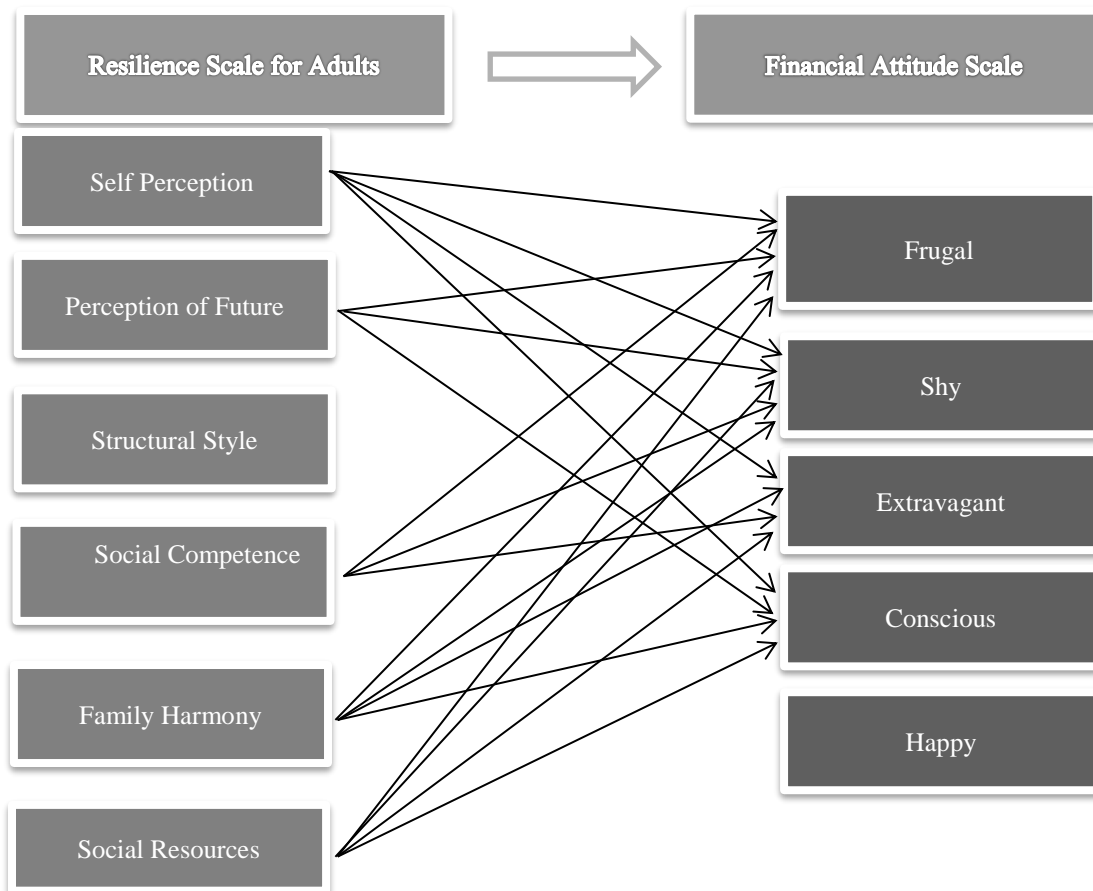


Figure 1. Proposed Research Model

As a data collection tool in the study, the “Resilience Scale for Adults” was developed by Friborg et al. (2003) in five sub-dimensions, and later (Friborg et al., 2005) revealed the six-dimensional version of the scale. Basim and Cetin (2011) made the Turkish adaptation of this scale. The Resilience Scale for Adults consists of six sub-dimensions: “Self Perception”, “Perception of The Perception of The Future”, “Structural Style”, “Social Competence”, “Family Harmony” and “Social Resources”. “Financial Attitude Scale” developed by Kilcan and Ergur (2019) was used with five sub-dimensions as “Frugal”, “Shy”, “Extravagant”, “Conscious” and “Happy”. In addition, a questionnaire consisting of demographic questions was applied to the participants.

The research population consists of students who continue their education within the scope of Isparta University of Applied Sciences, Isparta Vocational School Banking Insurance program. The population consists of 617 people, 200 people were reached by simple random sampling, and the data were analyzed. Ethics committee approval was obtained for the research form on 22.10.2021 with meeting number 69 of the Scientific Research and Publication Ethics Committee of the Presidency of Isparta University of Applied Sciences and decision number 01.

4. Findings

In the analysis and findings section, first of all, the validity and reliability analyses of the scales were made, demographic characteristics were evaluated, and the distribution of the data was interpreted in a statistical Table 5 shows the reliability analysis results for the scale and its sub-dimensions.

Table 5. Reliability Analysis Results for Scale and Sub-Dimensions

Scale and Sub-Dimensions	Cronbach's Alpha
Resilience Scale for Adults	0,859
Self Perception	0,677
Perception of The Future	0,730
Structural Style	0,442
Social Competence	0,651
Family Harmony	0,737
Social Resources	0,612
Financial Attitude Scale	0,696
Frugal	0,858
Shy	0,759
Extravagant	0,724
Conscious	0,648
Happy	0,499

When Table 5 is examined, the resilience scale for adults was found to be highly reliable among the scales; the Cronbach's Alpha coefficient of the financial attitude scale was below 0.7 and was determined as "acceptable" or "moderate reliability". “Structural Style” from the sub-dimensions of the resilience scale for adults and “Happy” from the sub-dimensions of the financial attitude scale were found to have low reliability, while all other sub-dimensions were found to be high reliability and medium reliability (Kilic, 2016: 48).

"Structural Style" from the sub-dimensions of the resilience scale for adults and "Happy" from the sub-dimensions of the financial attitude scale were made by choosing the appropriate

methods in the statistical program, whether there was an expression that reduced the reliability of the coefficients in the Cronbach's Alpha analysis. As a result of the related analysis, Cronbach's Alpha coefficients did not exceed the threshold value of 0.6, so they had low reliability and were excluded from the study (Kilic, 2016: 48). The hypotheses of the research are as follows;

- H₁ : The self-perception dimension affects the frugality dimension.
- H₂ : The self-perception dimension affects the shyness dimension.
- H₃ : The self-perception dimension affects the extravagance dimension.
- H₄ : The self-perception dimension influences the consciousness dimension.
- H₅ : The Perception of the Future dimension affects the frugality dimension.
- H₆ : The Perception of the Future dimension affects the shyness dimension.
- H₇ : The Perception of the Future dimension affects the consciousness dimension.
- H₈ : The perceived social competence dimension affects the frugality dimension.
- H₉ : The dimension of perception of social competence affects the dimension of shyness.
- H₁₀ : The perceived social competence dimension affects the extravagance dimension.
- H₁₁ : The perception of social competence affects the consciousness dimension.
- H₁₂ : The dimension of perception of family harmony affects the dimension of frugality.
- H₁₃ : The dimension of perception of family harmony affects the dimension of shyness.
- H₁₄ : The dimension of perception of family harmony affects the dimension of extravagance.
- H₁₅ : The dimension of perception of family harmony affects the dimension of consciousness.
- H₁₆ : The social resources perception dimension affects the frugality dimension.
- H₁₇ : The dimension of perception of social resources affects the dimension of shyness.
- H₁₈ : The social resources perception dimension affects the extravagance dimension.

When Table 6 is examined, the gender distribution of the participants consists of men with 56.5%, women with 43.5%, and the age range of 18-22 years is the highest with 95.5%. When the family's income status is considered, the highest score is 2,826-5,000 Turkish Liras, with 39.5%.

Table 6. Descriptive Statistics on Demographic Characteristics of Participants

Variable		Frequency (n)	Percent (%)
Gender	Women	113	56,5
	Men	87	43,5
Age	18-22	191	95,5
	over 23	9	4,5
Family Income Status	0-2825	56	28,0
	2826-5000	79	39,5
	5001-10000	49	24,5
	10001<	16	8,0

When Table 7 is examined, "Adult Resilience Scale" average is 3.8540, and "Social Resources" is the largest sub-dimensions with 4.0664. The lowest average is the "Social Competence" dimension with an average of 3. 6217. It can be said that while the perception of social resources of the participants is high, the perception of social competence is low.

Table 7. Descriptive Statistics for the Dimensions in the Adult Resilience Scale

	Mean	SD
Resilience Scale for Adults	3,8540	0,62414
Self Perception	3,9967	0,87922
Perception of The Future	3,7225	1,14325
Social Competence	3,6217	0,94217
Family Harmony	4,0467	0,89233
Social Resources	4,0664	0,66234

SD: Standard deviation

When Table 8 is examined, the "Financial Attitude Scale" average was 3.4519, and the highest average of the sub-dimensions was "Frugality" with 4.2697. The lowest average was the dimension of "Bottleneck" with an average of 2.4829. The frugality dimension has the highest average in all dimensions in the financial attitude scale, and it can be said that the participants' perceptions about frugality are high. In addition, the Shy dimension has the lowest average in all dimensions in the financial attitude scale, and it can be said that the participants' perceptions of Shyness are low.

Table 8. Descriptive Statistics Regarding the Dimensions in the Financial Attitude Scale

	Mean	SD
Financial Attitude Scale	3,4519	0,43608
Frugal	4,2697	0,80870
Shy	2,4829	0,94023
Extravagant	2,6203	1,02120
Conscious	3,6531	1,00340

SD: Standard deviation

The groups whose skewness and kurtosis values ranged from +2 to -2 are considered to have a normal distribution (George and Mallery, 2003). The Skewness and Kurtosis values in Table 9 were within the relevant range and showed a normal distribution.

Table 9. Test of Normality

Scale and Sub-Dimensions	Mean	SD	Skewness*	Kurtosis
Resilience Scale for Adults	3,8540	0,62414	-0,655 (0,172)	0,432 (0,342)
Self Perception	3,9967	0,87922	-1,040	1,212
Future Perception	3,7225	1,14325	-0,698	-0,488
Social Competence	3,6217	0,94217	-0,249	-0,704
Family Cohesion	4,0467	0,89233	-0,821	-0,020
Social Resources	4,0664	0,66234	-1,177	2,213
Financial Attitude Scale	3,4519	0,43608	-,118	0,871
Frugal	4,2697	0,80870	-1,717	2,909
Shy	2,4829	0,94023	0,300	-0,686
Extravagant	2,6203	1,02120	0,272	-0,643
Conscious	3,6531	1,00340	-0,547	-0,345

Note: * Values in parentheses represent standard errors of Skewness and Kurtosis statistics. SD: Standard deviation

Good fit and acceptable values determined for Confirmatory Factor Analysis are given in Table 10.

Table 10. Good Fit Values and Acceptable Values

Variables	Good Fit Values	Acceptable Values
X^2		$p \leq 0.05$
X^2/SD	$1 \leq X^2/SD < 3$	$3 \leq X^2/SD \leq 5$
RMSEA	≤ 0.05	≤ 0.08
CFI	≥ 0.95	≥ 0.85
TLI	≥ 0.95	≥ 0.85
SRMR		≤ 0.08

Source: Schumacker and Lomax, 2004: 82.

A 3-stage model is applied in Figure 2. The values of Model a ($\chi^2_{480}=853,881$; $x^2/SD = 1,779$; RMSEA 0,063; $p \leq 0,05$; CFI=0,755; GFI=0,73; AGFI=0,735; SRMR=0,0788) was below acceptable values.

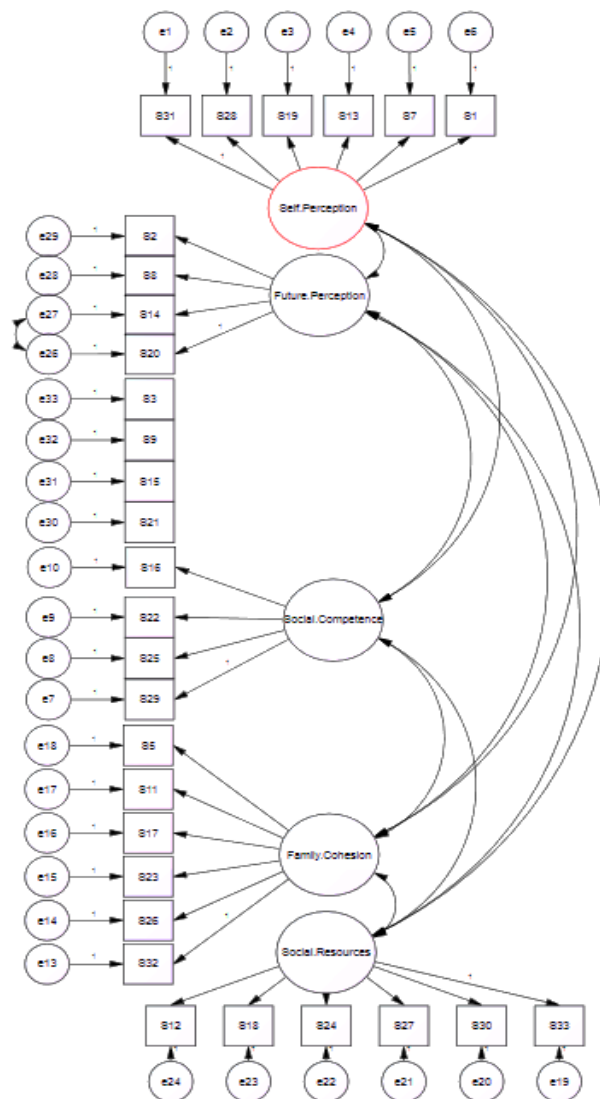


Figure 2. Confirmatory Factor Analysis of the Adult Resilience Scale

For Model b, the factor loads of the 4th (0,284) and 10th (0,141) questions in social competence and the 6th (0,19) questions in social resources were excluded because their factor

loads were below 0.32. As a result of the process, the values of this model are also ($\chi^2_{390}=734,972$; $\chi^2/SD = 1,885$; RMSEA 0,067; $p \leq 0,05$; CFI=0,766; GFI=0,781; AGFI=0,739; SRMR=0,0791) was below acceptable values.

In Model c, a correlation was established between the 14th and question and 20th question statements in the perception of the future. The values of this model ($\chi^2_{389}=732,887$; $\chi^2/SD = 1,884$; RMSEA 0,067; $p \leq 0,05$; CFI=0,767; GFI=0,783; AGFI=0,740; SRMR=0,0790) were found to be between good fit and acceptable values.

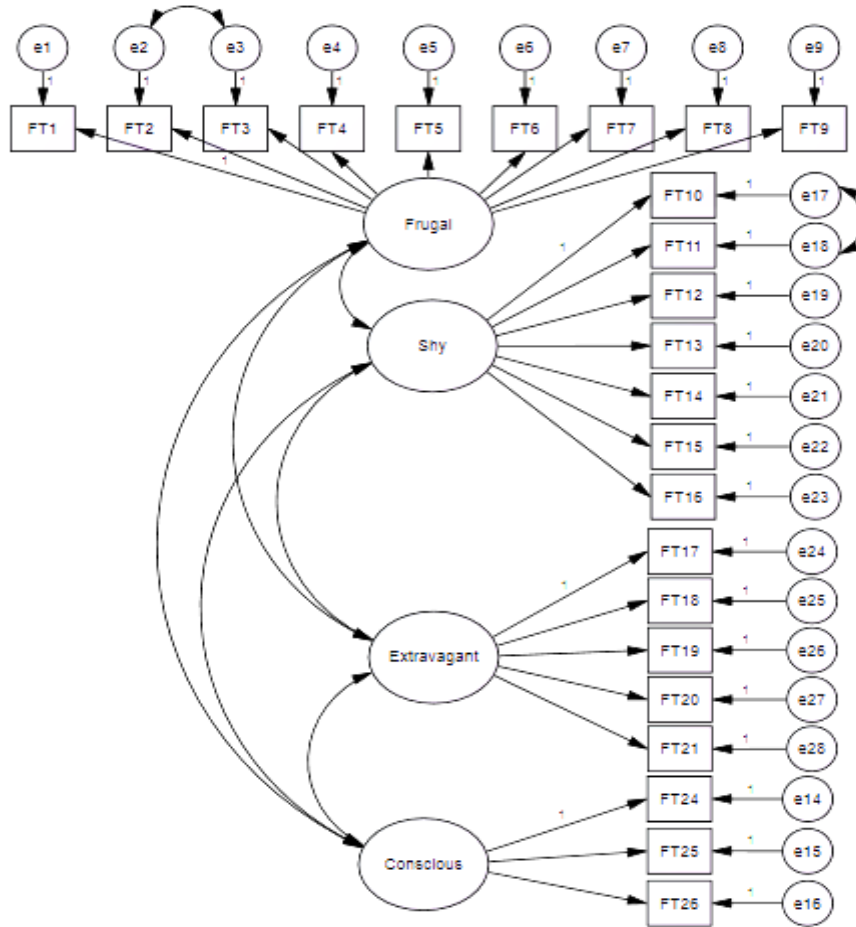


Figure 3. Confirmatory Factor Analysis of the Financial Attitude Scale

A 4-stage model is applied in Figure 3. The values of model a ($\chi^2_{367}=802,523$; $\chi^2/SD = 2,187$; RMSEA 0,072; $p \leq 0,05$; CFI=0,758; GFI=0,778; AGFI=0,737; SRMR=0,0789) were below the acceptable values.

For Model b, these values were not included in the analysis because the factor loads of questions 23 (0.308) in consciousness and 22 (0.102) in extravagant were below 0.32. As a result of this process, the values of the model were also ($\chi^2_{314}=689,042$; $\chi^2/SD = 2,194$; RMSEA 0,077; $p \leq 0,05$; CFI=0,783; GFI=0,794; AGFI=0,52; SRMR=0,0765) below the acceptable values.

The correlation was established between FT 2 and FT 3 in model c and between FT 10 and FT 11 expressions in model d. As a result of the procedures, the values were found to be between a good fit and acceptable. As a result of the procedures, the values ($\chi^2_{312}=598,261$; $\chi^2/SD = 1,918$; RMSEA 0,068; $p \leq 0,05$; CFI=0,834; GFI=0,821; AGFI=0,783; SRMR=0,0735) were found to be between good fit and acceptable values.

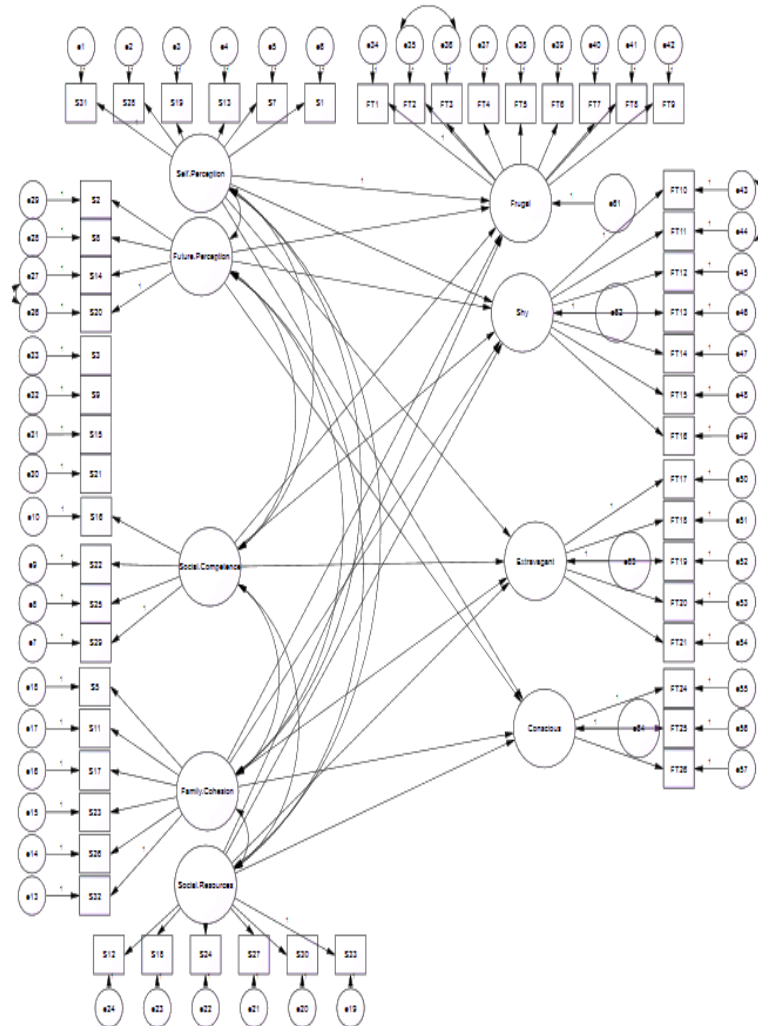


Figure 4. Path Analysis of the Impact of Adult Resilience on Financial Attitude

In Figure 4, a path analysis (regression) for the effect of resilience (independent variable) on financial attitude (dependent variable) for adults was performed. The value of the proposed model ($\chi^2_{1494}=2375,135$; $\chi^2/SD = 1,590$; RMSEA 0,054; $p \leq 0,05$; CFI=0,747; GFI=0,707; AGFI=0,676; SRMR=0,0756) was between good fit and acceptable values.

According to Table 11, self-perception, frugal ($\beta_1=0,790$; $p \leq 0,05$) Shy ($\beta_1=1,582$; $p \leq 0,05$) extravagant ($\beta_1=2,349$; $p \leq 0,05$) significant and positive effect. It can be said that people with high self-perception participating in the research have high frugality, Shyness and extravagance. The perception of the future, with the conscious ($\beta_1=-2,109$; $p \leq 0,001$) and social resources, Shy ($\beta_1=-2,109$; $p \leq 0,001$) has a significant and negative effect. According to these results, when the future perception increases, the awareness of the participants increases, and when social

resources increase, their Shyness decreases. No significant results were found in all other dimensions. According to these results, while H₁, H₂, H₃, H₇, and H₁₆ hypotheses were accepted, other hypotheses were rejected.

Table 11. The Impact of Resilience on Financial Attitude for Adults

Independent Variable	Impact Direction	Dependent Variable	β_1	β_2	SH	p
Self Perception	→	Frugal	0,790	1,000	-	0,001
Self Perception	→	Shy	1,582	1,715	0,830	0,039
Self Perception	→	Extravagant	2,349	3,977	1,795	0,027
Self Perception		Conscious	-0,393	-0,348	0,509	0,494
Future Perception		Frugal	-4,638	-3,411	1,854	0,066
Future Perception		Shy	-0,636	-0,401	0,243	0,100
Future Perception	→	Conscious	-2,109	-1,087	0,448	0,015
Social Competence		Frugal	-0,141	-0,255	0,529	0,630
Social Competence		Shy	-0,305	-0,473	0,380	0,213
Social Competence		Extravagant	-0,446	-1,083	0,744	0,145
Family Cohesion		Frugal	-0,609	-0,535	0,963	0,578
Family Cohesion		Shy	0,200	0,151	0,215	0,484
Family Cohesion		Extravagant	0,364	0,428	0,553	0,439
Family Cohesion		Conscious	-0,617	-0,380	0,376	0,313
Social Resources		Frugal	-2,289	-4,020	2,756	0,145
Social Resources	→	Shy	-0,946	-1,424	0,660	0,031
Social Resources		Extravagant	-0,698	-1,639	1,353	0,226
Social Resources		Conscious	-0,354	-0,435	0,831	0,601

5. Conclusion and Discussion

While financial attitude can be expressed as the behavior of individuals in the face of financial events, this is a concept closely related to psychology. This study aims to examine the effect of the psychological resilience characteristics of the young insurer and banker candidates on financial attitude. While there are many national and international studies on the concept of financial attitude, there are no studies examining this concept with resilience features for adults. This situation reveals the originality of the research.

The research was conducted on 200 students who continue their education in Isparta University of Applied Sciences, Isparta Vocational School Banking Insurance program. In this study, reliability and validity analysis, frequency analysis, confirmatory factor analysis and path analysis were used. According to the research results; It was found that the "Self-Perception" dimension, which is one of the resilience scale dimensions for adults, has a positive effect on the "Frugal", "Shy" and "Extravagant" dimensions of the financial attitude scale. However, no significant relationship was found between the "Self-Perception" dimension and the "Conscious" dimension. The "Future Perception" dimension has a negative effect with the "Conscious" dimension of the financial attitude scale. In addition, a negative effect of the "Social Resources" dimension on the "Shy" dimension was determined.

Statistically one of the most prominent values is the positive effect of the "Self-Perception" dimension on the "Frugal", "Shy" and "Extravagant" sub-dimensions of my financial attitude. The underlying reason for this situation may be the change in the perspective of the young banker and insurer candidates participating in the research on concepts as financial attitudes when their mental and physical perceptions increase. In this case, besides the financial

education given to these people, psychological support can also be provided. Another value found is the negative effect of the "Future Perception" dimension on the "Conscious" dimension of the financial attitude scale. In addition, a negative effect of the "Social Resources" dimension on the "Shy" dimension was determined. In this case, it can be said that as young people's thoughts about the future increase, their ability to make conscious decisions decreases. In addition, the decrease in the shyness level of young people who can improve themselves in terms of social resources may mean that they are interested in these resources.

The least statistically stated value is that there is no significant relationship between any financial attitude sub-dimensions of the "Family adjustment" dimension. This may result in the fact that family harmony has no effect on the financial attitudes of young people. With the psychology and financial literacy trainings to be given at the household level, the changes in the financial attitudes of young people can be observed.

According to the study by Samandar and Comlekci (2019), it has been determined that investors with extraversion, agreeableness, responsibility, emotional instability and openness to development tend to self-deceive, cognitive, emotional, social, lack of self-control and loss aversion according to A personality types. In summary, as a result of their research, personality traits. It has been concluded that it effects investor tendencies, which largely agrees with the results of this study. In a similar context, Phan and Zhou (2014) underlined in their study that the more overconfidence, overoptimism and herd behavior occur, the more confident and proactive individual investors become when evaluating certain stocks usually leads to investment intention or real investment behavior.

In addition to the results obtained in the research, there are also some limitations of the study. First, the research findings are limited to the potential young banker and insurer candidates studying at Isparta University of Applied Sciences, where the study was conducted, and the research period. Another limitation is the scarcity of academic studies on the relationship between resilience and financial attitude. This situation created difficulties in the comparison of the results. However, this constraint can also be considered a significant opportunity to identify new gaps in the previous literature and highlight the need for further development.

This study can guide researchers who want to study behavioral finance and resilience. In addition, the study can be improved by changing the target audience in the study and adding other subjects of behavioral finance as variables.

Declaration of Research and Publication Ethics

Ethics committee approval was obtained for this research by the Scientific Research and Publication Ethics Committee of Isparta University of Applied Sciences on October 22, 2021, meeting and decision number 69 and 01, respectively. Given this approval, this study complies with the research and publication ethics.

Researcher's Contribution Rate Statement

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

Declaration of Researcher's Conflict of Interest

There is no potential conflicts of interest in this study.

References

- Alkaya, A. and Yağlı, İ. (2015). Financial literacy - financial knowledge, financial attitude and financial behavior: An application on students of Nevşehir Hacı Bektaş Veli University Faculty of Economic and Administrative Sciences. *Journal of International Social Research*, 8(40), 585-599. doi:10.17719/jisr.20154013941
- Basim, H.N. and Cetin, F. (2011). The reliability and validity of the resilience scale for adults Turkish version. *Turkish Journal of Psychiatry*, 22, 1-12. Retrieved from <https://www.turkpsikiyatri.com>
- Cetin, F. and Basim, N. (2011). The role of resilience in the attitudes of job satisfaction and organizational commitment. *The Journal of Industrial Relations & Human Resources*, 13(3), 79-94. doi:10.4026/1303-2860.2011.0184.x
- Csikszentmihalyi, M. (2009). The promise of positive psychology. *Psychological Topics*, 18(2), 203-211. Retrieved from <https://hrcaak.srce.hr>
- Dogan, T. (2021). *Psikolojik sağlamlığı yüksek bireylerin özellikleri*. Erişim adresi: <https://www.tayfundogan.net/2021/11/05/kendini-toparlama-gucu-psikolojik-saglamlik-2>
- Florian, V., Mikulincer, M. and Taubman, O. (1995). Does hardiness contribute to mental health during a stressful real life situation? The roles of appraisal and coping. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68(4), 687-695. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.68.4.687>
- Friborg, O., Barlaug, D., Martinussen, M., Rosenvinge, J.H. and Hjemdal, O. (2005). Resilience in relation to personality and intelligence. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 14(1), 29-42. doi:10.30918/AERJ.84.20.149
- Friborg, O., Hjemdal, O., Rosenvinge, J.H. and Marinussen, M. (2003). A new rating scale for adult resilience: What are the central protective resources behind healthy adjustment? *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 12(2), 65-76. <https://doi.org/10.1002/mpr.143>
- George, D. and Mallery, P. (2003). *SPSS for windows step by step: A simple guide and reference 11.0 update*. United States of America: Pearson Education, Inc.
- Gizir, C.A. (2007). A review study on psychological resilience, risk factors and protective factors. *Turkish Psychological Counseling and Guidance Journal*, 3(28), 113-128. Retrieve from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/tpdrd>
- Glasman, L.R. and Dolores, A. (2006). Forming attitudes that predict future behavior: A meta-analysis of the attitude-behavior relation. *Psychological Bulletin*, 132(5), 778-822. doi:10.1037/0033-2909.132.5.778
- Gonen, E. and Ozmete, E. (2007). Financial well-being: Examination of the relationship between satisfaction with the financial management process, financial behaviors and self-esteem. *Journal of Social Policy Studies*, 3(11), 57-69. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/spcd>
- Holzmann, R. (2010). *Bringing financial literacy and education to low and middle income countries: The need to review, adjust, and extend current wisdom* (IZA Discussion Paper No. 5114). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1663134
- Kaplan, H.B. (1999). Toward an understanding of resilience: A critical review of definitions and models. In M.D. Glantz and J.L. Johnson (Eds.), *Resilience and development, positive life adaptations* (pp. 17-83). Retrieved from https://doi.org/10.1007/0-306-47167-1_3
- Karairmak, Ö. (2006). Psychological resilience, risk factors and protective factors. *Turkish Psychological Counseling and Guidance Journal*, 3(26), 129-144. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/tpdrd>
- Kartal, Y. (2019). *Üniversite öğrencilerinin finansal okuryazarlık, finansal tutum ve davranış düzeylerini belirlemeye yönelik bir araştırma: Necmettin Erbakan Üniversitesi örneği* (Yayımlanmamış doktora tezi). Necmettin Erbakan Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Konya.
- Kilcan, B. and Ergur, Ş. (2019). Development of financial attitude scale (FAS): Validity and reliability studies. *Future Visions Journal*, 3(3), 58-67. <http://dx.doi.org/10.29345/futvis.83>

- Kilic, S. (2016). Cronbach's alpha reliability coefficient. *Journal of Mood Disorders*, 6(1), 47-48. doi:10.5455/jmood.20160307122823
- Kobasa, S.C. (1979). Stressful life events, personality, and health: An inquiry into hardiness. *Personality Social Psychology*, 37(1), 2-11. doi:10.1037//0022-3514.37.1.1
- Lazarus, R.S. (1993). From psychological stress to emotions: A history of changing outlooks. *Annual Review of Psychology*, 44, 1-21. https://doi.org/10.1146/annurev.ps.44.020193.000245
- Leipold, B. and Greve, W. (2009), Resilience: A conceptual bridge between coping and development. *European Psychologist*, 14, 40-50. doi:10.1027/1016-9040.14.1.40
- Masten, A.S. (2001). Ordinary magic: Resilience processes in development. *American Psychologist*, 3(56), 227-238. https://doi.org/10.1037/0003-066X.56.3.227
- Masten, A.S., Best, K.M. and Garmezy, N. (1990). Resilience and development: Contributions from the study of children who overcome adversity. *Development and Psychopathology*, 2, 425-444. https://doi.org/10.1017/S0954579400005812
- Masten, A.S. and O'Connor, M.J. (1989). Vulnerability, stress, and resilience in the early development of a high risk child. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 28(2), 274-278. https://doi.org/10.1097/00004583-198903000-00021
- Meydan, S. (2019). *Fakülte öğrencilerinin finansal davranış ve finansal tutum düzeyleri: Trakya Üniversitesi örneği* (Yayımlanmamış doktora tezi). Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Edirne.
- Nicholson, N., Soane, E., Fenton-O'Creevy, M. and Willman, P. (2005). Personality and domain-specific risk taking. *Journal of Risk Research*, 8(2), 157-176. https://doi.org/10.1080/1366987032000123856
- OECD. (2015). *National strategies for financial education OECD/INFE policy handbook*. Retrieved from https://www.oecd.org/daf/fin/financial-education/National-Strategies-Financial-Education-Policy-Handbook.pdf
- Olsson, C.A., Bond, L., Burns, J.M., Vella-Brodrick, D.A. and Sawyer, S.M. (2003). Adolescent resilience: A concept analysis. *Journal of Adolescence*, 26(1), 1-11. https://doi.org/10.1016/S0140-1971(02)00118-5
- Oz, P. and Yilmaz, U. (2009). A significant concept in protecting mental health: Resilience. *Journal of Hacettepe University Faculty of Nursing*, 16(3), 82-89. Retrieved from https://dergipark.org.tr/tr/pub/hunhemsire
- Ozkalp, E., Varoglu, A., Varoglu, D., Kirel, A.C. and Acar, P. (2013). *Organizational Behaviour*. Eskişehir: T.C. Anadolu Üniversitesi Yayını.
- Ozturk, E. and Demir, Y. (2015). Financial literacy and money management: An application on the Suleyman Demirel University academic staff. *The Journal of Accounting and Finance*, 68, 113-134. doi:10.25095/mufad.396629
- Phan, K.C. and Zhou, J. (2014). Factors influencing individual investor behavior: An empirical study of the Vietnamese Stock Market. *American Journal of Business and Management*, 3(2), 77-94. doi:10.11634/216796061706527
- Polatci, S., Sobaci, F. ve Kaban, I. (2019). The effect of big five personality traits and person-job fit on job satisfaction: A research on subcontractors. *Journal of Organizational Behavior Review*, 2(1), 12-30. Retrieved from https://dergipark.org.tr/tr/pub/jobreview
- Sahin, M. and Baris, S. (2017). Financial literacy and saving behaviours: A study on public employees. *Journal of the Faculty of Economics and Administrative Sciences*, 7(2), 77-103. doi:10.19129/sbad.346
- Samandar, O. and Comlekci, I. (2019). Evaluation of personality types in the scope of behavioral finance. *Trakya University Journal of Social Science*, 21(2), 557-575. doi:10.26468/trakyasobed.507246
- Schumacker, R.E. and Lomax R.G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling*. New York: Psychology Press. https://doi.org/10.4324/9781410610904

- Turker, N.T. (2018). *Yetişkinlerde dindarlık ve psikolojik sağlamlık ilişkisi üzerine bir araştırma* (Yayımlanmamış doktora tezi). Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Bursa.
- Türkiye Zeka Vakfı. (2018). *Psikolojik sağlamlık*. Erişim adresi: <https://www.tzv.org.tr/?#/haber/2121>
- Watson, S.J. and Barber, B.L. (2017). University attendance moderates the link between financial norms and healthy financial behavior for Australian young adults. *Journal of Family and Economic Issues*, 38(2), 238-248.doi:10.1007/S10834-016-9505-4
- Werner, E.E. (1995). Resilience and development. *Current Directions in Psychological Science*, 4(3), 81-85. <https://doi.org/10.1111/1467-8721.ep10772327>

BİRLEŐME VE SATIN ALMA HABERLERİNİN BORSA GETİRİŐİ ÜZERİNE ETKİŐİ: 2005-2017 BORSA İSTANBUL ÖRNEĐİ*

The Effect of Mergers and Acquisitions News on Stock Return: The Case of Borsa Istanbul between 2005-2017

Seden ERCAN** & Özkan HAYKIR***

Öz

Küreselleşmenin etkisi ile artan rekabet ortamında birleşme ve satın almalar, şirketlerin en fazla tercih ettiđi büyüme stratejileri arasında önemli bir yer tutmaya başlamıştır. Bu nedenle şirketler piyasadaki konumlarını güçlendirmek ve piyasadadan daha çok pay elde edebilmek için şirket birleşme ve satın alma yolunu tercih etmektedirler. Bu çalışmanın amacı birleşme ve satın alma işlemi gösteren şirketlerin, bu işlemi gerçekleştirmeden önce çıkan birleşeceklerine dair dedikodu tarihlerinde şirketlerin borsa getirileri üzerinde etkilerinin olup olmadığının araştırılmasıdır. Bu amaç doğrultusunda, 2005-2017 yılları arasında borsada işlem gören ve birleşme ve satın alma işlemi gösteren 20 şirketin verilerinden yararlanılarak hedef şirketlerin getirilerine etkisi araştırılmıştır. Çalışma da Olay Analizi (Event Study) yöntemi ve olay analizine bađlı Bađımlı Örneklem t-Testi (Paired Samples t-Test) kullanılmıştır. Yapılan araştırma sonucunda ele alınan dönemlerde satın alma ve birleşme dedikodu haberlerinin bazı hedef şirketlerin getirisine etkisinin anlamlı olduđu bulunurken, bazı şirketlerin ise bu olaya anlamsız tepki gösterdiđi saptanmıştır. Bađımlı Örneklem t-Testi sonuçlarına bakıldığında (-3/+3) olay penceresinde CAAR deđerleri üzerinde anlamlı etki tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler:

Birleşme ve Satın Alma, Devralma Söylentileri, Olay Analizi.

JEL Kodları:

G11, G14, G34.

Keywords:

Mergers and Acquisitions, Takeover Rumors, Event Analysis.

JEL Codes:

G11, G14, G34.

Abstract

Mergers and acquisitions have become one of the most important strategies for companies to expand their business with the effect of globalization as well as an increase in a competitive environment in the recent era. Companies prefer mergers and acquisitions to strengthen their position or to gain more shares in the market. This study aims to investigate the impact of the rumor dates of mergers and acquisitions on stock returns by analyzing 20 companies that were listed in the Turkish stock market and engaged in merger and acquisition activities between 2005-2017. In this study, we primarily focus on the returns of the target companies and employ event study methodology and Paired Samples t-Test analyses. As a result of the study, it was found that the effect of the acquisition and merger rumor date on the returns of some target companies was significant, while some companies reacted insignificantly to this event. Considering the Paired Sample t-Test results (-3/+3), a significant effect was found on CAAR values in the event window.

* Bu çalışma, Niđe Ömer Halisdemir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Bankacılık ve Finans Anabilim Dalında hazırlanan ve 2022 yılında kabul edilmiş olan “Satın alma ve birleşme haberlerinin borsa getirisi üzerine etkisi: 2005-2017 Borsa İstanbul örneđi” adlı yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

** Yüksek Lisans Mezunu, Niđe Ömer Halisdemir Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Türkiye, ercan_seden579@hotmail.com, ORCID: 0000-0002-3307-5813

*** Dr. Öğr. Üyesi, Niđe Ömer Halisdemir Üniversitesi, İİBF, Türkiye, ozkanhaykir@gmail.com, ORCID: 0000-0003-2800-8699

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 23.03.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 17.09.2022

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



1. Giriş

Teknolojik gelişmelerdeki artış ve şirketler arasında hızla gelişen rekabet ortamı ile birlikte günümüzde şirketler büyüme amacıyla birleşme ve satın alma yoluna gitmektedirler. Şirket birleşmeleri 1890’lı yıllardan günümüze kadar devam etmekte olup 2000’li yıllardan sonra hız kazanmaya başlamıştır. Dünyada meydana gelen ekonomik krizler ise şirket birleşmelerini zorunlu kılmaktadır. Birleşen şirketler bu sayede piyasa koşullarına daha fazla uyum sağlamak ve güçlü bir rekabet ortamı oluşturmaktadır. Bu nedenle şirketler faaliyetlerini sürdürebilmek için büyüme stratejisi olarak birleşme ve satın alma işlemlerini gerçekleştirmektedirler. Büyüme stratejisi yolunda giden şirketler ilk olarak dış ülkelere ithalat ve ihracat gerçekleştirmekte daha sonrasında ise iş ortaklıkları ve şirket birleşmelerine yönelmektedir (Şahin, 2011: 1).

Türkiye’de ilk olarak şirket birleşme ve satın almalarına 1800’lü yılların sonlarına doğru rastlanmıştır. Başlangıçta şirket birleşme örneklerine bankalarda daha fazla rastlanırken gün geçtikçe her sektörden şirketler arasında birleşme örnekleri ortaya çıkmış ve yabancı şirketlerle birleşmeler de zamanla artmıştır (Sakarya, 2002: 90). Türkiye’de gerçekleştirilen ilk şirket birleşmelerinin örneği 1874 yılında meydana gelen “Avusturya sermayeli Avusturya-Osmanlı Bankası ile Fransız-İngiliz sermayeli Bank-ı Osman-i Şahane” nin birleşmesidir (Ayan, 2015: 50). Türkiye’de şirket birleşme ve satın almaları 1950’li senelerden sonra, özellikle kamu ve bankacılık sektöründe ortaya çıkmaya başlamıştır. Bu dönemde gerçekleştirilen şirket birleşmeleri genellikle zor durumda olan bankaların ekonomiye yeniden kazandırılması amacıyla uygulanmıştır (Elmas, 2007: 50). 1959 yılında gerçekleştirilen Tumsu Bank, Türkiye Eski Muharipler Bankası ile birleşerek Türkiye Birleşik Tasarruf ve Kredi Bankası’nı oluşturmuşlardır. Aynı zamanda 1960 yılında Türkiye Turizm Bankası ile T.C. Turizm Bankası’nın birleşmesi de buna örnek olarak gösterilebilmektedir (Sarıkamış, 2003: 26).

Türkiye’de 1980’li yıllardan sonra daha çok görülmeye başlayan şirket birleşmeleri 1990’lı yılların ortalarında da hız kazanmaya devam etmiştir. Şirketler küreselleşme ile birlikte sektörlerinde en büyük olmak, daha çok müşteriye ulaşmak, bünyesinde bütün ürün ve hizmetleri barındırabilmek için şirket birleşmelerine yönelmişlerdir (Sakarya, 2002: 90). 20. yüzyılın sonlarına doğru adını duyuran “küreselleşme” kavramı hala tüm dünyada etkisini göstermekte ve aynı hızla şirket birleşme ve satın almaları devam etmektedir. Şirket birleşmeleri gelişmiş ülkelerde başlamış ve tüm dünyada olduğu gibi Türkiye’de de etkisini göstermiştir. Dünyada ilk birleşmeler 1890’lı yıllarda ABD’de meydana gelmiştir. Birleşme ve satın alma işlemleri, 1960’lı yıllardan sonra ise AB ve diğer gelişmiş ülkelerde ortaya çıkmaya başlamıştır. 1980’li yıllardan sonra gelişmekte olan ülkelere yapılan yatırımların artması ile birlikte birleşme ve satın almaların büyük çoğunluğu bu ülkelerde artış göstermiştir (Şahin ve Yılmaz, 2010: 64).

Geçmiş dönemlerde gerçekleştirilen şirket birleşmeleri gelişmiş ülkelerdeki şirket birleşme ve satın almalarından farklı olarak özellikle zor duruma düşen şirketlerin satın alınması, kamu şirketlerinin devredilmesi veya vergi avantajlarından faydalanmak amacıyla gerçekleştirilmiştir. Bunların yanı sıra şirketlerin ekonomiye yeniden kazandırılması, ekonomik güçlük çeken bir şirketin daha uygun fiyata satın alınabilmesi ve borç kapasitesini artırabilmek gibi sebeplerle de şirketler arasında birleşme ve satın alma işlemlerinin gerçekleştiği görülmektedir (Şahin, 2011: 28).

Şirketler büyüme stratejilerini gerçekleştirebilmek için günümüzde en hızlı ve uygulanabilirliği kolay yöntem olarak birleşme ya da satın alma faaliyetlerine yönelmektedirler.

řirketler birleřme faaliyeti ile pazara hâkim olmayı, satın alma faaliyetiyle de çeřitlendirme yaparak piyasa risklerinden korunmayı hedeflemektedirler. Bu nedenle řirketler devamlılıklarını sağlayabilmek ve rekabet kořullarını sürdürebilmek için birleřme ve satın alma faaliyetleri ile büyüyerek uluslararası düzeylere ulaşmaya başlamıřlardır. Son yıllarda birleřme ve satın alma işlemleri uluslararası boyut kazanmış ve daha fazla yaygınlaşmıştır. Dolayısıyla řirketler uluslararası pazarlarda rekabet avantajı elde etmekte ve dünya pazarlarında daha fazla paya sahip olabilmektedirler. řirketlerin asıl amacı, řirketin değerini maksimize etmesidir. řirketler bu amaçları doğrultusunda farklı stratejiler uygulamaktadır. Bu stratejilerden en önemlisi büyümedir. Ekonomide sınırların kalkması, uluslararası rekabet seviyesinin yükselmesi ve yeni pazarlara giriş imkânlarının doğması ile büyüme faaliyetleri řirketler açısından hız kazanmıştır (Ercan ve Ban, 2005: 199).

řirketlerin kazançlarını ve diđer nakit akıřlarını zamanında duyurması řirketler açısından olumlu ve řeffaf olmaktadır. Duyuruların büyüklüğü ve zamanlaması řirketlerin kazançları ile ilgili olarak yatırımcılara finansal konularda faydalı bilgiler vermektedir. Yatırımcı bir řirket, yapacağı yatırım için bugün koymuş olduđu sermayeye göre daha çok kazanç elde edebileceđi beklentisinde olabilmektedir. Dolayısıyla, borsada faaliyet gösteren bir řirketin yatırım yapacağına dair açıklamalar, gelecekte daha yüksek kazanç beklentisine paralel olarak o řirketin hisse senedi fiyatını, yani piyasa değerini olumlu yönde etkileyebilmektedir (Kaderli ve Demir, 2009: 47).

Diđer yandan, “Etkin Piyasa Hipotezi” bir piyasanın yarı güçlü formda etkin olması durumunda, borsada faaliyet gösteren řirketlerin önemli duyuruların hisse senedi fiyatına etkisinin olmamasını dolayısıyla duyuru sonrasında anormal bir getiri elde edilemeyeceđini savunmaktadır. Bu nedenle, bir řirketin yatırım yapacağına dair açıklamada bulunması, piyasanın etkinlik derecesine bađlı olarak hiçbir etki oluşturmayabilir (Korkmaz ve Ceylan, 2006: 268).

Finansal piyasaların yeni finansal araçların teřvik edilmesi ve uluslararasılaşması gibi gelişmelerinde uluslararası dereceleme kuruluşları kullanılmaktadır. Kredi dereceleme kuruluşları řirketlerin ve hükümetlerin çıkarmış oldukları borç senetlerine belirli kriterler çerçevesinde dereceler vermektedir. Kredi dereceleme kuruluşlarının vermiş oldukları dereceleme notuna bařta potansiyel yatırımcılar olmak üzere, řirket ortakları ve yöneticileri, kreditorler ve yatırım analistleri gibi birçok kesim ilgi duymaktadır. Dolayısıyla, yatırımcılar kredi dereceleme kuruluşlarının verdiđi notları baz alarak yatırım kararı almaktadırlar (Korkmaz vd., 2017: 172).

řirket birleřme ve satın alma işlemlerinin řirket performanslarına etkisini analiz eden çalışmalarda, çođunlukla anlaşmanın sağlandıđı resmi duyuru tarihleri ele alınmıştır. Literatürde řirketlerin birleřme kararları alırken řirketin performansına, personel bakımından insan kaynaklarına, ekonomik düzeylerine ve borsa getirilerine olmak üzere birçok konuda çalışmalar yapılmıştır. Yapılan çalışmalarda řirketlerin duyuru tarihleri ya da birleřmeden sonra řirketin nasıl bir seyir izlediđi hakkında arařtırmalar yapılmıştır. Buna karřın birleřme ve satın alma dedikoduları hakkında herhangi bir çalışmaya rastlanılmamıştır. Bu çalışmada ise řirket birleřmelerine literatürden farklı bir şekilde yaklaşılmış olup řirketlerin birleřme ve satın alma duyurularının henüz çıkmadan önce söylenen dedikodu tarihlerinin ele alınması yönünden diđer çalışmalardan ayrılmaktadır. řirketlerin dedikodu tarihlerini belirlemede Bureau Van Dijk veri tabanı kullanılmıştır. Bu veri tabanı özel řirketler, kurumsal sahiplik, transfer fiyatlandırması,

M&A araştırması ve kredi bilgileri hakkında önde gelen bir tedarikçidir. Dolayısıyla şirketlerin birleşme ve satın alma işlemlerine dair çıkan dedikodu (söylenti) tarihlerinde hedef şirketlerin getirileri üzerinde herhangi bir farklılığın olup olmadığı araştırılacaktır. Bu amaç doğrultusunda analiz, Olay Çalışması (Event Study) yöntemi ile yürütülerek belirlenen tarih aralığında şirketlerin getirilerinde nasıl bir seyir izlediği doğru bir şekilde analiz edilmiş olacaktır. Böylelikle çalışmanın literatüre katkısı, şirketlerin dedikodu tarihlerinin duyurulması sonucunda borsa üzerinde hedef şirket getirilerinde ne tür bir hareketlilik olacağının tespit edilmesiyle şirketlerin birleşme ve satın alma kararlarını verirken bu doğrultuda kararlar almalarını sağlayacak ve şirketleri için doğru kararlar vermelerine katkı sağlayacaktır.

Bu çalışma beş farklı bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünde teorik çerçeve çizildikten sonra ikinci bölümde literatür taramasına yer verilmiştir. Üçüncü bölümde çalışmanın analizi veri seti hakkında bilgi verilmiştir. Dördüncü bölümde ise Olay Çalışması yöntemi açıklanmıştır. Beşinci bölümde analiz sonuçlarına yer verilmiştir. Son bölümde ise çalışmanın sonuç kısmı yer almaktadır.

2. Literatür Taraması

Literatürde şirketlerin birleşme ve satın alma işlemlerini inceleyen birçok ampirik çalışma bulunmaktadır. Yapılan çalışmalara Türkiye özelinde baktığımızda genellikle satın alma ve birleşme bilgilerinin kamuoyu ile resmi olarak paylaşıldığı tarihler veya satın alma ve birleşmenin fiilen gerçekleştiği tarihlerin firmaların borsa getirileri üzerindeki etkisinin incelendiği görülmektedir. Uluslararası çalışmalarda ise dedikodu tarihleri de araştırmacıların çalışmalarına konu olmuştur. Literatürde, şirket birleşme ve satın alma haberleri ile borsa getirileri arasında genellikle anlamlı bir ilişkinin olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır. Bu çalışmalardan bazıları kronolojik olarak kısaca özetlenmiştir.

Pound ve Zeckhauser (1990), Wall Street Journal’ın “Heard on the Street”te yayınlanan bir söylenti örneğini ele alarak, devralma söylentilerinin hisse senedi fiyatları üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Çalışma sonuçlarından piyasanın, söylenti tarihlerine verimli tepki verdiği görülmüştür. Devralma söylentisinin yayınlanmasından önceki ay, söylentili hedefler için önemli bir fiyat artışı gözlenmiştir.

Clarkson vd. (2006), Hotcopper İnternet Tartışma Sitesi’ndeki (IDS) şirket devralma söylentisi ilanlarına piyasanın tepkisini incelemişlerdir. Analiz sonuçlarından, söylenti tarihinden önceki gün ve söylenti gününde anormal getiri ve işlem hacimlerinin olduğu tespit edilmiştir. Söylenti günü içerisinde 10 dakikalık kayıt aralığı boyunca anormal getiriler ve işlem hacimleri ve hemen öncesindeki 10 dakikalık aralık sırasında anormal işlem hacmi gösterdiği bulunmuştur. Bulgular genel olarak değerlendirildiğinde, IDS’de şirket devralma söylentilerinin yayınlanmasına piyasanın tepkisi tutarlı olarak tespit edilmiştir.

Gülmez (2006), İMKB (İstanbul Menkul Kıymetler Borsası)’de işlem gösteren şirketlerin birleşme ve satın alma faaliyetleri ile fiyatlarında meydana gelen değişimi Türkiye üzerinden incelemiştir. Çalışmada İMKB’deki şirketlerin 1990-2005 yılları arasında gerçekleşen birleşme ve satın alma faaliyetleri alınarak bu faaliyetlerden oluşan fiyat değişim verileri analizde kullanılmıştır. Çalışmaya göre bazı şirketlerin fiyatlarında normalüstü getiri tespit edilirken bazı şirketlerde bu getiriye ulaşılamamıştır.

Őenel (2008), Őirketlerin birleŐme ve satın almalarında kurum kùltürünün nasıl etkilendiĐini arařtırmayı amaçlamıŐtır. Bu amaç doĐrultusunda kurum kùltürünü oluŐturan öĐelerin nasıl etkilendiĐinin analiz edilmesi için 75 Őirket yöneticisinden oluŐan örnek kùtle belirlenmiŐtir. Kurum kùltürünü 4 ana boyut olmak üzere toplam da 12 alt boyuttan öĐeler oluŐturmaktadır. Analizde 4 ana boyut olan “iliŐki, tutarlılık, adapte olabilirlik ve misyon” ana boyutlarında birleŐme ve satın alma personeller üzerinde oluŐturduĐu etki incelenmiŐtir. ÇalıŐmanın sonucunda, 4 ana boyutta da birleŐme ve satın alma sonrasında personellerin olumsuz yönde etkilendikleri belirlenmiŐtir.

Spiegel vd. (2010), web sitesinde yayınlanan söylenti tarihlerinin hisse senedi getirileri üzerindeki etkisini arařtırmıŐlardır. ÇalıŐmanın sonuçlarından elde edilen bulgulara göre piyasanın söylenti tarihlerine olumlu yanıt verdiĐi tespit edilmiŐtir. Olay günü ve olay gününden önceki 5 gün boyunca anormal hisse senedi getirisi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuŐtur.

Eyceyurt ve Serçemeli (2013), İMKB’de faaliyet gösteren Őirketlerin 2008-2009 yıllarında gerçekteleŐtirdikleri birleŐmelerin, satın alan Őirket bakımından hisse senedi fiyatlarına etkisini incelemiŐlerdir. ÇalıŐmada bu etkinin tespiti için t testi uygulanmıŐ ve her gün için endekse aŐırı getirinin olup olmadıĐı belirlenmiŐtir. Uygulama sonucunda 180 günlük süreçte endekse aŐırı getirinin olmadıĐı, 5 ile 30 gün gibi daha kısa dönemlerde ise aŐırı getiri az da olsa gerçekteleŐmiŐtir.

Laouiti vd. (2015), devralma söylentilerinin hisse senedi fiyatları üzerindeki kısa vadeli etkisini ölçmüŐlerdir. ÇalıŐmada 1997-2011 yılları arasındaki medyada (haber ajansları, Web siteleri, gazeteler vb.) çıkan 200 söylenti tarihlerini ele alınarak Fransız Borsası üzerinde analiz yapılmıŐtır. ÇalıŐmanın sonuçlarına göre söylentinin ortaya çıktıĐı tarih ve sonrasında hedef Őirketlerin fiyatları üzerinde önemli bir etkiye sahip olduĐu tespit edilmiŐtir. Analiz sonuçlarında, söylentilerin yayılmasından 50 gün sonra, ortalama %4’lük bir getiri olduĐu görülmüŐtür. Bu sonucu ise, güvenilirlik, söylenti özellikleri ve devralma teklifinin beklenen etkileri ile açıklamıŐlardır.

Mulherin ve ŐimŐir (2015), birleŐme iŐlemlerinin duyuru tarihleri ile olay çalıŐması yapan arařtırmacılar tarafından bu tarihlerin doĐru bir Őekilde iŐlenip iŐlenmediĐini arařtırmıŐlardır. ÇalıŐmaya göre, anlaşmaların %24,1’inde olay tarihi olarak “Duyuru Tarihi” alanını kullanmanın popöler seğıiminin, birleŐme söylentileri gibi birleŐmeyle ilgili olaylar ve daha önceki anormal fiyat hareketleri nedeniyle hedef firma anormal getirilerinin taraflı tahminlerine yol açıldıĐı bulunmuŐtur.

Arslan ve ŐimŐir (2016), birleŐme ve satın almalar için saĐlanan duyuru tarihlerinin, Türkiye’de hedef firmalar üzerindeki getiri etkilerini belirlemek için doĐru olay tarihleri olup olmadıĐını arařtırmıŐlardır. ÇalıŐmada duyuru tarihlerinin %74’ünün birleŐme söylentileri, hedef firmaların potansiyel devralıcı arayıŐları ve erken aŐama birleŐme müzakere duyuruları gibi birleŐme iŐleminde önce geldiĐini tespit etmiŐlerdir. Analiz sonucuna göre, erken tarihler etrafındaki hedef kümülatif anormal getiri (CAR) deĐerleri, birleŐme duyuru tarihlerine iliŐkin CAR deĐerlerinin neredeyse iki katı Őeklinde bulunmuŐtur.

DoĐan (2017), Türkiye’de Őirket birleŐme ve satın almalarını 11 banka ağıısından 2002-2016 yılları arasında incelemiŐtir. Verilere ek olarak Türkiye Bankalar BirliĐi (TBB)’nden ulaŐılan 66 finansal rasyo ele alınmıŐtır. ÇalıŐmada faktör analizi ile finansal rasyolar içinden

anlamli olacak şekilde gruplara ayrılarak, göstergeleri en iyi açıklayan göstergeler seçilmiştir. Faktör analizi ile yapılan çalışmada çıkan veriler doğrultusunda anlamli olan göstergeler ile probit model oluşturularak analize alınan bankaların performansları ölçülmüştür.

Genç ve Kalkan (2020), Türkiye’de gerçekleştirilen birleşme ve satın alma faaliyetlerinin 1990-2017 yılları arasındaki sonuçlarını incelemişlerdir. Birleşme ve satın alma öncesi ve sonrası karşılaştırılmaların yapıldığı çalışmada farklı sektörde şirketlerde referans olarak alınmıştır. Çalışma sonucu Türkiye’deki şirketlerin satın almalar sonucunda finansal performans üzerinde olumlu etkileri görülmüştür. Aynı zamanda satın alan şirketlerin satın almayan şirketlere göre büyüme açısından daha geride kaldığı sonucuna varılmıştır.

Yang ve Chen (2021), 2004-2014 yılları arasında Çin Borsası’nda gerçekleşen devralma söylentilerine karşı verilen tepkileri incelemişlerdir. Çalışmada birleşme ve satın alma hedefleri için söylenti öncesi fiyat artışları tespit edilmiştir. Aynı zamanda 41 günlük (-20/+20) olay penceresinde birleşme ve satın almalarda söylenti hedefleri için önemli bir anormal getiri bulunmamıştır. Bununla birlikte, piyasanın gerçek söylentilere tepkileri, yanlış söylentilere verilen tepkilerden daha yüksek olduğu görülmüştür.

3. Ampirik Analiz ve Veri Seti

Çalışmada şirketlerin yapmış oldukları birleşme ve satın alma işlemlerinin dedikodu tarihlerinde borsa getirilerinde herhangi bir farklılığın olup olmadığı hedef şirket açısından test edilecektir. Bu çalışma 2005-2017 yılları arasındaki satın alma ve birleşmeye konu olan 20 şirketin dedikodu tarihlerinde getirileri üzerindeki etkileri Olay Analizi yöntemi ile test edilmiştir. Analiz için kullanılacak olan dedikodu tarihleri Bureau Van Dijk veri tabanında yer alan Zephyr sitesinden elde edilmiştir. Zephyr veri tabanı dünya genelinde birleşme ve satın alma, halka arz, risk sermayesi ve özel sermaye anlaşmaları hakkında bilgi içermektedir. Veri tabanında ülkelerin en önemli gazetelerinde çıkan satın alma ve birleşme haberlerinin tarihlerinin yanı sıra duyurulan ve tamamlanan satın alma ve birleşme anlaşmaları hakkında da bilgiler bulunmaktadır. Şirketlerin getiri verileri ve olay analizinde kullanılacak olan BIST-100 endeks getirisi ise investing.com adresinden elde edilmiştir. Şirketlerin duyuru tarihleri birleşme işlemine ait resmi tarihi belirtirken, dedikodu (söylenti) tarihleri ise şirket hakkında satın alma ve birleşmenin ilk olarak yönetim birimleri tarafından söylenmesi veya ülkenin bilinen gazetelerinde haber yapıldığı tarih olarak veri tabanına kaydedilmektedir (Yang and Chen, 2021). Analize konu olan şirketler alıcı şirket ve hedef şirket olarak Tablo 1’de gösterilmiştir. Tablo 1’de birleşme ve satın alma işlemi gerçekleştiren 20 adet şirketin alıcı şirketleri, duyuru tarihleri ve dedikodu (söylenti) tarihleri yer almaktadır.

Tablo 1. Çalışmada Yer Alan Şirketler

Adet	Alıcı Şirket	Hedef Şirket	Şirket Kodları	Dedikodu Tarihi	Duyuru Tarihi
1	Banco Bilbao Vizcaya Argentaria SA.	Türkiye Garanti Bankası AŞ.	GRN1	21.02.2017	21.02.2017
2	Finansbank AŞ.	Finans Finansal Kiralama AŞ.	FFNS	03.02.2016	03.02.2016
3	Gedik Yatırım Holding AŞ.	Hub Girişim Sermayesi Yatırım Ortaklığı AŞ.	HBG	16.03.2016	16.03.2016
4	Qatar National Bank SAQ.	Finansbank AŞ.	FNS1	01.10.2015	22.12.2015
5	Banco Bilbao Vizcaya Argentaria SA.	Türkiye Garanti Bankası AŞ.	GRN2	04.02.2015	27.07.2015
6	Gözde Girişim Sermayesi Yatırım Ortaklığı AŞ.	Makine Takım Endüstrisi AŞ.	MKN	19.09.2014	19.09.2014
7	Banco Bilbao Vizcaya Argentaria SA.	Türkiye Garanti Bankası AŞ.	GRN3	19.11.2014	19.11.2014
8	Nortel Networks Netaş Telekomünikasyon AŞ.	Kron Telekomünikasyon Hizmetleri AŞ.	KRN	08.11.2013	28.11.2013
9	Dagi Yatırım Holding AŞ.	Dagi Giyim San. ve Tic. AŞ.	DGG	24.09.2012	24.09.2012
10	Aeroports De Paris SA.	Tav Havalimanları Holding AŞ.	TVH	17.01.2012	12.03.2012
11	Çimsa Çimento San. ve Tic.AŞ.	Afyon Çimento Sanayi TAŞ.	AFYN	10.05.2011	21.11.2011
12	Goldman Sachs Group Inc.	Aksa Enerji Üretim AŞ.	AKSE	25.07.2011	25.07.2011
13	Banco Bilbao Vizcaya Argentaria SA.	Türkiye Garanti Bankası AŞ.	GRN4	21.10.2010	02.11.2010
14	Metalprio Solutions SA.	Klimasan Klima San. ve Tic. AŞ.	KLM	23.01.2009	23.01.2009
15	CEZ AŞ.	Ak Enerji Elektrik Üretim AŞ.	AKE	08.10.2008	08.10.2008
16	National Bank of Greece SA.	Finansbank AŞ.	FNS2	20.08.2008	20.08.2008
17	Citigroup Inc.	Akbank TAŞ.	AKB1	07.03.2006	17.10.2006
18	Akbank TAŞ.	Akbank TAŞ.	AKB2	03.05.2005	12.05.2005
19	Doğan Şirketler Grubu Holding AŞ.	Ray Sigorta AŞ.	RYSG	20.04.2005	20.04.2005
20	Koç Holding AŞ.	Tüpraş-Türkiye Petrol Rafineri	TPRŞ	02.03.2005	13.09.2005

Çalışmanın analiz bölümü dört aşamadan oluşmaktadır. Birinci aşamada analizde yer alan şirketlerin kümülatif anormal getirilerinin kendi olay tarihlerine verdikleri tepkiler Olay Analizi yöntemi ile analiz edilmiştir. İkinci aşamada, veri setinin Bağımlı Örneklem T-Testi uygulamaya uygun olup olmadığı Shapiro-Wilk testi ile analiz edilmiştir. Son olarak ise, şirketlerin söz konusu olay tarihlerinden önce ve sonra bulunan kümülatif anormal getirilerin ortalamaları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir farklılık olup olmadığı Bağımlı Örneklem T-Testi (Paired Samples T-Test) ile analiz edilmiştir. Son olarak da analize konu olan 20 satın alma ve birleşme dedikodu ve duyuru tarihleri aynı ve farklı olmak üzere iki gruba ayrılarak bu grupların kümülatif anormal ortalama getirilerin farklı olup olmadığı araştırılmıştır.

4. Yöntem

Araştırma için kullanılan Olay Analizi yöntemi ve Bağımlı Örneklem t-Testi yöntemi aşağıda ayrıntılı bir şekilde açıklanmaktadır. Olay analizi yöntemi, bir olayın belirli bir dönem ya da birkaç dönem için belirli bir olaya odaklanarak, söz konusu olay karşısında piyasanın vermiş olduğu anormal tepkiyi ölçmek için kullanılan bir yöntemdir. Aynı zamanda olayın dönemler üzerindeki etkisi hakkında tahmin ve sonuç çıkarmaya izin veren analiz yöntemidir. Olay analizi, muhasebe ve finansman gibi konularda şirket birleşmeleri, yeni pay ihraçları, mali tablo ilanları, farklı siyasi ve ekonomik olayların ortaya çıkması ya da endekse alınmaların şirketlerin, borsa endekslerinin ya da fonların bu gibi olaylara verdikleri tepkilerin araştırılmasında kullanılmaktadır (Mazgit, 2013: 230).

Olay analizi yöntemi için tek bir model olmamakla birlikte, finansal olayların çoğunda olayın tanımlanması, olay penceresi, olayın etkilerinin değerlendirilmesi ve modelin kurulup test edilmesi yoluyla bulguların değerlendirilmesi şeklinde dört adımda uygulanmaktadır (Aydoğan, 2021: 146). Dolayısıyla Olay Analizinin tamamlanabilmesi için tüm bunların doğru bir şekilde tanımlanması gerekmektedir. Etik kurul izni ve/veya yasal/özel izin alınmasına gerek olmayan bu çalışmada araştırma ve yayın etiğine uyulmuştur.

Analizde olay penceresi, -3 gün olay öncesi ve +3 gün olay sonrası ve olay günü olmak üzere 7 gün olarak ve tahmin penceresi ise olayın etkisinin olmadığı düşünülen olay öncesi (-180, -4) 177 gün olarak belirlenmiştir. Çalışmada 7 günlük olay penceresi ile 180 günlük tahmin penceresinde yani toplamda 187 günlük dönemde çakışan olaylar analize dâhil edilmemiştir.

Olay Analizi yöntemi genel olarak 5 adımdan oluşmaktadır. Bu adımlar aşağıdaki gibidir (Schweitzer, 1989: 25-26; Cowan ve Sergeant, 1996: 1734; Campbell vd., 1997: 158-163; MacKinlay, 1997: 18-21; Binder, 1998: 112-113; Aksu ve AYTEKİN, 2015: 211; Yavuz vd., 2015: 78-79).

Olay analizi kapsamında çalışmada bulunan her bir birey, birim ya da şirketin (i), olay penceresi dâhilinde her bir günü (t) için fiili getiri oranları bulunmaktadır. Fiili getiri oranı Eşitlik 1’de gösterilmektedir. Eşitlikte yer alan R_{it} i’nin t gündeki fiili getirisini, P_{it} i’nin t gündeki fiyatını ve P_{it-1} i’nin t-1 gündeki fiyatını belirtmektedir.

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

Anormal getirinin hesaplanması için ihtiyaç duyulan diğer bir değişken pazar getiri oranıdır. Analizde pazar getirisi olarak BİST 100 Endeksi’nin getiri oranı ele alınmıştır. Pazar getiri oranı Eşitlik 2’de gösterilmektedir. Eşitlikte R_{mt} BİST 100 Endeksi’nin t gündeki fiili getirisini, P_{mt} BİST 100 Endeksi’nin t gündeki fiyatını ve P_{mt-1} BİST 100 Endeksi’nin t-1 gündeki fiyatını belirtmektedir.

$$R_{mt} = \left(\frac{P_{mt} - P_{mt-1}}{P_{mt-1}} \right) \quad (2)$$

Literatürde anormal getiri hesaplamak için genel olarak 3 farklı yöntemin varlığı kabul edilmektedir. Bu yöntemlerden birincisi şirket ortalama getirisi kullanılarak hesaplanan anormal getiri, ikincisi piyasa getirisi kullanılarak hesaplanan anormal getiri ve son olarak üçüncüsü ise piyasa modeli (regresyon modeli) kullanılarak hesaplanan anormal getiridir (Schweitzer, 1989). Bu çalışmada anormal getiri hesaplaması yapılırken kullanılan piyasa modeli tercih edilmiştir.

Analizde yer alan her bir řirketin, olay penceresi dâhilindeki regresyon analizi kullanılarak denklem parametreleri tahmin edilmiřtir. Regresyon Eřitlik 3'te gsterilmektedir. Eřitlikte β regresyon parametresini ve ε_{it} t gndeki hata terimini belirtmektedir.

$$R_{it} = \alpha + \beta R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Regresyon parametreleri tahmin edildikten sonra borsa getirileri \widehat{R}_{it} , tahmin edilen parametreler ($\widehat{\alpha}, \widehat{\beta}$) kullanılarak ve piyasa getiri ($R_{it} = \widehat{\alpha} + \widehat{\beta} R_{mt}$) denkleminde ikame edilerek tahmin edilir. Anormal getiriler, tahmini normal getiri ile fiili getiri arasındaki farktır. AR Eřitlik 4'te gsterilmektedir. Eřitlikte \widehat{R}_{it} t gndeki tahmini getiriyi gsterir.

$$AR_{it} = R_{it} - \widehat{R}_{it} \quad (4)$$

Her bir řirket ve olay penceresindeki, her gn iin kmlatif anormal getirisi Eřitlik 5'te gsterilen forml ile hesaplanır.

$$CAR_t = \sum_{i=1}^N AR_t \quad (5)$$

alıřmada ele alınan 20 řirket iin ayrı ayrı hesaplanan CAR deęerleri istatistiksel olarak anlamlı farklılıklar gsteriyor ise birleřme ve satın almalarda dedikoduların hedef řirket getirisi zerinde etkili olduęu sonucuna varılabilir. CAR deęerleri pozitif ise ıkan dedikoduların pozitif getiri oluřturduęu ifade edilirken, CAR deęerleri negatif ise ıkan dedikoduların negatif getiri meydana getirdięi ifade edilmektedir. Bu durumda, CAR deęerlerinin, %5 istatistik dzeyinde pozitif ya da negatif olarak anlamlı bir farklılıęa sahip olmaması řirketlerin birleřme ve satın alma iřlemlerinden nce ıkan dedikoduların hedef řirket getirilerinde herhangi bir etkiye sahip olmadıęı sonucuna varılmaktadır.

Birden fazla řirketin olaya verdięi tepkiyi test etmek iin kullanılan baęımlı rneklem testi iin ise olay penceresi dâhilinde her bir gn iin ortalama anormal getiri (Average Abnormal Return-AAR) hesaplanmaktadır. AAR Eřitlik 6'de gsterilmektedir. Eřitlikte AAR_t t gndeki ortalama anormal getiri (Average Abnormal Return-AAR) yi belirtmektedir.

$$AAR_t = \sum_{i=1}^N (1/N)AR_{it} \quad (6)$$

Olay penceresi dahilindeki her bir gn iin kmlatif ortalama anormal getiri (Cumulative Average Abnormal Return-CAAR) hesaplanmaktadır. CAAR Eřitlik 7'de gsterilmektedir. Eřitlikte $CAAR_t$ t gndeki kmlatif ortalama anormal getiri (Cumulative Average Abnormal Return-CAAR) yi belirtmektedir.

$$CAAR_t = \sum_{i=1}^N AAR_t \quad (7)$$

Olay analizi ynteminde uygulanan yukarıdaki adımlar sonucunda ıkan CAAR deęerlerinin 0'dan farklı olarak gerekleřmesi, ele alınan olayın, getiri oranları zerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etki gsterdięi anlamına gelmektedir. Bu etkinin anlamlılıęını lmek iin ise t-testi analiz edilmektedir. Etkin Piyasalar Hipotezine gre, yarı gl formda etkin bir piyasada anormal getiri elde edilmesi mmkn deęildir. Bu durumda hesaplanan CAAR deęerlerinin 0'dan farklı ıkmaları durumunda piyasanın yarı gl formda etkin

olmadığı sonucuna varılmaktadır. CAAR değerlerinin 0'a eşit veya 0'a yakın olması ise, analize konu olan olayın dedikodusunun şirketlerin getirileri üzerinde etkili olmadığı ve anormal getiriye neden olmadığı sonucuna varılabilir. Yani piyasanın yarı güçlü formda etkin olduğu savunulmaktadır (Kaderli, 2007: 148).

Analize konu olan şirketlerin borsa getirilerinin toplu olarak dedikodu gününe verdikleri tepkiyi ölçmek için, olay penceresi etrafındaki anormal getirilerin ortalaması alınarak ortalama anormal getiri ve kümülatif ortalama anormal getiriler hesaplanmıştır. Olay penceresinde yer alan firmaların panel olarak kullanıldığı bu analizde t-değerlerinin mutlak değerinin 1.64 yani %10 anlamlılık seviyesinden yüksek olup olmadığı tespit edilmiştir. Panel kümülatif ortalama anormal getirilerin olay penceresindeki anlamlılık seviyelerini test etmek için kullanılan t-istatistiği eşitlik 8'de gösterilmiştir.

$$t - \text{istatistiği} = \frac{CAAR_t}{\sigma} \quad (8)$$

Eşitlik 8'de tüm firmaların kümülatif ortalama anormal getirileri pay kısmını oluştururken, payda da yer alan standart sapmalar tahmin penceresinde tespit edilen kümülatif ortalama anormal getirilerin standart sapması şeklinde kullanılmıştır (Brown ve Warner, 1985).

İki farklı grup ortalamaları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir farklılık olup olmadığı parametrik ve parametrik olmayan hipotez testleri ile analiz edilmektedir. Parametrik hipotez testleri, ortalamaları karşılaştırılan veri grupları ile bu veri gruplarının örneklem dağılımları, veri sayısı, veri ölçeği ve varyansların homojenliği gibi konularda farklı varsayımların sağlanmasını öngörürken, parametrik olmayan hipotez testlerinde bu gibi varsayımların sağlanması şartı öngörülmemektedir (Seçer, 2015: 44-45).

Olay Analizi yöntemiyle hedef şirket getirilerine ilişkin hesaplanan olay öncesi ve sonrası CAAR_t değerleri arasında anlamlı bir farklılığın olup olmadığı parametrik hipotez testi olan Bağımlı Örneklem t-Test ile test edilmiştir. Bağımlı Örneklem t-Testi ile ulaşılan olay öncesi ve sonrası ortalamaları arasındaki farklılığın anlamlı olup olmadığı analiz edilmektedir (Ercan, 2021: 8).

Bağımlı Örneklem t-Test'te t istatistik değeri Eşitlik 9'da gösterilmektedir (Field, 2009: 327). Eşitlikte, \bar{D} bağımlı örneklem farklarının ortalamasını, μ_D bağımlı örneklem arasındaki farkların beklenen ortalamasını, S_D/\sqrt{N} farkların standart hatalarını göstermektedir.

$$t = \frac{\bar{D} - \mu_D}{S_D/\sqrt{N}} \quad (9)$$

Çalışma kapsamında Bağımlı Örneklem t-Testi ile analiz edilen hipotezler aşağıdaki gibidir.

H_0 : Şirket birleşme ve satın alma işlemlerinden önce çıkan dedikodu tarihlerinin CAAR değerleri üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi yoktur.

H_1 : Şirket birleşme ve satın alma işlemlerinden önce çıkan dedikodu tarihlerinin CAAR değerleri üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi vardır.

5. Ampirik Bulgular

Bu alıřmada ele alınan 20 Őirketin birleřme ve satın alma iřlemleri iin toplanan verileri ile Őirketlerin gnlk getirileri, BİST 100 Endeksi getirileri, Anormal Getiri (AR), Ortalama Anormal Getiri (AAR) ve Kmlatif Ortalama Anormal Getiri (CAAR) deęerleri hesaplanmaktadır.

Őirket birleřme ve satın alma iřlemleri ncesi ve sonrası iin hesaplanan AR, AAR ve CAAR deęerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadıkları Baęımlı rneklem t-Testi de hesaplanmak suretiyle test edilmiřtir. alıřmada Őirketlerin (-3/+3) gnlk iin CAR ve t istatistik deęerleri analiz edilmiřtir. (-3/+3) olay penceresi CAR ve t-testi analiz sonuları Ek Tablo 1’de gsterilmektedir.

EK Tablo 1’de ele alınan Őirketlerin (-3/+3) olay aralıkları iin hesaplanan CAR deęerlerine iliřkin t testi istatistikleri verilmiřtir. Tabloya gre, (-3/+3) olay gnleri iin Finansbank (FNS1), Makine Takım Endstrisi (MKN), Kron Telekomnikasyon Hizmetleri (KRN), Afyon imento Sanayi (AFYN), Ak Enerji Elektrik retim (AKE), Akbank (AKB2) ve Ray Sigorta (RYSG) Őirketleri iin hesaplanan CAR deęerleri belirli gnlerde istatistiksel olarak anlamlıdır. Dolayısıyla bu olay gnlerinde H_0 hipotezi reddedilerek, “Őirket birleřme ve satın alma iřlemlerinden nce ıkan dedikodu tarihlerinin hedef Őirket getirileri zerine etkisi vardır” sonucuna varılmıřtır. Aynı zamanda bu Őirketler iin piyasanın yarı gl formda etkin olmadığı sylenebilmektedir. Dięer bir ifadeyle, elde edilen sonular Őirketlerin birleřme iřlemlerinden nce aıklanan dedikodu tarihleri iin Finansbank (FNS1), Makine Takım Endstrisi (MKN), Kron Telekomnikasyon Hizmetleri (KRN) ve Akbank (AKB2) Őirketlerinde pozitif ynde etki ederken, Afyon imento Sanayi (AFYN), Ak Enerji Elektrik retim (AKE) ve Ray Sigorta (RYSG) Őirketlerinde negatif ynde etki ettięi grlmektedir.

Ek Tablo 1’de (-3/+3) iin CAR deęerlerine iliřkin t testi istatistik sonularından, Garanti Bankası (GRN1), Finans Finansal Kiralama (FFNS), HUB Giriřim Sermayesi (HBG), Garanti Bankası (GRN2), Makine Takım Endstrisi (MKN), Garanti Bankası (GRN3), DAGI Giyim Sanayi (DGG), Aksa Enerji retim (AKSE), Garanti Bankası (GRN4), Klimasan Klima Sanayi (KLM), Finansbank (FNS2), Akbank (AKB1), Tprař Trkiye Petrol Rafineri (TPRŐ) ve TAV Havalimanları Holding (TVH) Őirketleri iin hesaplanan CAR deęerleri belirli gnlerde istatistiksel olarak anlamlı deęildir. Dolayısıyla bu olay gnlerinde H_0 hipotezi kabul edilerek, “Őirket birleřme ve satın alma iřlemlerinden nce ıkan dedikodu tarihlerinin hedef Őirket getirileri zerine etkisi yoktur” sonucuna varılmıřtır.

Brown ve Werner (1985) makalesinde de belirtildięi zere tek bir olayın firma zerindeki etkisinin anormal getirisinin 0’dan farklılıęının test etmek saęlıklı sonular vermeyebilecektir. Bu nedenle Ek Tablo 1’in son stununda Brown ve Werner (1985) makalesinde yntem temel alınarak ortalama anormal ve ortalama kmlatif anormal getiriler (-3/+3) iin hesaplanmış ve t-istatistięi incelenerek istatistięi anlamlılık seviyesi incelenmiřtir. Panel stunundaki sonular incelendięinde satın alma ve birleřme dedikodularının hesaplanan CAAR deęerleri belirli gnlerde istatistiksel olarak anlamlı deęildir.

Tablo 2’de ise verilerin normal daęılımını test eden Shapiro-Wilk testi ve btn Őirketlerin aynı anda analize dahil edildięi ve olay ncesi ve sonrası CAAR deęerleri arasında anlamlı bir farklılıęın olup olmadıęını gsteren Baęımlı rneklem t-Testi sonuları gsterilmiřtir.

Normal dağılım testi sonuçları yorumlanırken gruptaki veri sayısı (N) dikkate alınmaktadır. Büyüköztürk'e (2012) göre, $N \geq 50$ olması durumunda Kolmogrov-Smirnov testinin, $N \leq 50$ olması durumunda ise Shapiro-Wilk testi sonuçları dikkate alınmaktadır. Akbulut'a (2011) göre, $N \geq 30$ olması durumunda Kolmogrov-Smirnov testinin, $N \leq 30$ olması durumunda ise Shapiro-Wilk testi sonuçları dikkate alınmaktadır. Çalışmada ele alınan CAAR değerleri 3 günlük verileri oluşturmaktadır. Dolayısıyla Shapiro-Wilk testi sonuçları dikkate alınmaktadır. Dağılımın normal olup olmadığına karar verebilmek için hangi test yorumlanıyor ise teste ilişkin p değerinin %5 kritik değerinden yüksek olması gerekmektedir (Seçer, 2015: 28). Tablo 2'de bulunan Shapiro-Wilk testi sonuçları incelendiğinde, olay öncesi CAAR değerine ilişkin p değeri $0.655 > 0.05$, olay sonrası CAAR değerine ilişkin p değeri ise, $0.124 > 0.05$ olarak tespit edilmiştir. Dolayısıyla olay öncesi ve olay sonrası için normal dağılım gösterdiği tespit edilmiştir. Bu nedenle, Bağımlı Örneklem t-Testi sonuçları yorumlanabilmektedir.

Tablo 2. CAAR Değerlerine İlişkin Normal Dağılım Testleri ve Bağımlı Örneklem t-Testi Sonuçları (-3/+3)

Normal Dağılım Test Sonucu						
Shapiro-Wilk						
	İstatistik	Sd.	p-değeri			
Olay Öncesi CAAR	0.967	3	0.655			
Olay Sonrası CAAR	0.804	3	0.124			
Bağımlı Örneklem t-Testi Sonuçları						
	N	Ortalama	Std. S.	Fark	t-istatistik	p-istatistik
Olay Öncesi CAAR	3	0.3473	0.2921			
Olay Sonrası CAAR	3	2.3471	0.2733	1.9998***	4.9989	0.0075

Not: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyelerinde anlamlılığı göstermektedir.

Bağımlı Örneklem t-Testi sonuçlarında, olay öncesi ve sonrası CAAR değerleri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir farkın olup olmadığı p-değerine bakılarak, CAAR değerleri üzerinde olayın nasıl bir etki yarattığı ise grupların ortalamaları incelenerek gözlemlenmektedir (Korkmaz vd., 2017: 182). Tablo 2'de bağımlı örneklem t-testi sonuçlarına göre, p değeri $0.007 < 0.01$ olarak gerçekleşmiştir. Buna göre olay öncesi ve olay sonrası CAAR değerleri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir farkın olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla, şirket birleşme ve satın alma işlemlerinden önce çıkan dedikodu tarihlerinin CAAR değerleri üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkinin olduğunu ifade eden H_1 hipotezi kabul edilmiştir. Diğer bir ifade ile satın alma ve birleşme dedikoduları çıktıktan sonra hedef şirketlerin getirileri ortalama olarak olay öncesine göre %2 oranında artmıştır. Bu durumda, şirket birleşme ve satın alma işlemlerinden önce çıkan dedikoduların şirketlerin CAAR değerlerinde istatistiksel olarak anlamlı bir artışa neden olduğu söylenebilmektedir.

Analizde kullanılan bütün firmalar üzerine yapılan bağımlı örneklem t-testine ilave olarak, veri setindeki firmalar dedikodu tarihi ile duyuru tarihi aynı olan ve farklı olan olmak üzere iki gruba ayrılmış ve bu iki grubun olay penceresindeki (-3/+3) CAAR değerlerinde bir farklılık olup olmadığı t-testi yardımıyla analiz edilmiştir. Örneklemimizde dedikodu tarihi ve duyuru tarihi aynı olan 11 firma bulunurken farklı olan 9 firma bulunmaktadır. Tablo 3'te aynı ve farklı firmaların CAAR değerlerinin t-testi sonuçları yer almaktadır. Tablo 3'e baktığımızda dedikodu ve duyuru tarihleri farklı olan firmalar aynı olan firmalara göre daha fazla CAAR elde

etmişlerdir. Bu sonuç bize dedikodu bilgisinin ortaya ıkması ile yatırımcıların bu bilgiyi kısa zamanda deęerlendirmeye alıřtıklarını göstermektedir.

Tablo 3. CAAR t-Testi Sonuları (-3/+3)

	N	Ortalama	Std. S.	Fark	t- istatistik	p- istatistik
Aynı Tarih CAAR	7	-1.2505	0.3574	2.3208***	3.7523	0.0028
Farklı Tarih CAAR	7	1.0703	0.5047			

Not: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyelerinde anlamlılıęı göstermektedir.

6. Sonu

Dünya ekonomisinde küreselleřme ile artan risk ortamına karřılık řirketlerin buldukları konumu daha fazla koruma ihtiyacı duyması, rekabet avantajı elde etmeleri, uluslararası pazarlarda yer almak ve kaynaklarını verimli bir şekilde yönetmek amacıyla maliyetlerini azaltmak gibi birçok nedenlerden dolayı birleřme ve satın alma yoluna gitmektedirler. Teknolojik geliřmeler ve iletiřimin hızla artması řirketlerin birleřerek uluslararası boyut kazanmalarını adeta zorunlu kılmaktadır. řirketlerin birleřme ve satın alma iřlemleri göstererek hem ulusal hem de uluslararası düzeylere eriřmeleri řirketler aısından rekabet edilebilir seviyelere ulařmalarını ve gü birlięi yapmalarını saęlamıřtır. Dolayısıyla řirketler herhangi bir ekonomik kriz anında, gülerini birleřtirerek birlikte hareket edebileceklerdir. Bu sebeplerden dolayı řirketler, iřbirlięi konusunda faaliyetlerini arttırmıřlar ve řirket birleřme ve satın alma faaliyetleri ortaya ıkmıřtır.

Bu alıřma da literatürde sıka karřılařılan řirket birleřme ve satın alma iřlemlerine farklı bir aıdan yaklařılmıřtır. řirketlerin birleřme kararları alırken řirketin performansına, personel bakımından insan kaynaklarına, ekonomik düzeylerine ve borsa getirilerine olmak üzere birçok konuda alıřmalar yapılmıřtır. Yapılan alıřmalarda řirketlerin duyuru tarihleri ya da birleřmeden sonra řirketin nasıl bir seyir izledięi hakkında arařtırmalar yapılmıřtır. Bu nedenle literatürde herhangi bir analizinin bulunmadıęı bir alıřma yürütülecektir.

Bu alıřmada řirket birleřme ve satın alma iřlemlerinin gerekleřeceęine dair duyuru tarihlerinden önce ıkan dedikodu tarihlerinde řirket getirilerinde meydana gelen deęiřimlerin borsa getirileri üzerinde etkisinin olup olmadıęı incelenmiřtir. Bu doęrultuda 2005-2017 yılları arasında birleřme ve satın alma faaliyetlerinde bulunan 20 řirketin verileri ele alınarak hedef řirket getirileri üzerindeki etkisi analiz edilmiřtir. Analiz için Olay alıřması (Event Study) Yöntemi, Normallik Testi ve Baęımlı Örneklem t-Testi (Paired Samples t-Test) uygulanmıřtır.

alıřma sonularına göre, birleřme ve satın alma iřlemlerinden önce ıkan dedikodulara řirketlerin farklı tepkiler verdikleri tespit edilmiřtir. Birleřme ve satın almaların deęerleri 7 günlük bazda incelendięinde, Finansbank (FNS1), Makine Takım Endüstrisi (MKN), Kron Telekomünikasyon Hizmetleri (KRN), Afyon imento Sanayi (AFYN), Ak Enerji Elektrik Üretim (AKE), Akbank (AKB2) ve Ray Sigorta (RYSG) řirketlerinin CAR deęerleri istatistiksel olarak anlamlı bulunmuřtur. Kısaca (-3/+3) olay penceresinde 7 adet řirketin borsaya etkisinin bulunduęu tespit edilmiřtir. Genel olarak olay penceresindeki CAR sonuları incelendięinde ele alınan řirketlerin büyük çoęunluęunda anlamlı etkiye ulařılamamıřtır. Shapiro-Wilk normallik testi sonuları incelendięinde, olay öncesi ve olay sonrası için normal daęılım gösterdięi tespit edilmiřtir. Baęımlı Örneklem t-Testi sonularına baktıęımızda ise, (-

3/+3) olay penceresi için bakıldığında dedikodu tarihlerinin CAAR değerleri üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir fark oluşturduğu tespit edilmiştir. Dedikodu ve duyuru tarihleri aynı ve farklı olan gruplar üzerine yapılan analizde, dedikodu tarihi duyuru tarihinden farklı olan firmaların CAAR değerlerinin dedikodu ve duyuru tarihleri aynı olan firmalara göre farklı olduğu ve bu farkın anlamlı olduğu tespit edilmiştir.

Bu çalışmadan elde edilen sonuçlar literatürde bulunan Pound ve Zeckhauser (1990), Clarkson vd. (2006), Spiegel vd. (2010), Laouiti vd. (2016) ve Yang ve Chen (2021) makaleleriyle aynı doğrultudadır. Makalelerden elde edilen sonuçlar devralma işlemlerinden önce çıkan söylenti tarihlerinin şirketlerin hisse senedi fiyatlarında önemli bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Aynı zamanda literatürde bulunan Eyüboğlu ve Sevim (2017), Karcıoğlu vd. (2019), Eyceyurt ve Serçemeli (2013) ve Öztürk ve Yeşilyurt (2019) çalışmalarında olumsuz sonuçlar elde etmişlerdir. Literatürden elde edilen bu çalışmalarda birleşme ve satın alma işlemlerinde şirketlerin karlılıklarının her zaman artışla sonuçlanmadığı bulunmuştur. Dolayısıyla şirketlerin hisse senedi fiyatlarında aşırı getiri tespit edilmemiştir.

Bu bağlamda şirketler açısından, birleşme ve satın alma işlemlerinden önce çıkan dedikodu tarihlerinin şirketlerin borsa getirileri üzerinde etkili olduğu tespit edilmiştir. Dedikodu tarihleri ile hedef şirketler açısından şirketlerin getirilerinde belirgin olmayan negatif ve pozitif değişimler izlenmiştir. Genel olarak, şirketlerin getirilerinde meydana gelen değişimlerin uzun vadede borsaya etkisinin daha fazla olacağı düşünülmektedir. Bu nedenle, şirketlerin birleşme ve satın alma işlemlerini gerçekleştirmeden önce öne atılan dedikodu tarihlerini dikkate almaları hem şirketlerinin konumları açısından hem de uzun vadede elde edebilecekleri getiriler açısından önemli olacaktır. Şirket yöneticilerinin birleşme kararlarını alırken bu tarihleri göz önünde bulundurarak birleşme ve satın alma işlemini gerçekleştirmesi sonucunda pozitif yönde etkilerinin olacağı düşünülmektedir.

Çalışma kapsamında veri seti olarak birleşme ve satın alma işlemi gösteren şirketlerin çoğunun dedikodu tarihleri ile satın alma ve birleşmelerinin aynı tarihlerde olması çalışmanın az sayıda firma üzerinde yapılmasına neden olmuştur. Bu da araştırmanın kısıtlarını oluşturmaktadır. İleride yapılacak çalışmalar için, şirketlerin birleşme faaliyetlerinde hem alıcı şirket hem de hedef şirket baz alınarak karşılaştırılmalı olarak analiz edilmesi önerilebilir.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

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

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı

Yazarlar makaleye eşit oranda katkı sağlamış olduklarını beyan eder.

Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Akbulut, Y. (2011). *Sosyal bilimlerde SPSS uygulamaları*. İstanbul: İdeal Yayıncılık.
- Aksu, M. ve Aytekin, S. (2015). Kurumsal yönetim ilkelerine uyum notu ile hisse senedi getirisi ilişkisi: BİST kurumsal yönetim endeksi (XKURY) üzerine bir uygulama. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Elektronik Dergisi*, 6(13), 201-219. Eriřim adresi: <https://dSPACE.balikesir.edu.tr/>
- Arslan, H.B. and řimřir, A.Z. (2016). Measuring takeover premiums in cross-border mergers and acquisitions: Insights from Turkey. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(1), 188-203. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2015.1011505>
- Ayan, E. (2015). *řirketlerde birleřme ve satın alma kararlarının iřletme performansına etkisi: AFM örnek olay incelemesi* (Yayımlanmamıř yüksek lisans tezi). İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Aydođan, C. (2021). *Bankaların finansal yapısı çerçevesinde bađımsız denetçi görüşünün hisse senedi performansı üzerine etkisi* (Yayımlanmamıř doktora tezi). Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Manisa.
- Binder, J. (1998). The event study methodology since 1969. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 11, 111-137. <https://doi.org/10.1023/A:1008295500105>
- Brown, S.J. and Warner, J.B. (1985). Using daily stock returns: The case of event studies. *Journal of Financial Economics*, 14(1), 3-31. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(85\)90042-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(85)90042-X)
- Büyüköztürk, ř. (2012). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı* (16. bs.). Ankara: Pegem Akademi Yayıncılık.
- Campbell, J., Andrew, W. and MacKinlay, A. (1997). *The econometrics of financial markets*. New Jersey: Princeton University Press.
- Clarkson, P.M., Joyce, D. and Tutticci, I. (2006). Market reaction to takeover rumour in internet discussion sites. *Accounting & Finance*, 46(1), 31-52. <https://doi.org/10.1111/j.1467-629X.2006.00160.x>
- Cowan, A. and Sergeant, A. (1996). Trading frequency and event study test specification. *Journal of Banking & Finance*, 20(10), 1731-1757. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(96\)00021-0](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(96)00021-0)
- Dođan, D. (2017). *An application of mergers and acquisitions of banking sector in Turkey* (Yayımlanmamıř yüksek lisans tezi). İstanbul Bilgi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Elmas, B. (2007). *İřletme politikalarından řirket birleřmelerinin hisse senedi fiyatı üzerine etkisi-İMKB örneđi* (Yayımlanmamıř yüksek lisans tezi). Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Erzurum.
- Ercan, S. (2021). Yeni endeks hesaplaması ilanının, endekse dâhil edilen firmaların hisse senedi getirilerine etkisi: BİST Banka Dıřı Likit 10 endeksi örneđi. *Niđe Ömer Halisdemir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 3(1), 1-15. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/nohusosbil/>
- Ercan, M.K. ve Ban, Ü. (2005). *Deđere dayalı iřletme finansı-Finansal yönetim*. Ankara: Gazi Kitabevi.
- Eyceyurt, T. ve Serçemeli, M. (2013). řirket birleřme ve satın almalarının hisse senedi fiyatına etkisi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 27(1), 159-175. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/atauniiibd/>
- Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS*. London: SAGE Publication.
- Genç, Ö. and Kalkan, B. (2020). An empirical analysis of financial performance and indicators of acquisitions. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 27, 1-14. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.460729>
- Gülmez, H. (2006). *řirket birleřme ve satın almalarında normalüstü getiri ve bir Türkiye uygulaması* (Yayımlanmamıř yüksek lisans tezi). Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü, İstanbul.

- Hirt, G.A. and Stanley, B.B. (2006). *Fundamentals of investment management*. New York: McGraw-Hill/Irwin Publishing.
- Iqbal, J. and Farooqi, F.A. (2014). *Stock price reaction to earnings announcement: The case of an emerging market* (MPRA Paper No. 30865). Retrieved from <https://doi.org/10.31384/jisrmsse/2014.12.1.3>
- Kaderli, Y. (2007). Yapılan ihracat bağlantılarının ilgili firmaların hisse senedi getirileri üzerindeki etkisinin olay etüdü ile incelenmesi: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’ndaki bazı firmalar üzerine bir uygulama. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 36, 144-154. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/mufad/>
- Kaderli, Y. ve Demir, S. (2009). Yatırım kararı duyurularının hisse senedi getirileri üzerindeki etkisinin ölçülmesi: Olay etüdü yöntemi. *Mali Çözüm*, 91, 45-66. Erişim adresi: <https://app.trdizin.gov.tr/dergi/TmpJM053PT0/mali-cozum>
- Korkmaz, T. ve Ceylan, A. (2006). *Sermaye piyasası ve menkul değer analizi*. Bursa: Ekin Kitabevi.
- Korkmaz, T., Yaman, S. ve Metin, S. (2017). Ülke kredi notlarının pay getirileri üzerindeki etkileri: BİST 30 endeksi üzerinde bir event study analizi. *Sosyal Bilimler Metinleri*, ICOMEP Özel Sayısı, 171-187. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/sbm>
- Laouiti, M.L., Msolli, B. and Ajina, A.A. (2015). Buy the rumor, sell the news! What about takeover rumors? *Journal of Applied Business Research*, 32(1), 143-160. <https://doi.org/10.19030/jabr.v32i1.9529>
- MacKinlay, A. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13-39. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Mazgit, İ. (2013). Endeks kapsamında olmanın hisse senedi getirilerine etkisi: BİST temettü 25 endeksi üzerine bir uygulama. *Sosyoekonomi*, 20(20), 225-264. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/sosyoekonomi/>
- Mulherin, H. and Şimşir, A.Z. (2015). Measuring deal premiums in takeovers. *Financial Management*, 44(1), 1-14. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Öztürk, İ. ve Yeşilyurt, S. (2019). Birleşme ve satın alma faaliyetlerinin firma performansı üzerine etkisi: BİST’te bir inceleme. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 11(3), 2016-2026. <https://doi.org/10.20491/isarder.2019.721>
- Pound, J. and Zeckhauser, R. (1990). Clearly heard on the Street: The effect of takeover rumors on stock prices. *The Journal of Business*, 63(3), 291-308. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Sakarya, Ş. (2002). *Şirket birleşmelerinde firma değerinin tespiti ve yönetimi (AKÇANSA örneği)* (Yayımlanmamış doktora tezi). Sakarya Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Sakarya.
- Sarıkamış, C. (2003). *Şirket birleşmeleri*. İstanbul: Avcıol Basım Yayın.
- Schweitzer, R. (1989). How do stock returns react to special events? *Business Review*, 4, 17-29. Retrieved from <https://fedinprint.org/>
- Seçer, İ. (2015). *SPSS ve LISREL ile pratik veri analizi: Analiz ve raporlaştırma*. Ankara: Anı Yayınevi.
- Spiegel, U., Tavor, Ç. and Templeman, J. (2010). The effects of rumours on financial market efficiency. *Applied Economics Letters*, 17(15), 1461-1464. <https://doi.org/10.1080/13504850903035873>
- Şahin, İ.E. (2011). *Şirket birleşmelerinin etkinlik açısından değerlendirilmesi ve Türk bankacılık sektöründe bir uygulama* (Yayımlanmamış doktora tezi). Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Konya.
- Şahin, İ.E. ve Yılmaz, B. (2010). Şirket birleşmeleri, birleşmelerde tarihsel gelişim süreci ve uygulanan ödeme yöntemleri. *Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 10(19), 63-74. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/susead>
- Şenel, F. (2008). *Şirket birleşmeleri ve satın almalarda bir yönetim sorunu: Kültürel entegrasyon üzerine bir uygulama* (Yayımlanmamış yüksek lisans tezi). Selçuk Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Konya.

- Yang, S. and Chen, S. (2021). Market reactions for targets of M&A rumours-evidence from China. *Economic Research*, 34(1), 1-19. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2020.1865826>
- Yavuz, S., Yıldırım, S. ve Elmas, B. (2015). Kurumsal yönetim endeksi ile řirket hisse senedi getiri iliřkisi: BİST’te bir uygulama. *Erzurum Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8(2), 73-82. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/erzisosbil/>

EKLER**Ek Tablo 1. Olay Tarihinden 3 Gün Öncesi ve 3 Gün Sonrası Anormal Getiri (AR) ve Kümülatif Anormal Getiri (CAR) Değerlerine İlişkin t-Testi Analiz Sonuçları**

		GRN1	FFNS	HBG	FNS1	GRN2	MKN	GRN3	KRN	DGG	AFYN	AKSE	GRN4	KLM	AKE	FNS2	AKB1	AKB2	RYSG	TPRS	TVH	Panel
-3	AR	0.010	-0.018	-0.033	0.030	0.017	0.004	0.009	-0.006	0.025	0.030	-0.013	-0.000	0.000	-0.014	-0.004	0.004	0.013	-0.038	-0.036	0.001	-0.098
	CAR	0.010	-0.018	-0.033	0.030	0.017	0.004	0.009	-0.006	0.025	0.030	-0.013	-0.000	0.000	-0.014	-0.004	0.004	0.013	-0.038	-0.036	0.001	-0.098
		(0.553)	(-0.153)	(-0.829)	(0.328)	(0.798)	(0.103)	(0.476)	(-0.134)	(0.326)	(0.446)	(-0.421)	(-0.024)	(0.002)	(-0.273)	(-0.042)	(0.123)	(0.324)	(-0.451)	(-0.754)	(0.028)	(-0.046)
-2	AR	0.005	-0.009	0.007	0.174	-0.014	-0.001	-0.002	-0.000	0.002	0.037	0.000	0.028	0.017	-0.003	-0.008	0.002	0.015	-0.056	0.009	-0.004	0.995
	CAR	0.015	-0.027	-0.026	0.205**	0.003	0.003	0.007	-0.007	0.027	0.067	-0.013	0.028	0.017	-0.018	-0.013	0.006	0.028	-0.094	-0.027	-0.002	0.897
		(0.812)	(-0.230)	(-0.647)	(2.182)	(0.162)	(0.064)	(0.368)	(-0.149)	(0.358)	(0.997)	(-0.408)	(0.916)	(0.241)	(-0.339)	(-0.117)	(0.181)	(0.689)	(-1.123)	(-0.561)	(-0.057)	(0.423)
-1	AR	-0.007	0.006	-0.033	-0.045	-0.000	0.004	-0.002	0.035	0.000	-0.035	-0.035	-0.019	0.008	0.004	-0.003	-0.002	0.029	0.022	-0.000	-0.026	-0.654
	CAR	0.008	-0.021	-0.059	0.160*	0.003	0.006	0.004	0.028	0.028	0.032	-0.048	0.008	0.026	-0.014	-0.048	0.004	0.057	-0.072	-0.027	-0.028	0.242
		(0.437)	(-0.179)	(-1.467)	(1.703)	(0.143)	(0.145)	(0.246)	(0.573)	(0.366)	(0.480)	(-1.519)	(0.286)	(0.353)	(-0.262)	(-0.416)	(0.107)	(1.399)	(-0.855)	(-0.563)	(-0.619)	(0.114)
0	AR	0.004	0.001	0.006	0.075	-0.030	-0.025	0.001	0.235	-0.009	-0.099	0.071	0.014	-0.001	0.100	-0.006	0.029	-0.017	-0.031	0.028	0.012	1.795
	CAR	0.012	-0.020	-0.052	0.235**	-0.027	-0.018	0.006	0.263***	0.019	-0.067	0.023	0.023	0.024	0.086	-0.054	0.033	0.040	-0.103	0.000	-0.016	2.037
		(0.656)	(-0.168)	(-1.305)	(2.498)	(-1.243)	(-0.388)	(0.319)	(5.309)	(0.249)	(-1.004)	(0.735)	(0.773)	(0.328)	(1.594)	(-0.469)	(0.897)	(0.975)	(-1.224)	(0.013)	(-0.362)	(0.961)
1	AR	-0.018	-0.017	-0.019	0.173	0.025	0.088	-0.018	-0.023	-0.006	-0.021	-0.036	0.013	-0.006	-0.037	-0.000	0.004	0.027	-0.016	0.003	-0.004	0.551
	CAR	-0.006	-0.037	-0.071	0.408***	-0.002	0.069	-0.011	0.240***	0.013	-0.088	-0.013	0.036	0.018	0.048	-0.055	0.037	0.067	-0.120	0.003	-0.020	2.589
		(-0.330)	(-0.313)	(-1.769)	(4.341)	(-0.095)	(1.453)	(-0.597)	(4.844)	(0.170)	(-1.319)	(-0.425)	(1.199)	(0.244)	(0.903)	(-0.472)	(1.010)	(1.635)	(-1.426)	(0.077)	(-0.440)	(1.221)
2	AR	-0.006	-0.009	0.042	0.152	-0.007	0.012	-0.001	-0.088	-0.001	-0.013	-0.021	-0.004	-0.000	-0.138	-0.010	-0.034	0.008	-0.015	-0.004	-0.015	-0.787
	CAR	-0.011	-0.046	-0.029	0.560***	-0.009	0.082*	-0.012	0.151***	0.011	-0.102	-0.034	0.032	0.017	-0.089*	-0.066	0.003	0.076*	-0.135	-0.000	-0.035	1.801
		(-0.624)	(-0.389)	(-0.737)	(5.958)	(-0.453)	(1.714)	(-0.653)	(3.057)	(0.152)	(-1.523)	(-1.096)	(1.049)	(0.237)	(-1.663)	(-0.565)	(0.081)	(1.853)	(-1.613)	(-0.007)	(-0.755)	(0.845)
3	AR	-0.001	0.016	-0.027	0.117	0.007	0.024	0.000	-0.038	0.027	-0.027	-0.013	-0.007	0.032	-0.001	0.008	0.012	-0.020	-0.013	0.058	0.014	0.849
	CAR	-0.012	-0.029	-0.056	0.678***	-0.002	0.106**	-0.012	0.113**	0.038	-0.130*	-0.047	0.025	0.049	-0.091*	-0.057	0.015	0.056	-0.149*	0.057	-0.020	2.651
		(-0.683)	(-0.251)	(-1.405)	(7.204)	(-0.105)	(2.214)	(-0.621)	(2.293)	(0.504)	(-1.934)	(-1.506)	(0.821)	(0.672)	(-1.700)	(-0.494)	(0.419)	(1.360)	(-1.771)	(1.181)	(-0.441)	(1.250)

Not: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyelerinde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içindeki değerler ise t-istatistik değerlerini göstermektedir.

THE EFFECT OF MERGERS AND ACQUISITION NEWS ON STOCK RETURN: THE CASE OF BORSA ISTANBUL BETWEEN 2005-2017

EXTENDED SUMMARY

The Aim of the Study

Mergers and acquisitions have become one of the most important strategies for companies to expand their business with the effect of globalization as well as an increase in a competitive environment in the recent era. Companies prefer mergers and acquisitions to strengthen their position or to gain more shares in the market. The bulk of the studies regarding mergers and acquisitions examine the effect of mergers and acquisitions' official announcement date on the firm performance, the economic impact, and stock market returns. However, the current study aims to investigate the effect of the rumour date of mergers and acquisitions on the stock market return. We employ the event study methodology to investigate the impact of the rumour date on stock returns of the 20 companies which were listed on Borsa Istanbul between 2005 and 2017.

Literature Review

The effect of mergers and acquisitions activities on stock returns has been the center of the finance literature. Several studies are briefly summarized in this section. The study conducted by Gulmez (2006) examines the effect of mergers and acquisitions on the stock prices of companies that were listed on IMKB between 1990-2005 and finds an ambiguous impact of mergers and acquisitions on the stock price. Senel (2008) investigates the effect of mergers and acquisitions on corporate culture and finds that employees were affected negatively by mergers and acquisitions. Eyceyurt and Sercemeli (2013) study the impact of merger and acquisition activities on the stock return of acquirer companies between 2008-2009 in Turkey. Finally, Genc and Kalkan (2020) discuss the effect of mergers and acquisitions on financial performance between 1990 and 2017 in Turkish companies.

When we turn our attention to the international studies, Pound and Zeckhauser (1990) examine the effect of mergers and acquisitions rumours date on stock prices, Clarkson (2006) studies the effect of the market index on mergers and acquisitions rumours date, and Spiegel et al. (2010) study the effect of mergers and acquisitions rumours date on stock returns, Laouiti et al. (2015) discuss the short-term impact of mergers and acquisitions rumours date on stock prices, and lastly, Yang and Chen (2021) examine the reaction to mergers and acquisitions rumours date in the China Stock Exchange between 2004 and 2014.

Methodology

To investigate the effect of mergers and acquisitions rumours date on stock returns, we employ the event study methodology. In the event study methodology, it is vital to specify the estimation windows and event windows. Estimation windows help us to compute the abnormal returns of companies, and event windows are used to understand the real impact of mergers and

acquisitions rumours date. In this study, we use [-180 / -4] as an estimation window and [-3 / +3] as an event window. The methodology section is constructed in four stages. In the first stage, the reactions of the companies' abnormal and cumulative abnormal returns to their own event dates were analyzed using the Event Study methodology. As a second step, we analyze whether the variables show normal distribution using the Shapiro-Wilk normality test. In the third step, we investigate whether there is a statistically significant difference between the averages of cumulative abnormal returns for each company before and after the aforementioned event dates with the Paired Samples t-Test. Lastly, we categorize companies into two groups. The first group consists of the companies that have the same rumour and official announcement dates, and the second group includes the companies that have dissimilar rumour and official announcement dates. Then, we employ Paired Samples t-Test to examine the statistical difference between the two groups.

Findings

According to the findings, it has been determined that companies have different reactions to the rumour dates of the merger and acquisition activities. Results indicate that only seven companies' CAR values are statistically significant, and 13 companies have insignificant results. Shapiro-Wilk test results indicate that variables have a normal distribution for pre-event and post-event periods. According to the Paired Sample t-Test, it was seen that the rumour dates of mergers and acquisitions for the (-3/+3) event window, there is a statistically significant difference in the CAAR values.

Conclusion

Findings of the study suggest that rumour dates of mergers and acquisitions are an important announcement to investors since it reveals significant CAAR in the Paired Sample t-Test. The results suggest that companies should be prepared for the reaction of the investor when the rumour date is revealed. This violates the efficient market hypothesis. Thus, regulators should be careful about the rumour date, and control the companies that officially announce the mergers and acquisitions date.

YATIRIMCILARIN RİSK İŐTAHI ENDEKSİ İLE KORKU ENDEKSLERİ ARASINDAKİ İLİŐKİ: TÜRKİYE'DE ARDL İLE AMPİRİK BİR UYGULAMA

The Relationship between Investors' Risk Appetite Index and Fear Indices: An Empirical Application with ARDL in Turkey

Tuncer YILMAZ* & Bülent YILDIZ**

Öz

Son yıllarda, finansal piyasalarda yatırımcıların risk iŐtahına yönelik artan bilimsel ilgiye raĐmen, risk yönetiminde kilit bir rol oynayan faktörlerin risk iŐtahi ile iliŐkisine dair alıřmaların fazla ilgi gördüğünü söyleyemeyiz. Bu makale, piyasalarda belirsizliĐi temsil etmek üzere hesaplanan V1XI, V2TX, JNIV, VXN ve VIX korku endekslerinin Türkiye hisse senedi piyasası bağlamında nitelikli yatırımcılar, yabancı yatırımcılar, yerli yatırımcılar, yerli fonlar, yerli gerçek kişiler, yerli tüzel kişiler ve tüm yatırımcıların risk iŐtahi endeksi (RISE) üzerindeki etkilerini anlamaya katkıda bulunmaktadır. alıřma, ARDL Sınır Testi, uzun dönem ve kısa dönem regresyon modellerini kullanarak korku endeksleri ile risk iŐtahi endeksi arasındaki bağlantı hakkında ampirik kanıtlar sağlamaktadır. Makalede Ocak 2008-Nisan 2022 dönemi için aylık veriler kullanılmıřtır. Analizlerde elde ettiĐimiz sonuçlarda, V2TX endeksinin bütün yatırımcı türlerinin risk iŐtahi endeksi üzerinde en etkili korku endeksi olduĐu görülmüřtür. Daha sonra önem sırasına göre, JNIV, VIX ve V1XI endeksleri gelmektedir. Arařtırmada, diĐer korku endekslerinin regresyon etki katsayıları hiçbir yatırımcı türünde istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar vermemiřtir. Bu alıřma, Türkiye'deki yatırımcılar için hesaplanan 7 farklı RISE ile birden fazla yurtdıŐı korku endeksinin iliŐkisini ilk kez arařtırması bakımından özgündür.

Anahtar

Kelimeler:

Risk İŐtahi Endeksi, Korku Endeksi, ARDL Sınır Testi.

JEL Kodları:

C32, C61, D81.

Keywords:

Risk Appetite Index, Fear Index, ARDL Limit Test.

JEL Codes:

C32, C61, D81.

Abstract

Despite the increasing scientific interest in the risk appetite of investors in financial markets in recent years, we cannot say that studies on the relationship between risk appetite and the factors that play a key role in risk management have received much attention. This article contributes to understanding the effects of the V1XI, V2TX, JNIV, VXN and VIX fear indices calculated to represent uncertainty in the markets, qualified investors, foreign investors, domestic investors, domestic funds, domestic real persons, domestic legal entities and all investors on the risk appetite index (RISE) in the context of the Turkish stock market. The study provides empirical evidence on the link between fear indices and risk appetite index using ARDL bounds test, long-term and short-term regression models. This article uses monthly data for January 2008-April 2022 period. In the results we obtained in the analyzes, it was determined that the V2TX index was the most effective fear index on the risk appetite index of all investor types. Then, in order of importance, the JNIV, VIX and V1XI indices come. In the study, the regression coefficients of the other fear indices did not give statistically significant results in any type of investor. The current study is novel in that it investigates for the first time the relationship between 7 different RISEs calculated for investors in Turkey and more than one foreign fear index.

* Dr. Öğr. Üyesi, Kafkas Üniversitesi, Susuz MYO, Türkiye, yilmaz-tuncer@hotmail.com, ORCID: 0000-0001-8956-5814

** Dr. Öğr. Üyesi, Aydın Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Türkiye, bulent.yildiz@adu.edu.tr, ORCID: 0000-0001-6358-8620

Makale Geliř Tarihi (Received Date): 27.05.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 20.09.2022

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



1. Giriş

Yirminci ve yirmi birinci yüzyılda yaşanan küreselleşmenin etkisiyle hem uluslararası ticari faaliyetler hem de uluslararası sermaye hareketleri devasa boyutlara ulaşmıştır. Küreselleşme ile birlikte birbirine daha bağımlı hale gelen ülke ekonomilerinin taşıdıkları riskler diğer ülke ekonomilerini de eskiye nazaran daha çok ilgilendirir hale gelmiştir. Finansal piyasalarda yaşanan gelişmeler hem ulusal hem de uluslararası kaynaklı finansal riskleri de artırmıştır. Özellikle piyasalarda karşılaşılan döviz kuru riski, faiz riski ve fiyat riski gibi risk unsurlarının yönetilmesi 1970’li yıllardan sonra daha önemli hale gelmiştir.

İşletmeler 1970’li yılların ilk yarısında karşılaştıkları riskleri önce tahmin etmeye çalışarak veya rakip firmaları takip ederek yönetmeye çalışırken, daha sonra zamanla ortaya çıkan, sayısı artan ve kullanımı yaygınlaşan finansal enstrümanlarla korunma (hedge) stratejileri geliştirmişlerdir. Finansal piyasaların gelişmesi, organize piyasaların yaygınlaşması, finansal enstrümanların çoğalması ve finansal teknolojilerdeki büyük ilerleme, bu korunma stratejilerinin geliştirilmesinin önünü açmıştır. Bu korunma stratejilerinin oluşturulmasında forward, futures, opsiyon ve swap sözleşmeleri önemli bir yer tutmaktadır. Finansal risk yönetiminde kullanılan önemli türev araçlardan birisi olan opsiyon sözleşmeleri, belirli koşullara bağlı olarak, belirli bir süre içinde bir varlığı satın alma veya satma hakkı veren bir menkul kıymettir (Black ve Scholes, 1973: 3).

Piyasalarda yatırımcının korku derecesini ölçmek için dünyada ilk olarak CBOE (Chicago Board Options Exchange) tarafından, S&P 500 hisse senedi opsiyon fiyatlarındaki zımni volatilité hesaplanarak VIX (Volatility Index) endeksi oluşturulmuştur. 1993’ten beri CBOE tarafından hesaplanan VIX endeksi, yatırımcıların önümüzdeki 30 günlük dönemde borsadaki volatilité beklentilerini yakalamalarına yardımcı olmaktadır. Buradaki amaç, tarihsel volatiliteden farklı olarak ileriye dönük bir volatilité ölçüsü getirmektir (Whaley, 2000; Whaley, 2009; Fernandes vd., 2014; Shaikh ve Padhi, 2015). Bu bağlamda, hisse senedi piyasası volatilitésinin bir barometresi olarak görülen VIX’in seviyesi, piyasa katılımcılarının riskten korunmaları için veya daha etkin ticaret yapmaları için büyük önem arz etmektedir (Whaley, 2000; Whaley, 2009; Shaikh ve Padhi, 2015). Öte yandan, politika yapıcılar da finansal piyasa volatilitésini tüm finansal sistemin ve ekonominin kırılğanlığının bir barometresi olarak görmektedirler (Yfanti ve Karanasos, 2021: 1). CBOE’nin 1993’te CBOE Volatilité Endeksini (VIX) tanıtmışından bu yana, uluslararası alanda zımni volatilité endekslerine olan ilgi artarak devam etmektedir (Bugge vd., 2016: 133).

Volatilité göstergesi, finansal ürünün normal fiyatının ortalama fiyatına göre ne kadar arttığını veya azaldığını göstermek, başka bir deyişle zaman içindeki dağılımını hesaplamak için kullanılmaktadır. Bir gösterge olarak oluşturulan volatilité, trend, momentum gibi çeşitli analizleri tamamlayan ve fiyatın hem zaman içinde hareket etme derecesini ölçmekte hem de geçmişini kapsamaktadır. Düşük volatilité genellikle öngörülebilir kısa vadeli dalgalanmalarla birlikte durgun fiyat hareketini ifade ederken, yüksek volatilité ise genellikle rahatsız edici veya öngörülemeyen kısa vadeli dalgalanmalarla birlikte dramatik fiyat hareketlerini ifade etmektedir. Risk ve korkuda daha fazla aşırılık meydana getiren yüksek volatilité, opsiyon fiyatlandırması ve piyasa duyarlılığı üzerinde büyük bir etkiye sahiptir. Piyasada oynaklığa sahip olan enstrümanlar, oynaklığa sahip olmayan enstrümanlardan daha riskli olarak kabul edilmektedir. Volatilité, yüksek ve düşük durumlar arasında düzenli olarak gidip gelerek yatırımcılar ile piyasa yapıcılarına potansiyel bir zamanlama aracı sunmaktadır. Piyasa bilgisi, bu klasik dinamiklerin

ana hatlarını çizerek piyasa oyuncularına ılımlı zamanlarda satın almalarını, abartılı, kontrol edilemeyen, belirsizliğin hâkim olduđu fırtınalı zamanlarda satmaları yönünde tavsiyelerde bulunmaktadır (Farley, 2021).

Opsiyon fiyatlarındaki örtük oynaklık şeklinde ifade edilebilecek zımni volatilité hesaplanırken, açık bir analitik fiyatlandırma mevcut olduğunda (Black-Scholes Modeli gibi) faiz oranları, vadeye kalan süre, kullanım fiyatı gibi bilinen deęişkenlerle birlikte bu varlıkların kote fiyatları da volatilité hesaplanmasında kullanılabilir. Sonuç ise zımni volatilité olarak adlandırılır. Zımni yöntemler, opsiyonların piyasa fiyatlarına ilişkin güncel verileri kullanır. Bu nedenle zımni oynaklık, yatırımcıların dayanak varlığın olası deęişimi hakkında ileriye dönük tüm beklentileri içerir. İstatistiksel yöntemler, dayanak varlık fiyatına ilişkin yalnızca geçmiş verileri kullanırken zımni yöntemler risk tarafsızlığını varsayarak dayanak varlık fiyatı için bir yayılma süreci kullanırlar (Alexander, 1998: 34).

Küresel ölçekte en popüler volatilité göstergesi olarak kabule edilen VIX endeksinin oluşturulmasında opsiyon sözleşmeleri dikkate alınarak piyasanın beklenen volatilitesi belirlenmektedir. Hem organize hem de organize olmayan piyasalarda işlem görme özelliğine sahip opsiyon sözleşmeleri, alıcısı açısından riskleri primle sınırlarken, satıcısına prim kazancı karşılığı yüksek düzeyde risk yüklemektedir. Opsiyon sözleşmelerine bakıldığında alıcı ve satıcı olmak üzere iki taraf varken, alıcının alım opsiyonu ve satım opsiyonunda uzun pozisyon alabilmesi, satıcının ise alım opsiyonu ve satım opsiyonunda kısa pozisyon alabilmesi nedeniyle toplam dört pozisyon söz konusudur. Yani opsiyon alıcısı fiyat artışlarına karşı korunma amaçlı işlem yapmak istediğinde alım opsiyon sözleşmelerinde uzun pozisyon alarak riskini hedge etmek isterken, beklentisinin aksine gelişecek olan negatif yönlü fiyat hareketi durumunda ise riskini ödediđi primle sınırlamış olmaktadır. Satım opsiyonlarında uzun pozisyon alan alıcı ise spot piyasadaki pozisyonunda yaşanacak muhtemel deęer düşüşlerine karşı korunabilmek amacıyla satım opsiyon sözleşmelerinde uzun pozisyon alarak korunmaya çalışacaktır. Bunu yaparken de riski sadece primle sınırlandırmış olacaktır. Bunlara karşılık opsiyon satıcısı, aldığı prim karşılığında, alım opsiyon sözleşmelerinde teorik olarak sınırsız riski üstlenirken, satım opsiyonlarında ise yine teorik olarak varlığın fiyatı ile sıfır deęeri arasındaki fark kadar bir risk üstlenmiş olacaktır. Opsiyon sözleşmeleri özünde alıcısına hak verirken, satıcısına yerine getirilmesi zorunlu olan bir yükümlülük getirmektedir.

Geleceęe ilişkin belirsizliğin arttığı durumlarda yatırımcılar ellerindeki menkul kıymetlerde yaşanabilecek muhtemel düşüşlerden korunabilmek amacıyla opsiyon piyasalarına yönelmektedirler. Bu durum, opsiyon sözleşmelerine olan talebi artırarak opsiyon fiyatlarının yükselmesine neden olmaktadır. Piyasa katılımcılarının yoğun talepleriyle yükselen opsiyon fiyatları, “koru endeksi” olarak adlandırılan ve yatırımcıların adeta ileriye dönük risk algılarının bir ölçüsü niteliğinde olan VIX endeksinin deęerini yükseltmektedir. Fakat türev piyasalarda korunma amaçlı işlem yapanlarla birlikte spekülasyon veya prim geliri elde etmek amacıyla işlem yapanlarında var olduđu düşünülduğünde, VIX’teki yükselişler ve opsiyon primlerindeki artışlar yüksek prim geliri elde etmek amacıyla opsiyonlarda satış yönlü pozisyon alanların sayısını da arttıracaktır. Bu durum ise bir süre sonra VIX deęerinin düşmesiyle sonuçlanacaktır.

Benati (2015), Cesarone ve Colucci (2018), Datta vd., (2007) ve Tan’a göre (2002) piyasa katılımcıları ve piyasa gözlemcileri varlık deęerleme işlemleri için finansal oynaklığı en önemli verilerden (veya risk göstergelerinden) biri olarak kabul etmektedirler. Ayrıca piyasa uygulayıcıları, faaliyetlerin yönetimi bağlamında varlık tahsisi, piyasa riskinden korunma, türev

fiyatlama, sermaye bütçelemesi veya herhangi bir risk değerlendirmesine ilişkin günlük kararlar için gerekli olan, gelecekteki oynaklığa ilişkin verimli tahminler oluşturmak için güçlü volatilité modellemelerine güvenirlir (Yfanti ve Karanasos, 2021: 1).

Volatilité endekslerinin içerdiği spesifik özellikler onları karar vericiler ve finansal analistler için çok popüler enstrümanlar haline getirmiş durumdadır. Bu nedenle, bu spesifik volatilité endekslerini doğru bir şekilde tahmin edebilmek sadece türev piyasalar için değil, genel olarak hedge fon endüstrisi için de büyük önem taşımaktadırlar (Psaradellis ve Sermpinis, 2016: 1268). Tüccarlar ve analistler, oynaklığı izlemek ve işlemler yapmak için en uygun çıkış veya giriş noktalarını belirlemek amacıyla piyasada var olan farklı volatilité göstergelerine (VIX gibi) güvenirlir. Yüksek volatilité, genellikle riskli bir ticaret için caydırıcı olsa da aşırı piyasa hareketleri sırasında artan korku da onlara satın alma fırsatları ve deneyimli yatırımcılar için olağanüstü bir ticaret alanı sunabilir. Öte yandan düşük volatilité dönemleri, yatırımcı rehaveti, gereksiz piyasa koşulları ve potansiyel piyasa zirveleri konusunda da sinyal vermektedir (Maverick vd., 2021).

Volatilité temelli türev ürünler, örtülü olarak getirileri volatilité hesaplamalarına dayalı ürünlerdir. Bu nedenle, bu türev ürünler volatilité riskinden korunmak veya spekülasyon amaçlı kullanmak için uygun araçlardır (Telçeken vd., 2019: 205). Hedge yatırım fonları ve bankaların özel müşterileri gibi profesyonel opsiyon tüccarları (borsa simsarı, tacir gibi) alım satım kararları verirken bir opsiyonun piyasa fiyatının ima ettiği dalgalanma ile ilgilenirlir. Zımni oynaklığın çok yüksek olduğu değerlendirilirse, piyasa aşırı fiyatlandırılmış olarak kabul edilir veya bunun tersi de geçerlidir. Çift taraflı işlemler gibi opsiyonlardaki volatilité pozisyonlarından elde edilen getiriler, büyük ölçüde zımni volatilitédeki hareketlere bağlı olduğundan yatırımcı, opsiyonun dayanak varlığının fiyatı ile ilgili çok yönlü bir görüşe ihtiyaç duymamaktadır. Piyasa riskinin bir ölçüsü olarak zımni volatilité değeri tüm varlık fiyatlandırmasında hem yararlı bir araç olarak görülebilir hem de portföy yönetimi kararlarının alınmasına yardımcı olabilmektedir. Bu önemli hususlar nedeniyle, finansal piyasalardaki zımni volatilité tahmini uygulayıcılar ve perakende yatırımcılar için katma değer sağlayabildiği söylenebilir (Ahoniemi, 2008: 2).

Finansal piyasalarda belirli bir derecede volatilitenin olması kaçınılmazdır ve piyasalar açısından faydalı da olabilir. Varlık fiyatları, talep ve arz faktörleri tarafından yönlendirildiği ve temel faktörlerle ilgili beklentileri içerdiği için, sıcak gelişmelerle ilgili bilgiler ortaya çıktıkça sürekli olarak değişmektedir. Ancak finansal piyasa oynaklığı, özellikle temel ekonomik sistemlerin gelişiminin haklı çıkardığı seviyeyi aşarsa, reel ekonomik aktivite ve kaynak tahsisi üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olabilir. İleri derecede genel finansal volatilité, yatırımcıların daha yüksek risk primi talep etmesi nedeniyle uzun süreli etkilerle ekonomik ortam hakkındaki belirsizliği artırabilir. Makroekonomik dengeler açısından bu tür sonuçlar, özellikle yüksek borçlu ülkeler için daha fazla maliyetli olabilir. Ekonomi literatürü, finansal varlıkların fiyatlarındaki oynaklığın ekonomi için maliyetli olabileceğini şu şekilde tanımlamaktadır (Funke ve Goldstein, 1996: 215); (i) Büyük döviz kuru oynaklığı uluslararası ticareti bozabilir, azaltabilir ve uluslararası ekonomik entegrasyonu engelleyebilir; (ii) Aşırı borsa oynaklığı, özellikle şirketlerin bir dış finansman kaynağı olarak özsermayeye büyük ölçüde güvendiği finansal sistemlerde toplam yatırım davranışını olumsuz etkileyebilir; (iii) Yüksek faiz oranı oynaklığı, para politikası yapmayı daha zor hale getirebilir; (iv) Finansal piyasa oynaklığı genel olarak yatırımcıların güvenini bozabilir ve risk primlerinde bir artışa neden olabilir.

Morck ve diğerklerine göre (2000) hisse senedi piyasası oynaklığı, geliřmekte olan piyasalarda geliřmiř piyasalara göre çok daha yüksektir. Allen ve Gale'ye (1994) göre, piyasadaki volatilitte yatırımcı katılımını ve risk paylaşımını caydırır (Wang, 2007: 798) ve yatırım kararlarını bozar. Volatilitte yayılma etkileri, bir ülkede gözlenen olumsuz bir durum nedeniyle diğerk ülke piyasalarını etkileyen oynak piyasa koşulları aracılığıyla gözlemlenmektedir. Geliřmekte olan piyasalardaki oynaklığın kaynaklarını ve özelliklerini anlamak, yatırımcılar kadar politika yapımcılar için de önemlidir.

Yatırımcıların gelecekle ilgili belirsizliğe karşı korunabilme arayışlarının finansal piyasalarda volatilitte endekslerinin ortaya çıkmasına neden olduğunu söylemek mümkündür. Bir diğerk önemli husus, zımni/örtülü volatilitenin keřfedilmesi ve hesaplanmasının volatilitte endekslerinin ortaya çıkmasına imkan sağlamasıdır. Yani 1970'li yılların ikinci yarısından itibaren finansal piyasalarda kullanılmaya başlanan volatilitte endeksleri temelde zımni volatilitte kavramına dayanmaktadır. Opsiyon sözleşmeleri ile hayatımıza girmiř olan volatilitte endeksleri de birçok finansal geliřmede olduğu gibi ilk önce ABD'de kullanılmaya başlanmış, daha sonra diğerk ülkelere yayılmaya ve çeřitlenmeye başlamıştır (Telçeken vd., 2019: 205-206). Gelecekteki borsa oynaklığı tahminleri, yatırımcılar, analistler, politika yapımcılar ve akademisyenler için stratejik bir öneme sahiptir. Uygulayıcıların varlık tahsisi, opsiyon deđerlemesi ve ticaret stratejileri hakkında karar almaları için piyasa oynaklığında fikir birliğini temsil eden opsiyon volatilitte bilgilerine ihtiyaçları vardır (Areal, 2008: 1). CBOE, ABD'de yeni metodolojiyi kullanarak daha sonra VXN (NASDAQ Volatilitte Endeksi), VXD (DJI Volatilitte Endeksi) ve RVX (Russell 2000 Volatilitte Endeksi) gibi farklı temelleri olan birkaç başka zımni volatilitte endeksini de tanıtmıştır. Yeni metodolojinin başarılı bir şekilde uygulanmasının ardından dünyadaki diğerk borsalarda VDAX (Almanya), VCAC (Fransa), VSTOXX (Avrupa), VXJ (Japonya) ve VFTSE (İngiltere) dâhil olmak üzere yeni bir dizi zımni volatilitte endeksi oluşturulmuştur (Sensoy ve Omole, 2018: 151).

Finansal piyasalardaki belirsizliğin veya oynaklığın bir ölçüsü niteliğinde olan zımni volatilitenin literatürde yaygın kullanımının yanında, yatırımcıların risk alma ile ilgili istekliliklerini ifade etmek için kullanılan "risk iřtahi" kavramı da son yıllarda daha görünür hale gelmiştir. Literatürde risk iřtahi ve riskten kaçınma terimleri birbirinin yerine kullanılmaktadır. Ancak, birinci terim finans camiasında daha yaygın iken, ikinci terim ise akademik arařtırmalarda daha yaygın olarak kullanılmaktadır. Risk iřtahının artması, riskten kaçınmanın azalması anlamına geldiđi, risk iřtahının azalması ise riskten kaçınmanın arttığı anlamına geldiđini göstermektedir (Misina, 2003: 1). 2008 küresel mali krizinden bu yana iř dünyasının risk iřtahi teriminin kullanımına olan ilgisinin katlanarak arttığı görülmüştür (Gontarek, 2016).

Jiang ve Tian (2005) ve Bollerslev ve diğerklerine göre (2009) risk iřtahi veya riskten kaçınma, varlık fiyatlarının ayrılmaz belirleyicileridir ve yatırımcıların risk alma istekliliđine iřaret etmektedir (Qadan, 2019: 136). Risk iřtahi, varlık fiyat hareketlerini açıklayan bir faktördür. Risk iřtahi terimi, genel olarak, yatırımcıların potansiyel bir kâr elde etme beklentisiyle finansal risk almaya istekli olmaları durumudur (European Central Bank [ECB], 2007: 166).

RISE, Türkiye'deki yatırımcıların risk alma davranışlarını belirlemek ve bunları ölçülebilir hale getirmek amacıyla oluşturulmuş bir endekstir. Bu endeks hesaplanırken, anket yönteminden farklı olarak yatırımcılar tarafından piyasada gerçekleştirilen işlemler dikkate alınmaktadır. Merkezi Kayıt Kuruluşu (MKK) tarafından üretilen endeksin hesaplanması için kullanılan algoritma, MKK-Özyeđin Üniversitesi işbirliği ile hazırlanmıştır. Endeks, 2005 yılından

başlamak suretiyle, geçmişte herhangi bir zaman diliminde 5.000 TL ve üzeri hisse senedi portföy değerine sahip yatırımcıların portföylerindeki haftalık değişimleri dikkate alarak hesaplanmaktadır. Endeksin hesaplanmasına ilişkin detaylara bakıldığında, her cuma günü yatırımcıların elinde bulundurdukları hisse senedi ve A tipi yatırım fonuna ilişkin toplam portföy değerindeki değişimlerin BIST 100 endeksinin değişiminden arındırılmış halinden, önceki 52 haftaya ait portföy değerlerinin ağırlıklı ortalaması çıkartılarak yatırımcıların ilgili haftada kendi normalinden ne düzeyde saptığı hesaplanmaktadır. Ortaya çıkan bu sapmalar matrisine bağlı olarak, 0 ile 100 aralığında değişen puanlar verilmektedir. Bu puanların ilgili haftadaki portföy değerlerinin toplam piyasa büyüklüğü içindeki payına göre ağırlıklı ortalaması alınmak suretiyle risk iştahı endeksi hesaplanmış olur. Endeks hesaplanırken, yatırımcı gruplarının risk algısının farklılaşacağı düşünülerek, MKK tarafından tüm yatırımcıları kapsayacak şekilde hesaplanan genel RISE endeksinin yanında 6 farklı yatırımcı grubu için de ayrı endeksler oluşturulmuştur. Yatırımcı türüne göre risk iştahı endeksleri: nitelikli yatırımcı, yabancı yatırımcı, yerli yatırımcı, yerli fonlar, yerli gerçek kişiler, yerli tüzel kişiler olmak üzere 6 ayrı grup bir de tüm yatırımcılar olmak üzere 7 farklı şekilde hesaplanmaktadır. Türkiye’deki yatırımcıların risk iştahını göstermek amacıyla oluşturulan bu endeks MKK tarafından haftalık olarak yayımlanmaktadır (Saraç vd., 2016: 33; Çifçi ve Reis, 2020: 395; MKK, 2022).

Bir ülkenin finansal varlık fiyatlarında meydana gelen oynaklığın, diğer ülkelerdeki finansal varlık fiyatları üzerinde geniş yayılımının finansal kanallar üzerinden işlediği finans camiası tarafından kabul gören bir görüştür. Bu çalışmada, Türkiye’de Ocak 2008 ile Nisan 2022 dönemi için ARDL yöntemi kullanılarak Türkiye’de hisse senedi piyasasında yer alan farklı yatırımcı türleri için hesaplanan risk iştahı endeksleri (RISE) ile gelişmiş küresel piyasaların volatilité endeksleri arasında bir ilişkinin olup olmadığının tespiti amaçlanmıştır. Literatürde, Türkiye’de hisse senedi piyasasında yer alan yatırımcılar için MKK tarafından hesaplanan nitelikli yatırımcı, yabancı yatırımcı, yerli yatırımcı, yerli fonlar, yerli gerçek kişiler, yerli tüzel kişiler ve tüm yatırımcılar grubunun risk iştahını temsil eden toplamda yedi RISE ile uluslararası piyasalarda volatilité göstergesi olarak kabul gören VIX (ABD), VXN (ABD), VIX1 (Almanya), V2TX (Avrupa) ve JNIV (Japonya) endeksleri arasındaki ilişkiyi konu alan çalışmaya rastlanılmaması, bu çalışmada elde edilen bulguları literatüre katkı anlamında önemli kılmaktadır. Ayrıca literatür taraması sırasında Türkiye’deki yatırımcıların hisse senedi piyasasındaki duyarlılığını ölçen RISE ile ilgili çalışmaların oldukça sınırlı olduğu görülmüştür. Günümüzde piyasaların dinamikliğinden kaynaklı olarak finansal varlıkların değerlemelerini etkileyen faktörlerin çoğu birlikte hareket etmektedir. Piyasa dinamiklerinin ekonomik temellerin beklentilerini veya yatırımcıların risk tercihlerindeki değişiklikleri yansıttığı düşünüldüğünde elde edilecek bulgular, Türkiye’de hem yatırımcılara hem de politika yapıcılara piyasa oynaklığının gelecekteki dinamikleri hakkında önemli bilgiler sağlayacağını söylemek mümkündür. Türkiye’deki yatırımcıların risk iştahını 7 ayrı endeks şeklinde gösteren RISE ile yurtdışındaki piyasalarda korkunun göstergesi olarak yaygın şekilde kullanılan 5 ayrı volatilité endeksi arasındaki ilişkiyi ilk kez konu alan bu çalışmadan elde edilen bulgularda, bütün yatırımcı türlerine ait RISE’ler ile volatilité endeksleri arasında eşbütünlük bir ilişkinin var olduğu görülmüştür.

Çalışmanın ikinci bölümünde yurtiçi ve yurtdışında konu ile ilgili yapılan çalışmalara ait literatür özeti verilmiştir. Üçüncü bölümde çalışmanın veri seti, dördüncü bölümde metodoloji, beşinci bölümde ampirik bulgular yer almaktadır. Son bölümde ise elde edilen bulgular yorumlanarak politika önerileri sunulmuştur.

2. Literatür İncelemesi

VIX endeksi, diđer volatilite endeksleri ve risk iřtahını kullanılarak yapılan alıřmalardan bazıları literatür özeti olarak ařađıda derlenmiřtir. Sarwar (2012), 2 Ocak 1993-31 Aralık 2007 dönemine ait günlük verilerle BRIC ülkeleri (Brezilya, Rusya, Hindistan ve in) ve ABD borsa getirileri ile VIX endeksi arasındaki iliřkiyi arařtırmıřtır. Brezilya için Bovespa endeksi, Rusya için AK&M bileřik (50 hisse) endeksi, Hindistan için Bombay Sensex endeksi ve in için Shanghai SE Bileřik endeksi, ABD için S&P500 endeksi verileri ile oklu regresyon yöntemi kullanılmıřtır. Arařtırma sonuçları, hem S&P500 endeksinin hem de diđer BRIC ülkelerine ait borsa endekslerinin VIX Endeksi ile negatif yönlü ve güçlü bir iliřkiye sahip olduklarını göstermektedir. Kaya (2015), BIST 100 ile VIX endeksi arasındaki iliřkiyi arařtırmıřtır. Yazar bu iliřkiyi tespit etmek amacıyla Johansen-Juselius Eřbütünleřme Testi ve Vektör Hata Düzeltme Modeli (Vector Error Correction-VEC) kullanılmıřtır. 02 Ocak 2009 ile 11 Ocak 2013 arası döneme ait günlük verilerle yürütölen eřbütünleřme analiz sonuçlarına göre, BIST 100 ile VIX arasında uzun dönemli bir iliřkinin var olduđu, VEC modeli sonuçlarına göre ise BIST 100'ün VIX'in etkisinde olduđu belirtilmiřtir.

Kaya ve Cořkun (2015), VIX endeksinin menkul kıymet piyasalarının bir nedeni olup olmadıđı sorusuna cevap aradıkları alıřmalarını, 3 Ocak 1995-30 Nisan 2014 dönemi için günlük verilerle BIST üzerinde Granger nedensellik ve regresyon analizleriyle test etmiřlerdir. Bu alıřmanın sonuçlarına göre, VIX'ten BIST 100'e dođru negatif yönde bir nedensellik olduđu görölmüřtür. Erdoğan ve Baykut (2016), VIX ve MOVE (Merrill Lynch yatırım bankasının geliřtirdiđi bir volatilite beklenti endeksi, Merrill Option Volatility Expectations Index) Endeksleri ile BIST Banka Endeksi (XBANK) arasındaki iliřkiyi 1998-2015 dönemini kapsayacak řekilde günlük verilerle analiz etmiřlerdir. ARDL Sınır Testi ve Toda-Yamamoto Granger Nedensellik analizlerinin kullanıldıđı alıřmanın sonuçlarına göre, XBANK ile VIX ve MOVE Endeksleri arasında uzun dönemli bir iliřki bulunamamıř, VIX'ten XBANK'a dođru ise tek yönlü nedensellik bulunmuřtur.

Emna ve Myriam (2017) zımni volatilite endeksleri ile hisse senedi endeksleri arasındaki iliřkiyi arařtırmıřlardır. İngiltere, İsvire, Almanya ve Fransa ile birlikte Euro Bölgesi řeklinde beř ayrı Avrupa pazarını temsilen hem zımni volatilite hem de hisse senedi endeksleri kullanılmıřtır. Euro Bölgesi için Euro Bölgesinin 50 büyük řirketini temsil eden Euro STOXX 50 Endeksi ve bu endekse dayalı oluřturulan VSTOXX volatilite endeksi ile birlikte VCAC, VDAX-NEW, VSMI, VFTSE volatilite endeksleri ve bu volatilite endekslerine dayanak oluřturan hisse senedi endeksleri (CAC 40, DAX 30, SMI, FTSE 100) baz alınmıřtır. GJR-GARCH modeli ve oklu dođrusal regresyon analizinin kullanıldıđı alıřma 1 Ocak 2010-31 Mart 2015 dönemi için günlük verilerle yapılmıřtır. Elde edilen sonuçlara göre, tüm zımni volatilite endekslerinin hem temel alınan borsa endeksleri getirileri, hem de gelecekteki volatilite ile ilgili bilgileri ierdiđi tespit edilmiřtir. Bununla birlikte, Almanya haricindeki borsa endeks getirileri ile zımni volatilite endeksleri arasında negatif ve asimetric bir iliřkinin var olduđu bulunmuřtur.

Hatipođlu ve Tekin (2017), VIX, Dolar kuru ve petrol fiyatlarının BIST 100 üzerindeki etkisini 7 řubat 2002-29 Aralık 2016 dönemi için günlük verilerle arařtırmıřlardır. Kantil regresyon yaklařımını kullanan yazarların elde ettiđi sonuçlara göre, BIST 100 üzerinde VIX endeksinin en fazla etkiye sahip olduđu tespit edilmiřtir.

Sarwar ve Khan (2017), VIX Endeksi'nin Latin Amerika ülkelerindeki (Peru, Kolombiya, řili, Meksika, Brezilya) hisse senedi getirileri ve geliřen piyasalar endeksi (MSCI) üzerine

etkisini finansal krizden önce, finansal kriz sırasında ve finansal krizden sonra olmak üzere üç ayrı dönem olarak araştırmışlardır. GARCH ve Granger Nedensellik yöntemlerinin kullanıldığı çalışmanın sonuçlarına göre, VIX’deki artışlar bütün dönemlerde gelişen piyasa getirilerinde önemli düzeyde ani ve gecikmeli düşürlere yol açmaktadır. Bununla birlikte, diğer dönemlere nazaran finansal kriz sırasında VIX’de yaşanan değışiklikler, gelişen piyasalardaki hisse getirilerinde meydana gelen değışimleri büyük oranda açıklamaktadır. Ayrıca nedensellik analizi sonuçlarına göre, yalnızca kriz sonrası dönemde, VIX Endeksinden Latin Amerika ülkelerine doğru tek yönlü bir nedenselliğin varlığı tespit edilmiştir.

Çelik vd. (2017), Türkiye’de makroekonomik faktörlerin yatırımcıların risk iştahı endeksi üzerindeki etkisini incelemişler. Zaman serileri regresyon yönteminin kullanıldığı çalışmada, 04.01.2008-31.03.2017 arasındaki haftalık veriler kullanılmıştır. Ortaya çıkan bulgularda, faiz oranı, dolar kuru, para arzı ve merkez bankası döviz rezervlerine ait etki katsayıları anlamlı, TÜFE, cari denge, GSYİH’nın etkileri ise anlamlı bulunmamıştır. Kula ve Baykut (2017), Borsa İstanbul Kurumsal Yönetim Endeksi (XKURY) ile VIX Endeksi arasındaki uzun dönemli ilişkiyi ARDL yöntemiyle, 1 Ocak 2007-31 Aralık 2014 dönemi için, inceledikleri çalışmanın sonuçlarına göre, XKURY ile VIX arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmamıştır. Başarır (2018), VIX ile BIST 100 arasındaki nedensellik ilişkisini Frekans Alanı Nedensellik Analizi ile araştırdığı çalışmasında 3 Ocak 2000-9 Şubat 2018 dönemine ait günlük verileri kullanmıştır. Yazarın elde ettiği sonuçlara göre, BIST 100’den VIX’e doğru ne geçici ne de kalıcı bir nedensellik ilişkisi bulunmamıştır. Fakat VIX’ten BIST 100’e doğru hem geçici hem de kalıcı tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Öner vd. (2018) VIX ile Polonya, Türkiye, Tayland, Tayvan, Meksika, Arjantin, Rusya, Güney Kore, Güney Afrika ve Şili borsa endeksleri arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmada 23.10.2006-10.05.2017 dönemi için, günlük verileri kullanmak suretiyle, Engel Granger Eş Bütünleşme ve Granger Nedensellik testleri ile analiz etmişlerdir. Yazarların elde ettiği sonuçlara göre, Arjantin Merval endeksi haricinde diğer bütün ülkelerin borsa endeksleri ile VIX arasında uzun veya kısa dönemli en az bir ilişkinin var olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca VIX ile BIST 100 arasında eşbütünleşmenin olduğu, VIX’ten BIST 100’e doğru nedensellik ilişkisinin bulunduğu ve VIX’in BIST 100’ü negatif yönde etkilediği sonuçlarına ulaşılmıştır.

Sadeghzadeh (2018) çalışmasında, VIX endeksi ile Türkiye’ye ait Tüketici Güven Endeksi’nin (TGE) BIST 100 ile ilişkisini 2004-2018 dönemi için araştırmıştır. Phillips and Ouliaris (1990) Eşbütünleşme Testi, Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi (DOLS: Dynamic Ordinary Least Squares) ve Granger Nedensellik Testi’nin kullanıldığı çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, VIX Endeksindeki artışlar hem kısa hem de uzun dönemde BIST 100 üzerinde negatif bir etkiye sahiptir. Tüketici Güven Endeksi’ndeki artış ise uzun dönem sonuçlarında BIST 100 üzerinde negatif bir etkiye sahip iken, kısa dönemde BIST 100’ü pozitif olarak etkilediği bulunmuştur. Granger (1969) Nedensellik Testi sonuçlarında ise BIST 100 ve VIX’ten TGE’ye doğru tek yönlü bir nedensellik saptanmıştır.

Akdağ (2019), VIX endeksinin Türkiye’de bazı finansal göstergeler ile ilişkisini araştırdığı çalışmasında, Granger Nedensellik, Breitung ve Candelon Frekans Nedensellik ve Johansen eşbütünleşme analiz yöntemleri kullanmıştır. BIST 100, Euro kuru, Dolar kuru ve tahvil faiz oranı değışkenlerinin 4 Ocak 2010-12 Nisan 2018 arası günlük verileri, risk iştahının 3 Ocak 2010-30 Kasım 2018 arası haftalık verileri, satın alma yöneticileri endeksi, reel kesim güven endeksi,

sanayi üretim endeksi ve tüketici güven endeksinin ise Ocak 2007-Eylül 2018 arası aylık verileri kullanmıştır. Granger Nedensellik analizi sonuçlarına göre VIX'teki deęişim, BIST 100, reel kesim güven endeksi, tüketici güven endeksi, sanayi üretim endeksi, Euro ve Dolar kuru, risk iřtahi ve satınalma müdürleri endeksindeki deęişimin nedenidir. Johansen eşbütünleşme analizi sonuçlarına göre ise VIX endeksi ile finansal göstergeler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduęu tespit edilmiştir.

Bektaş ve Babuşçu (2019), VIX Endeksi ile büyüme, Euro/Dolar paritesi, Sanayi Üretim Endeksi (SÜE) ve CDS (Kredi Temerrüt Takası-Credit Default Swaps) arasındaki ilişkiyi Ocak 2008-Aralık 2018 dönemi için Granger Nedensellik Analizi ile arařtırmışlardır. Yazarların elde ettięi sonuçlara göre, bütün deęişkenler içerisinde sadece VIX'ten SÜE'ye doęru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduęu bulunmuştur. Fettahoęlu (2019), çalışmasında CDS primleri ile yerli, yabancı ve nitelikli yatırımcıların risk iřtahi endeksi (RISE) arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Analiz sonuçlarında, yerli ve yabancı ve yatırımcı risk iřtahının CDS üzerinde anlamlı, CDS ile her üç yatırımcı türü risk iřtahi arasında negatif yönlü ve anlamlı bir ilişki olduęu tespit edilmiştir. Akdaę vd. (2020) çalışmalarında, 2010 Ocak ile 2018 Kasım arasında aylık veriler kullanarak Türkiye'deki tüm yatırımcıların RISE ile VIX arasındaki ilişkiyi Granger Nedensellik testi ile incelemiştir. Elde edilen bulgularda, VIX endeksinden tüm yatırımcıların risk iřtahi endeksinde doęru nedensellik anlamlı çıkarken, tüm yatırımcıların risk iřtahi endeksinden VIX endeksinde doęru ise nedensellik anlamlı çıkmamıştır.

Ercan ve Demirbaş (2020) çalışmalarında ABD Dolar Endeksi'ndeki (DXY) deęişimin VIX üzerindeki etkisini incelemiştir. Arařtırmacılar çalışmalarında 1 Ocak 2010-31 Mart 2020 dönemi günlük verilerini, yöntem olarak ise ARDL Sınır Testi yaklaşımını ve Granger Nedensellik analizini kullanmışlardır. ARDL sonuçlarına göre, DXY ve VIX arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı tespit edilmiş, Granger Nedensellik sonuçlarına göre ise VIX'ten DXY'ye doęru tek yönlü bir nedensellik bulunmuştur. Çifçi ve Reis (2020), risk iřtahi ile piyasa piyasası likiditesi arasındaki ilişkiyi Toda-Yamamoto nedensellik yöntemi ile analiz incelemiştir. Ortaya çıkan kanıtlarda, likiditeden risk iřtahına doęru tek yönlü bir ilişkinin olduęu görülmüştür. İlhan ve Akdeniz (2020), COVID-19 öncesi ve sırasında VIX Endeksi, petrol fiyatları, CDS primi, faiz oranı ve döviz kurunun BIST 100 Endeksi üzerindeki etkisini 13.09.2019-11.09.2020 dönemi için arařtırmışlardır. Esnek En Küçük Kareler yönteminin kullanıldığı çalışmanın sonuçlarına göre, VIX, petrol fiyatları ve faiz oranının bazı dönemlerde BIST 100 üzerinde anlamlı etkilerinin olduęu tespit edilmiştir.

Telek (2020) VIX endeksinin, Türkiye'ye gelen yabancı portföy yatırımları ile döviz kurları üzerindeki etkisini 2004:1-20019:4 dönemi için ARDL Sınır Testi yaklaşımı ile analiz etmiştir. Yazarın elde ettięi sonuçlarda VIX ile portföy yatırımları arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduęu, fakat döviz kurları ile olmadığı saptanmıştır. Ayrıca kısa dönem sonuçlarına göre deęişkenler arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunurken, uzun dönem sonuçlarında anlamlı bir ilişki görülmemiştir. Tunçel ve Gürsoy (2020) çalışmalarında, VIX, BIST 100 ve Bitcoin fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisini Toda-Yamamoto yöntemiyle arařtırmışlardır. Ağustos 2010-Ocak 2020 dönemini günlük verilerle analiz eden arařtırmacılar, VIX'ten BIST 100'e doęru tek yönlü bir nedensellik olduęunu, Bitcoin fiyatlarının VIX ve BIST 100 üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığını bulmuşlardır.

Altuntaş ve Ersoy (2021), yatırımcı duyarlılığı ile BIST pay piyasası arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarını Ocak 2007-Ağustos 2020 dönemine ait aylık verileri baz alarak

yapmışlardır. Araştırmacıların VIX, Bloomberg HT Tüketici Güven Endeksi ve TCMB Tüketici Güven Endeksi’ni yatırımcıların duyarlılığını temsil eden değişkenler olarak aldığı çalışmada, bu değişkenlerin BIST 100 Endeksi ile ilişkilerinin tespiti için ARDL Sınır Testi ve Toda-Yamamoto Nedensellik Testi’ni kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlarda, VIX Endeksi ve Bloomberg HT Tüketici Güven Endeksi ile BIST 100 Endeksi arasında eşbütünlük ilişkisi görülmezken, TCMB Tüketici Güven Endeksi ile BIST 100 Endeksi arasında eşbütünlük ilişkisinin var olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca VIX’ten BIST 100’e doğru tek yönlü bir nedensellik bulunurken, BIST 100 Endeksi’nden ise her iki güven endeksine doğru tek yönlü bir nedenselliğin var olduğu belirlenmiştir.

Özmerdivanlı (2021) çalışmasında, Türkiye özelinde 11.03.2020-31.07.2021 dönemi için günlük veriler kullanılarak COVID-19 vaka sayıları ile bazı finansal göstergeler arasındaki ilişki Johansen eşbütünlük testi ve VECM’e dayalı nedensellik testi ile araştırılmıştır. Yazar çalışmada finansal göstergeler olarak VIX Endeksi, Brent petrol fiyatı, faiz, BIST 100 Endeksi, Bitcoin, Dolar-TL kuru ve Euro-TL kuru değişkenlerini kullanmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlarda, değişkenlerin uzun dönemde eşbütünlük hareket ettikleri belirtilmiştir. Ayrıca kısa dönem sonuçlarında, 2 yıllık devlet tahvil faizinden VIX Endeksi’ne doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Literatürde risk iştahı endeksinin yer aldığı diğer bazı çalışmalara bakıldığında: Saraç vd. (2016), yerli ve yabancı yatırımcılara ait RISE verilerinin tahmin edilebilirliğini; İskenderoğlu ve Akdağ (2019), tüm yatırımcılar için hesaplanan genel RISE ile dolar kuru, mevduat faizleri, petrol ve altın fiyatları arasındaki ilişkiyi; Balat (2020), yerli ve yabancı RISE ile BIST 100 arasındaki ilişkiyi; Demirez ve Kandır (2020), yerli yatırımcılar için hesaplanan RISE’nin hisse senetlerinden oluşturulan bir portföyün getirileri üzerindeki etkisini; Kaplan (2020), risk iştahı, döviz kuru ve altın fiyatlarının bankaların sermaye yeterlilik rasyosu üzerindeki etkisini; Kaya vd. (2021), yerli ve yabancı yatırımcılara ait RISE ile CDS primleri arasındaki ilişkiyi; Reis (2021), yerli ve yabancı yatırımcılar için hesaplanan RISE ile Covid-19 vaka sayıları arasındaki ilişkiyi; Köycü (2022), COVID-19 öncesi ve sonrası için RISE ile BIST 100 endeksi arasındaki ilişkiyi incelemiştir.

3. Araştırmanın Veri Seti

Bu makalede, Türkiye’deki hisse senedi piyasasında yer alan yatırımcıların duyarlılığını temsil eden Risk İştahı Endeksi ile yurtdışı piyasalardaki yatırımcıların duyarlılığını temsil eden bazı volatilité endeksleri arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışmada, Türkiye’deki yatırımcıların duyarlılığını temsilen MKK tarafından hesaplanan, nitelikli yatırımcılar, yabancı yatırımcılar, yerli yatırımcılar, yerli fonlar, yerli gerçek kişiler, yerli tüzel kişiler ve tüm yatırımcıların risk iştahı endeksleri alınmış, uluslararası piyasalarda yatırımcı duyarlılığını göstermesi bakımından önemli görülen yurtdışı volatilité endeksleri olarak ise VIX, VXN, VIX1, V2TX, JNIV endeksleri kullanılmıştır. Araştırma, 2008 Ocak ile 2022 Nisan dönemine ait 172 aylık verilerle yapılmıştır. Çalışmada kullanılan ve uluslararası piyasalardaki oynaklığın en önemli göstergeleri olarak dikkate alınan volatilité endekslerine ait açıklamalar kısaca aşağıda verilmiştir.

VIX, CBOE tarafından, S&P 500 hisse senedi opsiyon fiyatları kullanılarak hesaplanan zımnî volatilité endeksinin; VXN, CBOE tarafından hesaplanan ve NASDAQ 100 (National Association of Securities Dealers Automated Quotations) endeksindeki hisselerin oynaklık

beklentilerini gerek zamanlı olarak len zımnı volatilitte endeksini; V2TX, EURO STOXX 50 gerek zamanlı opsiyon fiyatlarına dayalı volatilitteye iliřkin piyasa beklentilerini yansıtmak iin hesaplanan zımnı volatilitte endeksini; JNIV, Osaka Borsası'ndaki (OSE-Osaka Exchange) Nikkei 225 vadeli iřlemleri ve Nikkei 225 opsiyonlarının fiyatları kullanılarak hesaplan ortalama volatilitte endeksini; V1XI, Deutsche Brse ve Goldman Sachs tarafından DAX 30 (Deutscher Aktienindex) endeksindeki hisse senedi opsiyon szleřmelerini baz alarak geliřtirilen volatilitte endeksini gstermektedir.

Volatilitte endekslerine ait veriler investing isimli (www.investing.com) kurumsal internet sayfasından alınmıřtır. Yatırımcıların risk iřtahı endeksleri MKK (www.mkk.com.tr) tarafından haftalık olarak hesaplanmaktadır. MKK'dan alınan haftalık veriler daha sonra tarafımızca ortalamaları alınarak aylık verilere dnüşürölmüřtür. Bu veri setine ait tanımlayıcı istatistiklerin yer aldığı Ek 2'de göröldüğü üzere, inceleme döneminde bağımlı ve bağımsız deęiřkenlere ait verilerde basıklık (kurtosis) ve arpıklık (skewness) olmadığından dolayı, verilere herhangi bir istatistiksel dnüşüm uygulaya gerek görölmemiřtir.

4. Arařtırmanın Yöntemi, Modeli ve Hipotezi

Zaman serisi analizinde deęiřkenler arasında eřbütönlöřme testleri yapılmadan önce duraęanlık testi yapılmalıdır. Bu amaçla alıřmada, ADF (1981) (Augmented Dickey-Fuller) testi ve Phillips and Perron (1988) tarafından önerilen test kullanılmıřtır. Ekonometrik analizlerde deęiřkenlerde zaman boyutu sz konusu olduđu zaman sahte regresyon ihtimaline karřı en önemli husus verilerin birim kök ierip iermediğinin sınanması gerekmektedir.

Pesaran vd. (2001), gecikmesi daęıtılmıř otoregresif (ARDL) Sınır Testi olarak adlandırılan bir eřbütönlöřme testi yaklařımını tanıtmıřlardır. ARDL modelleri, ekonometrik analizlerde gemiřten beri kullanılmaktadır. Pesaran ve Shin (1998), Pesaran vd. (2001) yaptıkları alıřmalarla, ARDL Sınır Testi yaklařımının deęiřkenler arasındaki eřbütönlöřme iliřkilerini inceleme yöntemi olarak son yıllarda popüler hale gelmesini saęlamıřlardır. ARDL yöntemi, test edilen deęiřkenlerin duraęan olmaması ve tüm deęiřkenlerin aynı sırada entegre edilmesi gerektiği řeklindeki geleneksel eřbütönlöřme testlerinin kısıtlamasını ortadan kaldırdığı iin arařtırmacılar arasında popüler hale gelen bir zaman serisi analiz yöntemidir. ARDL yönteminde verilerin düzeyde I(0), birinci farkında I(1) veya hem düzeyde hem de birinci farkında duraęan olması kořulu aranmaktadır. Bařka bir ifade ile ARDL Sınır Testi, deęiřkenlerin I(0) veya I(1) olduđu varsayımına dayanmaktadır. Bu anlamda ARDL eřbütönlöřme tekniđi, farklı entegrasyon derecesine sahip serilerin analizinde kullanılabilmektedir (Pesaran ve Shin, 1998; Pesaran ve Shin, 1999; Pesaran vd., 2001).

ARDL yöntemi ile yapılan ekonometrik analize ait ARDL Sınır Testi modeli 1'nolu formöl yardımıyla ekonometri ve istatistik programları tarafından tahmin edilmektedir.

$$\begin{aligned} \Delta RISE_t = & \delta_0 + \delta_1 RISE_{t-1} + \delta_2 V1XI_{t-1} + \delta_3 V2TX_{t-1} + \delta_4 JNIV_{t-1} + \delta_5 VXX_{t-1} \\ & + \delta_6 VIX_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \Delta RISE_{t-i} + \sum_{i=0}^l \delta_{2i} \Delta V1XI_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{3i} \Delta V2TX_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n \delta_{4i} \Delta JNIV_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_{5i} \Delta VXX_{t-i} + \sum_{i=0}^r \delta_{6i} \Delta VIX_{t-i} + \delta_7 ECM_{t-i} \\ & + \varphi_t \end{aligned} \quad (1)$$

ARDL Sınır Testi formülasyonunda RISE bağımlı değişken olarak yatırımcıların (nitelikli yatırımcılar, yabancı yatırımcılar, yerli yatırımcılar, yerli fonlar, yerli gerçek kişiler, yerli tüzel kişiler, tüm yatırımcılar) risk iştahı endeksini temsil etmektedir. VIXI, V2TX, JNIV, VXN ile VIX korku endeksleri olarak bağımsız değişkenleri, “ δ ” regresyon katsayılarını, “ Δ ” farkı, “ECM” hata düzeltme modelini “ φ ” ise hata terimini temsil etmektedir. 1’olu formülde de görüldüğü üzere, ARDL metodolojisi hem bağımlı değişkenin hem de bağımsız değişkenlerin gecikmelerini içeren standart en küçük kareler regresyon yöntemidir.

ARDL modellerine ait analizlerde bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında uzun dönem bir ilişki söz konusu olursa, kısa dönemde var olan dengesizliğin uzun dönemde dengeye uyum sağlama hızı hata düzeltme modeli (Error Correction Model-ECM) tarafından belirlenmektedir. Başka bir ifade ile değişkenlere ait kısa ve uzun dönem ilişkisi arasındaki dengesizliğin giderilmesi ve eşbütünleşen değişkenler arasında kısa ve uzun dönem var olan nedenselliğin test edilmesi için kullanılan modeldir. Hata düzeltme modeline ait matematiksel denklem 2 no’lu formüldeki gibi tahmin edilmektedir.

$$\Delta RISE_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \Delta RISE_{t-i} + \sum_{i=0}^l \delta_{2i} \Delta VIXI_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{3i} \Delta V2TX_{t-i} + \sum_{i=0}^n \delta_{4i} \Delta JNIV_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_{5i} \Delta VXN_{t-i} + \sum_{i=0}^r \delta_{6i} \Delta VIX_{t-i} + \delta_{7i} ECM_{t-1} + \varphi_t \quad (2)$$

ARDL modelinin bu aşamasından sonra ECM denklemindeki beklenti, elde edilen ECM katsayısının işaretinin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkması yönündedir.

Bu araştırmada cevapları aranan hipotezler ise aşağıda yer aldığı şekilde kurulmuştur.

H_0 = Korku endeksleri ile risk iştahı endeksleri (RISE) arasında eşbütünleşme yoktur.

H_1 = Korku endeksleri ile risk iştahı endeksleri (RISE) arasında eşbütünleşme vardır.

Kurulan ARDL regresyon modellerine ait ekonometrik bulgular ve kurulan hipotezlerden hangisinin doğrulandığı ve yanlışlandığına dair sonuçlar aşağıda yer alan bölümlerde detaylı olarak yer verilmiştir.

5. Araştırmanın Ekonometrik Bulguları

Çalışma kapsamında yer alan yatırımcıların risk iştahı endeksleri ve korku endeks verilerinin durağan mertebelerini test etmek için uygulanan sabitli, sabitli-trendli ADF (Augmented Dickey-Fuller) ve PP (Phillips-Perron) birim kök test sonuçları Tablo 1’de yer almaktadır. ADF ve PP birim kök testlerinde sabitli, sabitli-trendli ve sabitsiz-trendsiz modellerden herhangi birisinde durağan olarak çıkan serilerin durağan olarak kabul edilmesi ve akademik yazında genellikle sabitli ve sabitli-trendli sonuçların raporlanması nedeniyle çalışmamızda sabitli, sabitli-trendli birim kök test sonuçlarının verilmesi yeterli görülmüştür.

Tablo 1’de yer alan birim kök test sonuçlarına göre, bütün değişkenlere ait veri seti hem ADF hem PP testinde seviyede durağan oldukları görülmüştür. ARDL Sınır Testi yaklaşımı, serilerin düzeyde veya birinci farkında durağanlığı sağladıkları her durumda kullanılabilmesi nedeniyle bu çalışmada da tercih edilmiştir. Bu bağlamda, Tablo 1’de yer alan istatistikî sonuçlar çalışmada kullanılacak ARDL Sınır Testi metodolojisi varsayımını sağlamaktadır.

Tablo 1. Deęişkenlere Ait Sabitli, Sabitli ve Trendli Model Birim Kök Test Sonuçları

Deęişkenler	Augmented Dickey-Fuller I(0)		Phillips-Perron I(0)	
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
Nitelikli Yatırımcılar	-4.101 (0.001)***	-4.152 (0.007)***	-3.431 (0.011)**	-3.527 (0.040)**
Yabancı Yatırımcılar	-4.318 (0.001)***	-4.307 (0.004)***	-3.771 (0.004)***	-3.780 (0.020)**
Yerli Yatırımcılar	-4.014 (0.002)***	-4.084 (0.008)***	-3.399 (0.012)**	-3.582 (0.034)**
Yerli Fonlar	-4.210 (0.001)***	-4.525 (0.002)***	-3.903 (0.003)***	-4.279 (0.004)***
Yerli Gerçek Kişiler	-3.880 (0.003)***	-3.985 (0.011)**	-3.308 (0.016)**	-3.525 (0.040)**
Yerli Tüzel Kişiler	-4.373 (0.001)***	-4.362 (0.003)***	-3.696 (0.005)***	-3.697 (0.030)**
Tüm Yatırımcılar	-4.219 (0.001)***	-4.250 (0.005)***	-3.641 (0.006)***	-3.720 (0.024)**
V1XI	-4.378 (0.001)***	-4.432 (0.003)***	-4.350 (0.001)***	-4.428 (0.003)***
V2TX	-3.687 (0.005)***	-4.893 (0.001)***	-4.369 (0.001)**	-4.807 (0.001)***
JNIV	-5.092 (0.000)***	-5.505 (0.000)***	-4.961 (0.000)***	-5.437 (0.000)***
VXN	-4.434 (0.000)***	-4.375 (0.003)***	-4.273 (0.001)	-4.207 (0.005)***
VIX	-4.361 (0.001)***	-4.403 (0.003)***	-4.289 (0.001)***	-4.337 (0.004)***

Not: *, ** ve *** %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Aşağıda yer alan ARDL analizlerinde, Pesaran vd.'nin (2001) çalışmasında kullanılan kritik sınırlar dikkate alınarak hipotezler test edilmiştir. ARDL sonuçlarının yer aldığı Tablo 3, Tablo 4, Tablo 5, Tablo 6, Tablo 7, Tablo 8 ve Tablo 9'daki analizlere ait elde edilen F istatistik değerleri ve kritik alt ve üst sınırlara ait istatistikî bulgular %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde Tablo 2'de sırasıyla verilmiştir.

Tablo 1'de yer aldığı üzere, veri seti seviyede I(0) durağan olduğu için Tablo 2'de yer alan F istatistik değerleri I(0) kritik değerleri ile karşılaştırılmıştır. Buna göre F değeri I(0) kritik değerinden büyükse H_0 hipotezi reddedilir ve yatırımcıların risk iřtahu endeksi ile korku endeksleri arasında uzun dönemde bir ilişkinin var olduğu kabul edilir. Aksi takdirde F istatistik değeri I(0) kritik değerinden düşük çıkması durumunda H_0 hipotezi kabul edilir ve yatırımcıların risk iřtahu endeksi ile korku endeksleri arasında istatistiksel olarak bir eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı bulgusuna ulaşılır. Bu bağlamda, Tablo 2'de yer alan sonuçlara göre bütün ARDL modellerinde bağımlı deęişken ile bağımsız deęişkenler arasında uzun dönemde en az %10 düzeyinde eşbütünleşik bir ilişkinin var olduğu tespit edilmiştir (H_0 red, H_1 kabul).

Tablo 2. ARDL Uzun Dönem Eşbütünlük İlişki Sonuçları

F-istatistik Değeri	Anlamlılık Düzeyi (Sig.)	Kritik Değerler		Sonuç
		I(0)	I(1)	
2.60	% 10	2.26	3.35	%10 anlamlılık düzeyinde F-istatistik değeri>I(0) olduğu için uzun dönem ilişki vardır.
	% 5	2.62	3.79	
	% 2.5	2.96	4.18	
	% 1	3.41	4.68	
4.02	% 10	2.26	3.35	Dört anlamlılık düzeyinde F istatistik değeri>I(0) olduğu için uzun dönem ilişki vardır.
	% 5	2.62	3.79	
	% 2.5	2.96	4.18	
	% 1	3.41	4.68	
3.41	% 10	2.26	3.35	%2.5, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde F istatistik değeri>I(0) olduğu için uzun dönem ilişki vardır.
	% 5	2.62	3.79	
	% 2.5	2.96	4.18	
	% 1	3.41	4.68	
2.54	% 10	2.26	3.35	%10 anlamlılık düzeyinde F istatistik değeri>I(0) olduğu için uzun dönem ilişki vardır.
	% 5	2.62	3.79	
	% 2.5	2.96	4.18	
	% 1	3.41	4.68	
3.19	% 10	2.26	3.35	%2.5, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde F istatistik değeri>I(0) olduğu için uzun dönem ilişki vardır.
	% 5	2.62	3.79	
	% 2.5	2.96	4.18	
	% 1	3.41	4.68	
3.94	% 10	2.26	3.35	Dört anlamlılık düzeyinde de F istatistik değeri>I(0) olduğu için uzun dönem ilişki vardır.
	% 5	2.62	3.79	
	% 2.5	2.96	4.18	
	% 1	3.41	4.68	
3.73	% 10	2.26	3.35	Dört anlamlılık düzeyinde de F istatistik değeri>I(0) olduğu için uzun dönem ilişki vardır.
	% 5	2.62	3.79	
	% 2.5	2.96	4.18	
	% 1	3.41	4.68	

Risk iştahı endeksleri ile korku endeksleri arasındaki ilişkinin analizinde maksimum uygun gecikme uzunluğu seçimi otomatik olarak belirlenmiş olup, dinamik regresyon yönteminde ise sabitli metot tercih edilmiştir. Ayrıca ARDL regresyon yönteminde sabitli-trendli model de denenmiş ancak elde edilen istatistikî bulguların değişmediği görülmüştür. Aşağıda yer alan bütün modellerde Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criterion-AIC) tercih edilmiştir. Bu istatistikî koşullardan yola çıkarak, korku endekslerinin Türkiye’de hisse senedi piyasasında yer alan farklı yatırımcı türlerinin risk iştahı endeksleri üzerindeki etkileri ARDL yöntemi ile incelemiş olup, elde edilen bulgular aşağıdaki tablolarda sunulmuştur.

Tablo 3’te yer alan ARDL (3, 0, 2, 0, 0, 0) model tahminleyicisi regresyon sonuçlarında R^2 değeri %79.34, F-istatistiği 60.730, Prob (F-istatistik) değeri 0.000 çıkmıştır. Buna göre, genel ARDL modelinde yer alan bağımsız değişkenler nitelikli yatırımcıların risk iştahındaki değişimin %79.34’lük kısmını açıklamaktadır. Genel ARDL modelinde nitelikli yatırımcıların risk iştahı endeksi üzerinde kendisinin bir gecikmesi pozitif, iki gecikmeli değeri negatif, V2TX endeksinin ise iki gecikmeli değerinin pozitif yönde etkisi istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Modele ait uzun dönem katsayılar incelendiğinde olasılık değerleri anlamlı çıkmamıştır.

Kısa dönem etki katsayılarına bakıldığında, nitelikli yatırımcıların risk iştahı endeksi farkının bir gecikmesi pozitif yönlü, V2TX endeksinin farkının bir gecikmeli değeri ise negatif

yönlü ve istatistiksel olarak etkisi anlamlı çıkmıřtır. Ayrıca, kısa dönemde, modelde yer alan bağımsız deęişkenlerin nitelikli yatırımcıların risk iřtahının %24.34'ünü açıkladıęı tespit edilmiřtir (F-istatistięi=10.496, Prob (F-istatistik=0.000). Hata düzeltme parametre katsayısının negatif çıkması ve istatistiksel olarak anlamlı olması kısa dönem hata düzeltme modelinin çalıştıęını göstermektedir. Böylece eřbütünleşme iliřkisine sahip olan seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar uzun dönemde (yaklařık 6 ayda) ortadan kalkmaktadır.

Tablo 3. Nitelikli Yatırımcıların Risk İřtahu Endeksine Ait ARDL Tahmin Sonuçları

Deęişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	P (Olasılık)
Panel A: ARDL Sınır Testi (3, 0, 2, 0, 0, 0)				
Nitelikli Yatırımcılar (-1)	1.032	0.078	13.260	0.000***
Nitelikli Yatırımcılar (-2)	-0.286	0.109	-2.627	0.010**
Nitelikli Yatırımcılar (-3)	0.095	0.074	1.276	0.204
V1XI	-0.331	0.258	-1.285	0.201
V2TX	-0.121	0.238	-0.507	0.613
V2TX(-1)	0.019	0.127	0.150	0.881
V2TX(-2)	0.328	0.106	3.090	0.002***
JNIV	-0.180	0.123	-1.467	0.144
VXN	0.068	0.237	0.288	0.774
VIX	0.191	0.307	0.621	0.535
C	10.219	3.823	2.673	0.008***
Panel B: Uzun Dönem				
V1XI	-2.067	1.559	-1.326	0,187
V2TX	1.414	1.406	1.005	0,316
JNIV	-1.123	0.746	-1.506	0,134
VXN	0.426	1.491	0.286	0,776
VIX	1.189	1.899	0.626	0,532
Panel C: Kısa Dönem				
C	10.219	2.535	4.030	0.000***
D(Nitelikli Yatırımcılar (-1))	0.192	0.072	2.662	0.009***
D(Nitelikli Yatırımcılar (-2))	-0.095	0.072	-1.318	0.189
D(V2TX)	-0.121	0.112	-1.077	0.283
D(V2TX(-1))	-0.328	0.098	-3.355	0.001***
CointEq(-1)	-0.160	0.040	-4.010	0.000***

Not: *, ** ve *** %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 4'te yer alan ARDL (2, 2, 2, 0, 0, 2) model tahminleyicisi regresyon sonuçlarında R^2 deęeri %81.07, F-istatistięi 51.399, Prob (F-ististik) deęeri 0.000 çıkmıřtır. Elde edilen R^2 deęerine göre, modelde yer alan bağımsız deęişkenler yabancı yatırımcıların risk iřtahu endeksindeki deęişimin %81.07'lik kısmını açıkladıęı görülmüřtür. Panel A'da yabancı yatırımcıların risk iřtahu endeks katsayıları incelendięinde, kendisinin bir gecikmeli deęeri pozitif, iki gecikmeli deęeri negatif, V1XI'nın bir gecikmeli deęeri pozitif, V1XI'nın iki gecikmeli deęeri negatif, V2TX'in iki gecikmeli deęeri pozitif, JNIV'in negatif, VIX endeksinin bir gecikmeli deęerinin negatif yönde etkisi anlamlı bulunmuřtur.

Uzun dönemde korku endekslerinin yabancı yatırımcıların risk iřtahu endeksi üzerindeki etki katsayılarının yer aldıęı Panel B'deki sonuçlara göre, V2TX ile JNIV endekslerinin regresyon katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olduęu görülmüřtür. Dięer korku endekslerine ait uzun dönem katsayıları incelendięinde ise olasılık deęerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olmadıęı tespit edilmiřtir.

Yabancı yatırımcıların risk iştahı endeks değerlerine ait kısa dönem etki katsayıları Panel C’de yer almaktadır. Panel C’deki regresyon bulgularında, yabancı yatırımcıların risk iştahı endeksi farkının bir gecikmesi pozitif, V1XI bir gecikmeli değerinde pozitif, V2TX bir gecikmeli değerinde negatif, VIX endeksi de bir gecikmeli değerinde negatif yönde yabancı yatırımcıların risk iştahı endeksi üzerindeki etki katsayısının anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Hata düzeltme parametre katsayısının negatif çıkması ve istatistiksel olarak anlamlı olması kısa dönem hata düzeltme modelinin çalıştığını göstermektedir. Böylece eşbütünleşme ilişkisine sahip olan seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar uzun dönemde (yaklaşık 5 ayda) ortadan kalkmaktadır. Kısa dönem sonuçlarında, bağımsız değişkenlerin yabancı yatırımcıların risk iştahı endeksinin %31’ini açıkladığı görülmüştür (F-istatistiği=9.041, Prob (F-istatistik=0.000).

Tablo 4. Yabancı Yatırımcıların Risk İştahı Endeksine Ait ARDL Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	P (Olasılık)
Panel A: ARDL Sınır Testi (2, 2, 2, 0, 0, 2)				
Yabancı Yatırımcılar(-1)	1.019	0.075	13.605	0.000***
Yabancı Yatırımcılar(-2)	-0.218	0.073	-2.991	0.003***
V1XI	-0.422	0.315	-1.339	0.182
V1XI(-1)	0.746	0.368	2.026	0.044***
V1XI(-2)	-0.745	0.312	-2.389	0.018**
V2TX	-0.107	0.268	-0.399	0.690
V2TX(-1)	-0.082	0.271	-0.302	0.763
V2TX(-2)	0.651	0.249	2.615	0.010**
JNIV	-0.222	0.112	-1.977	0.050
VXN	0.072	0.230	0.311	0.756
VIX	0.264	0.322	0.819	0.414
VIX(-1)	-0.592	0.251	-2.360	0.020**
VIX(-2)	0.350	0.221	1.581	0.116
C	11.489	3.699	3.106	0.002***
Panel B: Uzun Dönem				
V1XI	-2.120	1.384	-1.532	0.128
V2TX	2.330	1.283	1.815	0.071*
JNIV	-1.117	0.557	-2.007	0.047*
VXN	0.361	1.170	0.309	0.758
VIX	0.106	1.535	0.069	0.945
Panel C: Kısa Dönem				
C	11.489	2.318	4.957	0.000***
D(Yabancı Yatırımcılar(-1))	0.218	0.070	3.098	0.002***
D(V1XI)	-0.422	0.282	-1.495	0.137
D(V1XI(-1))	0.745	0.278	2.681	0.008***
D(V2TX)	-0.107	0.243	-0.441	0.660
D(V2TX(-1))	-0.651	0.228	-2.856	0.005***
D(VIX)	0.264	0.187	1.413	0.160
D(VIX(-1))	-0.350	0.204	-1.711	0.089*
CointEq(-1)	-0.198	0.040	-4.987	0.000***

Not: *, ** ve *** %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

ARDL (2, 0, 2, 0, 0, 0) model tahminleyicisi regresyon sonuçlarında (Tablo 5) R² değeri %82.47, F-istatistiği 83.623, Prob (F-ististik) değeri 0.000 çıkmıştır. Regresyon açıklama katsayısına göre, modelde yer alan bağımsız değişkenler yerli yatırımcıların risk iştahı endeksindeki değişimin %82.47’lik kısmını açıklamaktadır. Genel ARDL modelinde yerli yatırımcıların risk iştahı endeksi etki katsayıları incelendiğinde, kendisinin bir gecikmeli değeri

pozitif, iki gecikmeli deęeri negatif, V2TX endeksinin iki gecikmeli deęerinin pozitif ynde ve istatistiksel olarak anlamlı olduęu grlmřtr.

Uzun dnemde korku endekslerinin regresyon etki katsayılarının yer aldıęı Panel B'deki sonulara gre, sadece JNIV endeksinin regresyon katsayısının yerli yatırımcıların risk iřtahı endeksi zerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olduęu grlmřtr. Dięer korku endekslerine ait uzun dnem katsayıları incelendięinde, olasılık deęerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı grlmektedir.

Yerli yatırımcıların risk iřtahı endeks deęerlerine ait kısa dnem sonularına Panel C'de yer verilmiřtir. Bu sonulara gre, kendisinin farkının bir gecikmesinin etki katsayısının pozitif ynde ve anlamlı, bir de V2TX endeksinin farkının bir gecikmeli deęerinin etkisinin negatif ynde ve istatistiksel olarak anlamlı olduęu tespit edilmiřtir. Hata dzeltme parametre katsayısının negatif ıkması ve istatistiksel olarak anlamlı olması kısa dnem hata dzeltme modelinin alıřtıęını gstermektedir. Dolayısıyla eřbtnleřme iliřkisine sahip olan seriler arasında kısa dnemde meydana gelen sapmalar yaklaşık 6,5 ayda ortadan kalkmaktadır. Kısa dnem modelinde, yerli yatırımcıların risk iřtahı endeksinde %28.98'lik deęiřimin baęımsız deęiřkenler tarafından aıklandıęı tespit edilmiřtir (F-istatistięi=16.830, Prob (F-istatistik=0.000)).

Tablo 5. Yerli Yatırımcıların Risk İřtahı Endeksine Ait ARDL Tahmin Sonuları

Deęiřkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	P (Olasılık)
Panel A: ARDL Sınır Testi (2, 0, 2, 0, 0, 0)				
Yerli Yatırımcılar(-1)	1.025	0.072	14.250	0.000***
Yerli Yatırımcılar(-2)	-0.180	0.070	-2.572	0.011**
V1XI	-0.183	0.215	-0.853	0.395
V2TX	-0.149	0.199	-0.749	0.455
V2TX(-1)	-0.060	0.107	-0.558	0.578
V2TX(-2)	0.400	0.089	4.508	0.000***
JNIV	-0.204	0.101	-2.016	0.046*
VXN	0.128	0.200	0.640	0.523
VIX	0.054	0.257	0.209	0.834
C	8.949	3.173	2.821	0.005***
Panel B: Uzun Dnem				
V1XI	-1.179	1.346	-0.876	0.382
V2TX	1.229	1.227	1.001	0.318
JNIV	-1.313	0.651	-2.017	0.045*
VXN	0.823	1.300	0.633	0.528
VIX	0.346	1.648	0.210	0.834
Panel C: Kısa Dnem				
C	8.949	1.945	4.600	0.000***
D(Yerli Yatırımcılar(-1))	0.180	0.068	2.662	0.009***
D(V2TX)	-0.149	0.092	-1.615	0.108
D(V2TX(-1))	-0.400	0.082	-4.902	0.000***
CointEq(-1)	-0.155	0.034	-4.595	0.000***

Not: *, ** ve *** %10, %5 ve %1 anlamlılık dzeyini ifade etmektedir.

Tablo 6 Panel A'da yer alan ARDL (3, 0, 2, 0, 0, 0) model tahminleyicisi regresyon sonularında R² deęeri %76.65, F-istatistięi 51.854, Prob (F-ististik) deęeri 0.000 ıkmıřtır. Modele ait R² deęerine gre, yerli fonların risk iřtahındaki deęiřimin %76.65'lik kısmı modelde yer alan baęımsız deęiřkenler tarafından aıklanmaktadır. Genel ARDL modelinde, kendisinin

bir gecikmeli değeri pozitif, iki ve üç gecikmeli değeri negatif, V2TX endeksinin ise iki gecikmeli değerinin pozitif yönde yerli fonların risk iştahı endeksi üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

Uzun dönemde korku endekslerinin regresyon katsayılarının yer aldığı Panel B’deki sonuçlarda, korku endekslerinin yerli fonların risk iştahı endeksi üzerindeki etkileri istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır.

Yerli fonların risk iştahı endeksinin kısa dönem sonuçlarına ilişkin istatistikî kanıtlar Panel C’de yer almaktadır. Bu modeldeki etki katsayılarına göre, kendisinin farkının bir gecikmesinin etki katsayısının negatif yönde ve istatistiksel olarak anlamlı, iki gecikmeli değeri pozitif yönde ve istatistiksel olarak anlamlı, V2TX endeksinin cari dönem ve bir farkında etkisinin negatif yönde ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Hata düzeltme parametre katsayısının negatif çıkması ve istatistiksel olarak anlamlı olması kısa dönem hata düzeltme modelinin çalıştığını göstermektedir. Dolayısıyla eşbütünleşme ilişkisine sahip olan seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar yaklaşık 6 ayda ortadan kalkmaktadır. Kısa dönem ARDL modelinde, yerli fonların risk iştahı endeksinde %24.53’lük değişimin modelde yer alan bağımsız değişkenler tarafından açıklandığı tespit edilmiştir (F-istatistiği=16.830, Prob (F-istatistik=0.000)).

Tablo 6. Yerli Fonların Risk İştahı Endeksine Ait ARDL Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	P (Olasılık)
Panel A: ARDL Sınır Testi (3, 0, 2, 0, 0, 0)				
Yerli Fonlar(-1)	0.992	0.077	12.937	0.000***
Yerli Fonlar(-2)	-0.278	0.106	-2.616	0.010**
Yerli Fonlar(-3)	0.127	0.075	1.700	0.091*
VIXI	-0.270	0.246	-1.096	0.275
V2TX	-0.173	0.230	-0.751	0.454
V2TX(-1)	0.013	0.125	0.103	0.918
V2TX(-2)	0.313	0.104	3.001	0.003***
JNIV	-0.179	0.119	-1.501	0.135
VXN	0.092	0.234	0.392	0.696
VIX	0.161	0.301	0.534	0.594
C	10.874	3.790	2.869	0.005***
Panel B: Uzun Dönem				
VIXI	-1.693	1.563	-1.083	0.280
V2TX	0.959	1.387	0.692	0.490
JNIV	-1.121	0.751	-1.493	0.137
VXN	0.576	1.467	0.393	0.695
VIX	1.009	1.925	0.524	0.601
Panel C: Kısa Dönem				
C	10.874	2.723	3.993	0.000***
D(Yerli Fonlar(-1))	0.151	0.072	2.113	0.036**
D(Yerli Fonlar(-2))	-0.127	0.071	-1.793	0.075*
D(V2TX)	-0.173	0.104	-1.661	0.099*
D(V2TX(-1))	-0.313	0.096	-3.253	0.001***
CoIntEq(-1)	-0.159	0.040	-3.962	0.000***

Not: *, ** ve *** %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 7 Panel A’da yer alan ARDL (2, 0, 2, 0, 0, 0) model tahminleyicisi regresyon katsayılarında R² değeri % 83.40, F-istatistiği 89.286, Prob (F-ististik) değeri 0.000 çıkmıştır.

Genel ARDL modelinde, kendisinin bir gecikmeli deęeri pozitif, iki gecikmeli deęeri negatif, V2TX endeksinin iki gecikmeli deęeri, JNIV endeksinin ise cari dönemdeki katsayı deęerinin pozitif yönde yerli gerçek kiřilerin risk iřtahu endeksi üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamlı çıkmıřtır.

Uzun dönemde korku endekslerinin regresyon etki katsayılarının yer aldığı Panel B'deki bulgularda, sadece JNIV endeksinin regresyon etki katsayısının negatif yönde ve istatistiksel olarak anlamlı olduęu görölmektedir. Dięer korku endekslerine ait uzun dönem katsayıları incelendięinde olasılık deęerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı saptanmıřtır.

Yerli gerçek kiřilerin risk iřtahu endeksi kısa dönem ARDL modeline ait sonuçlar Panel C'de yer almaktadır. Panel C'deki regresyon etki katsayılarına göre, kendisinin farkının bir gecikmesinin etki katsayısının pozitif yönde ve istatistiksel olarak anlamlı, V2TX endeksinin cari dönem ve bir gecikmeli etki katsayısının negatif yönde ve istatistiksel olarak anlamlı olduęu tespit edilmiřtir. Hata düzeltme parametre katsayısının negatif çıkması ve istatistiksel olarak anlamlı olması, kısa dönem hata düzeltme modelinin çalıştıęını göstermektedir. Böylece eşbütünlüşme iliřkisine sahip olan seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar uzun dönemde (yaklařık 7 ayda) ortadan kalkmaktadır. Kısa dönemde ARDL testinde elde edilen bulgulara göre, modelde bağımlı deęişken olarak yer alan yerli gerçek kiřilerin risk iřtahu endeksinin %28.96'lık kısmının bağımsız deęişkenlerdeki deęişmeler tarafından açıklandığı görölmüřtür (F-istatistięi=16.815, Prob (F-istatistik=0.000)).

Tablo 7. Yerli Gerçek Kiřilerin Risk İřtahu Endeksine Ait ARDL Tahmin Sonuçları

Deęişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	P (Olasılık)
Panel A: ARDL Sınır Testi (2, 0, 2, 0, 0, 0)				
Yerli Gerçek Kiřiler(-1)	1.003	0.071	14.112	0.000***
Yerli Gerçek Kiřiler(-2)	-0.148	0.069	-2.138	0.034**
V1XI	-0.123	0.199	-0.615	0.539
V2TX	-0.202	0.186	-1.086	0.279
V2TX(-1)	-0.086	0.100	-0.861	0.390
V2TX(-2)	0.408	0.083	4.927	0.000***
JNIV	-0.187	0.095	-1.966	0.051*
VXN	0.086	0.187	0.460	0.646
VIX	0.092	0.239	0.383	0.702
C	8.486	3.005	2.824	0.005***
Panel B: Uzun Dönem				
V1XI	-0.843	1.345	-0.627	0.532
V2TX	0.828	1.223	0.677	0.500
JNIV	-1.286	0.648	-1.985	0.049**
VXN	0.591	1.287	0.459	0.647
VIX	0.631	1.646	0.383	0.702
Panel C: Kısa Dönem				
C	8.486	1.900	4.466	0.000***
D(Yerli Gerçek Kiřiler(-1))	0.148	0.067	2.209	0.029**
D(V2TX)	-0.202	0.081	-2.495	0.014**
D(V2TX(-1))	-0.408	0.076	-5.380	0.000***
CointEq(-1)	-0.145	0.033	-4.442	0.000***

Not: *, ** ve *** %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 8 Panel A'da yer alan ARDL (2, 0, 2, 0, 0, 0) model tahminleyicisi regresyon katsayılarında R² deęeri %80.51, F-istatistięi 73.426, Prob (F-ististik) deęeri 0.000 çıkmıřtır. Bu

sonuca göre, yerli tüzel kişilerin risk iştahı endeksindeki %80.51’lik değişim modelde yer alan bağımsız değişkenler tarafından açıklanmaktadır. Genel ARDL modelinde, kendisinin bir gecikmeli değeri pozitif, iki gecikmeli değeri negatif, V2TX endeksinin iki gecikmeli değeri pozitif, JNIV endeksinin ise cari dönemdeki katsayı değerinin negatif yönde yerli tüzel kişilerin risk iştahı endeksi üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir.

Uzun dönemde korku endekslerinin regresyon etki katsayılarının yer aldığı Panel B’deki bulgulara, sadece JNIV endeksinin yerli tüzel kişilerin risk iştahı endeksinin negatif yönde ve istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde etkilediği görülmüştür. Diğer korku endekslerine ait uzun dönem katsayıları incelendiğinde olasılık değerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir.

Yerli tüzel kişilerin risk iştahı endeksi kısa dönem ARDL modeline ait istatistikî bulgularına Panel C’de yer verilmiştir. Panel C’deki etki katsayılarına göre, kendisinin farkının bir gecikmesinin etki katsayısının pozitif yönde ve istatistiksel olarak anlamlı, V2TX endeksinin cari dönemde ve bir farkında etkisinin negatif yönde ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Hata düzeltme parametre katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması kısa dönem hata düzeltme modelinin çalıştığını göstermektedir. Böylece eşbütünleşme ilişkisine sahip olan seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar uzun dönemde (yaklaşık 6 ayda) ortadan kalkmaktadır. Kısa dönemde bağımsız değişkenler yerli gerçek kişilerin risk iştahı endeksindeki % 28.96’lık kısım modelde yer alan değişkenler tarafından açıklandığı ortaya çıkmıştır (F-istatistiği=16.812, Prob (F-istatistik=0.000).

Tablo 8. Yerli Tüzel Kişilerin Risk İştahı Endeksine Ait ARDL Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	P (Olasılık)
Panel A: ARDL Sınır Testi (2, 0, 2, 0, 0, 0)				
Yerli Tüzel Kişiler(-1)	1.056	0.073	14.507	0.000***
Yerli Tüzel Kişiler(-2)	-0.230	0.071	-3.241	0.001***
V1XI	-0.271	0.247	-1.097	0.275
V2TX	-0.055	0.226	-0.244	0.808
V2TX(-1)	-0.030	0.122	-0.248	0.805
V2TX(-2)	0.396	0.101	3.937	0.000***
JNIV	-0.208	0.114	-1.831	0.069*
VXN	0.198	0.228	0.868	0.387
VIX	-0.032	0.295	-0.109	0.913
C	9.021	3.433	2.628	0.009***
Panel B: Uzun Dönem				
V1XI	-1.565	1.373	-1.140	0.256
V2TX	1.795	1.261	1.423	0.157
JNIV	-1.200	0.664	-1.806	0.073*
VXN	1.139	1.353	0.842	0.401
VIX	-0.186	1.706	-0.109	0.913
Panel C: Kısa Dönem				
C	9.021	1.848	4.880	0.000***
D(Yerli Tüzel Kişiler(-1))	0.230	0.068	3.360	0.001***
D(V2TX)	-0.055	0.113	-0.488	0.626
D(V2TX(-1))	-0.396	0.093	-4.260	0.000***
CointEq(-1)	-0.173	0.035	-4.938	0.000***

Not: *,** ve *** %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 9 Panel A'da yer alan ARDL (2, 0, 2, 0, 0, 0) model tahminleyicisi regresyon katsayılarında R² deęeri %81.11, F-istatistięi 76.356, Prob (F-ististik) deęeri 0.000 çıkmıřtır. Bu sonuca gre, tm yatırımcıların risk iřtahu endeksindeki %81.11'lik deęişim modelde yer alan baęımsız deęişkenler tarafından açıklanmaktadır. Genel ARDL modelinde kendisinin bir gecikmeli deęeri pozitif, iki gecikmeli deęeri negatif, V2TX endeksinin iki gecikmeli deęeri, JNIV endeksinin ise cari dnemdeki deęerinin pozitif ynde ve istatistiksel olarak anlamlı bir řekilde tm yatırımcıların risk iřtahu endeksinin etkiledięi grlmektedir.

ARDL uzun dnemde regresyon katsayılarının yer aldıęı Panel B'deki sonulara gre, sadece JNIV endeksinin tm yatırımcıların risk iřtahu endeksinin negatif ynde ve istatistiksel olarak anlamlı bir řekilde etkiledięi grlmřtr. Dięer deęişkenlere ait uzun dnem katsayıları incelendięinde olasılık deęerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiřtir.

Kısa dnem tm yatırımcıların risk iřtahu endeksi ARDL bulgularının yer aldıęı Panel C'deki katsayılarına gre, kendisinin farkının bir gecikmesinin etki katsayısının negatif ynde ve istatistiksel olarak anlamlı, V2TX endeksinin ise bir farkının etki katsayısının negatif ynde ve istatistiksel olarak anlamlı olduęu grlmřtr. Hata dzeltme parametre katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması kısa dnem hata dzeltme modelinin alıřtıęını gstermektedir. Bylece eřbtnleřme iliřkisine sahip olan seriler arasında kısa dnemde meydana gelen sapmalar uzun dnemde (yaklařık 6 ayda) ortadan kalkmaktadır. Kısa dnemde tm yatırımcıların risk iřtahu endeksindeki deęişimin %28.68'lik kısmının modelde yer alan baęımsız deęişkenlerdeki deęişimler tarafından açıklandığı sonucuna ulařılmıřtır (F-istatistięi=16.590, Prob (F-ististik=0.000).

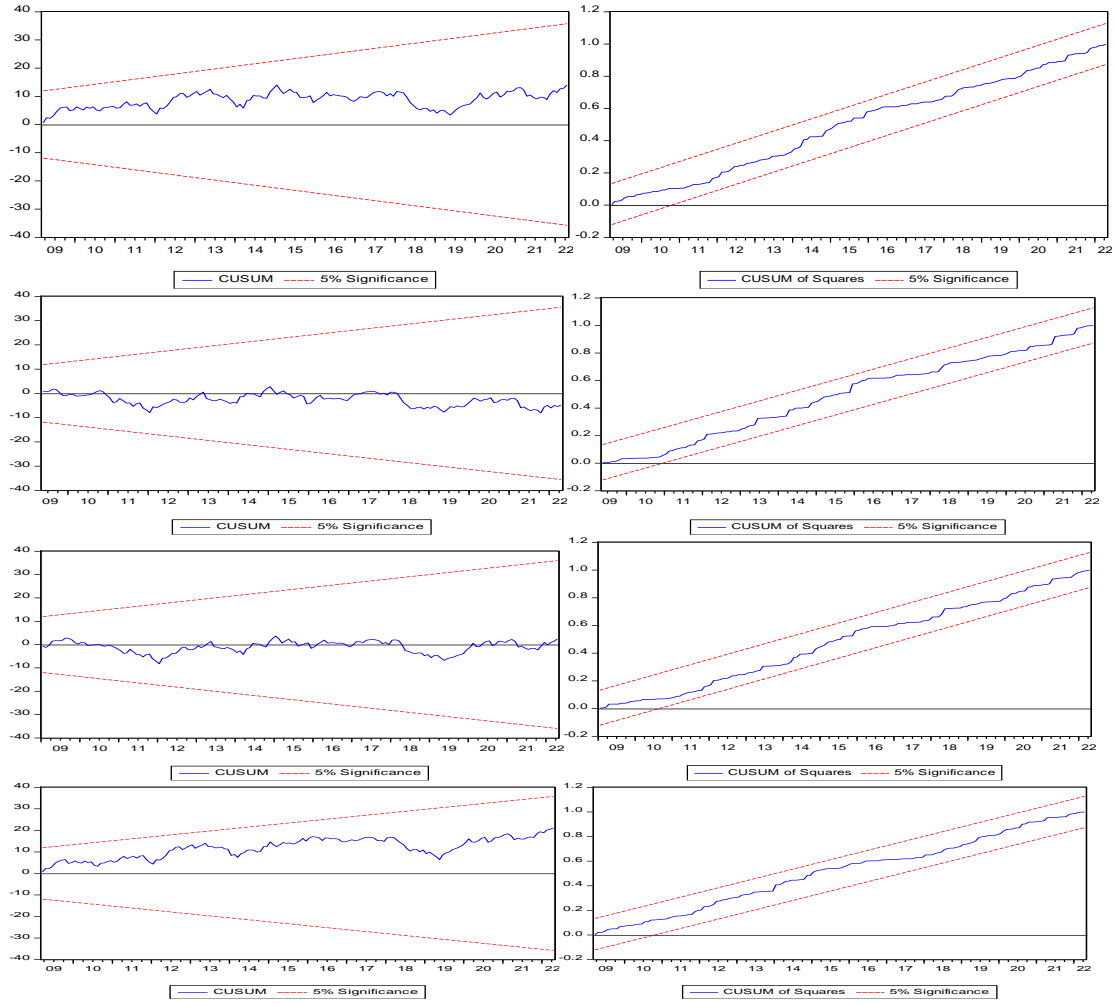
Tablo 9. Tm Yatırımcıların Risk İřtahu Endeksine Ait ARDL Tahmin Sonuları

Deęişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	P (Olasılık)
Panel A: ARDL Sınır Testi (2, 0, 2, 0, 0, 0)				
Tm Yatırımcılar(-1)	1.007	0.073	13.723	0.000***
Tm Yatırımcılar(-2)	-0.182	0.071	-2.584	0.011**
V1XI	-0.189	0.218	-0.864	0.389
V2TX	-0.132	0.203	-0.650	0.516
V2TX(-1)	-0.001	0.108	-0.011	0.992
V2TX(-2)	0.343	0.090	3.803	0.000***
JNIV	-0.222	0.103	-2.157	0.033**
VXN	0.075	0.202	0.374	0.709
VIX	0.070	0.260	0.271	0.787
C	10.023	3.338	3.003	0.003***
Panel B: Uzun Dnem				
V1XI	-1.078	1.207	-0.893	0.373
V2TX	1.200	1.101	1.090	0.277
JNIV	-1.266	0.583	-2.171	0.031**
VXN	0.431	1.164	0.370	0.712
VIX	0.402	1.475	0.273	0.786
Panel C: Kısa Dnem				
C	10.023	2.089	4.799	0.000***
D(Tm Yatırımcılar(-1))	0.182	0.068	2.681	0.008***
D(V2TX)	-0.132	0.096	-1.368	0.173
D(V2TX(-1))	-0.343	0.083	-4.130	0.000***
CointEq(-1)	-0.175	0.036	-4.805	0.000***

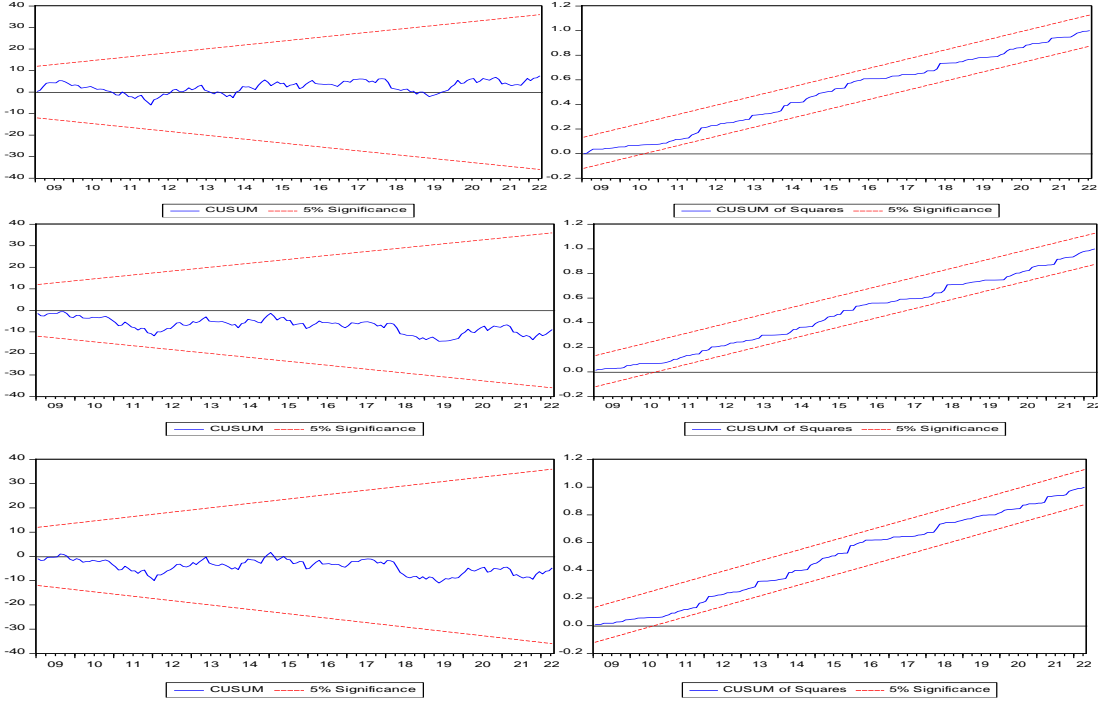
Not: *, ** ve *** %10, %5 ve %1 anlamlılık dzeyini ifade etmektedir.

Yukarıda kurulan, nitelikli yatırımcılar, yabancı yatırımcılar, yerli yatırımcılar, yerli fonlar, yerli gerçek kişiler, yerli tüzel kişiler, tüm yatırımcıların risk iştahı endeksi model sonuçlarının regresyon katsayılarının istikrarlılığını gösteren Cusum ve Cusum kare grafikleri sırasıyla Şekil 1’de yer verilmiştir. Elde edilen bu grafikler sonucunda modellerin tahmin edilen dönemde istikrarlı olduğu, başka bir deyişle modellerde herhangi bir yapısal kırılma probleminin olmadığı görülmüştür.

Son olarak, yukarıda ARDL yöntemiyle kurulan 7 modelin bir bütün olarak anlamlı olup olmadığına dair F istatistik, otokorelasyon, değişen varyans, normallik dağılım, hata düzeltme, kısa dönem etki modelinin anlamlılık değerleri Ek 1’de, tanımlayıcı istatistikler Ek 2’de yer almaktadır. Eklerde yer verilen bu değerler incelendiğinde, araştırmada kurulan 7 ARDL modeline ait uyum iyilik değerlerinin kabul edilebilir düzeyde, regresyon katsayılarının da istikrarlı olduğu görülmektedir. Başka bir deyişle, ampirik analizlerde kurulan regresyon modellerinde yapısal sorunlarla karşılaşılmamıştır. Ayrıca, bütün modellerde kısa dönem ilişkiye ait elde edilen hata düzeltme mekanizması (CointEq(-1)) değerinin negatif ve $p < 0.001$ olması da kısa döneme ait modellerin anlamlı olduğunu göstermektedir.



Şekil 1. Modellere Ait Cusum ve Cusum Kare Grafikleri



Şekil 1. Devamı

6. Sonuç ve Öneriler

Küreselleşme ile birlikte uluslararası sermayenin dolaşımı kolaylaşmış, yaygın ve hızlı iletişim kanalları vasıtasıyla haberlere olan duyarlılık artmıştır. Bu durum yatırımcıların farklı varlık ve piyasalara yönelik tercihlerinde etkili olmaya başlamıştır. Finansal piyasaların gelişmesiyle birlikte, finansal varlıkların fiyatlandırılmasında ve risk yönetiminde modern sermaye piyasalarının sistematik bir özelliği olan volatilitte, önemli bir tahmin girdisi olduğundan hem teorik hem de ampirik finasta önemli bir rol oynamaktadır. Varlık fiyatlandırılması ve bu fiyatlardaki volatilitteyi, sadece arz ve talepteki şoklar değil, aynı zamanda hisse senedi piyasası üzerinde önemli yansımaları olan yatırımcıların risk iştahından kaynaklanan şoklar da etkilemektedir.

Bu makalenin, ABD, Avrupa ve Japonya'daki yatırımcıların risk algısının ölçülmesi için geliştirilen volatilitte endeksleri ile Türkiye'deki yatırımcıların risk iştahı endeksleri arasındaki ilişkiyi tespiti ve anlamaya katkı sağlaması amaçlanmıştır. Çalışma birden fazla yurtdışı korku endeksinin RISE ile ilişkisini ilk kez araştırması bakımından önemlidir.

ARDL ile yapılan ekonometrik analizlerde elde edilen bulgularda, V2TX zımnı volatilitte endeksinin RISE üzerinde en önemli, ikinci sırada ise JNIV volatilitte endeksinin olduğu görülmüştür. Bu ise, Avrupa ve Japonya piyasalarındaki korkunun yayılımının, Türkiye'deki yatırımcıların yatırım tercihlerinde önemli bir rol oynadığını göstermektedir. ARDL genel modelinde, V1X1 volatilitte endeksi ve VIX endeksinin sadece yabancı yatırımcıların risk iştahı endeksi üzerindeki regresyon etki katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. Diğer risk iştahı endeksleri üzerinde bu volatilitte endekslerinin istatistiksel olarak anlamlı etkilerinin olmadığı tespit edilmiştir.

Türkiye için hesaplanan risk iştahı endeksi ile ilgili yapılan çalışmaların sınırlı olmasının yanında, yurtdışı korku endeksleri ile RISE ilişkisini konu alan iki çalışmaya rastlanmıştır. Bunlardan birisi olan Akdağ vd. (2020), sadece VIX ve RISE arasındaki nedensellik ilişkisini incelemişler ve VIX’ten RISE’ya doğru bir nedensellik bulmuşlardır. Akdağ (2019) ise, Türkiye özelinde VIX ve finansal göstergeler arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında, RISE ile VIX’in eşbütünleşik olduğunu ortaya koymuştur. Bu sonuçlar, çalışmada elde ettiğimiz korku endeksleri ve RISE ilişkisine dair bulguları desteklemektedir.

Sonuç olarak, Türkiye’de sermaye piyasasıyla ilgili kararlar ve hamlelerde yatırımcıların risk iştahını yönlendiren unsurların, risklerin veya belirsizliklerin bilinmesi, reel piyasalarda alınacak ekonomik ve finansal kararlar açısından önem arz etmektedir. Bu nedenle yatırımcıların risk iştahı üzerinde etkiye sahip korku endekslerini takip etmelerinin sağlıklı yatırım kararları için önemli olduğu düşünülmektedir. Gelecekteki araştırmalarda, farklı ekonomik koşullar (kriz dönemleri gibi), farklı makro göstergeler veya farklı volatilité türleri ile yatırımcıların risk iştahı arasındaki ilişki akademik araştırmalarda ele alınabilir. Bununla birlikte araştırmacılar, sadece finansal ekonomi alanında değil, aynı zamanda şirket, endüstri veya sektör bağlamında da açıklayıcı veya tahmine dayalı modeller geliştirerek risk iştahını etkileyen faktörleri tespit etme ve anlaşılmasına katkıda bulunulabilirler.

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

- Ahoniemi, K. (2018). *Modeling and forecasting the VIX Index* (SSRN Working Paper No. 1033812). Retrieved from <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1033812>
- Akdağ, S. (2019). VIX korku endeksinin finansal göstergeler üzerindeki etkisi: Türkiye örneđi. *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 12(1), 235-256. doi:10.17218/hititsosbil.522619
- Akdağ, S., İskenderoglu, Ö. and Alola, A.A. (2020). The volatility spillover effects among risk appetite indexes: Insight from the VIX and the rise. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 13(1), 49-65. <https://doi.org/10.1007/s12076-020-00244-3>
- Alexander, C. (1998). Volatility and correlation: Measurement, models and applications. *Risk Management and Analysis*, 1, 1-70. Retrieved from <https://citeseerx.ist.psu.edu/>
- Allen, F. and Gale, D. (1994). Limited market participation and volatility of asset prices. *The American Economic Review*, 84(4), 933-955. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Altuntaş, D. ve Ersoy, E. (2021). Yatırımcı duyarlılığının BIST pay piyasasına etkisi. *Sosyoekonomi*, 29(50), 387-412. <https://doi.org/10.17233/sosyoekonomi.2021.04.18>
- Areal, N. (2008). *FTSE-100 implied volatility index* (SSRN Working Paper No. 1102135). Retrieved from <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1102135>
- Balat, A. (2020). Türkiye'nin hisse senedi piyasası ile yerli ve yabancı yatırımcı risk iřtah endeksi iliřkisi: Eřbütünleřme ve nedensellik analizi. *Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 49, 162-171. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/erciyesakademi>
- Başarıır, Ç. (2018). Korku endeksi (VIX) ile BİST 100 arasındaki iliřki: Frekans alanı nedensellik analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 19(2), 177-191. <https://doi.org/10.24889/ifede.468802>
- Bektaş, N.Ç. ve Babuşcu, Ş. (2019). VIX korku endeksi ve CDS primlerinin büyüme ve döviz kuruna etkisi, Türkiye örneđi. *Ufuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8(16), 97-111. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/ufuksbedergi>
- Benati, S. (2015). Using medians in portfolio optimization. *Journal of the Operational Research Society*, 66(5), 720-731. <https://doi.org/10.1057/jors.2014.57>
- Black, F. and Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3), 637-654. Retrieved from <https://www.jstor.org>
- Bollerslev, T., Tauchen, G. and Zhou, H. (2009). Expected stock returns and variance risk premia. *The Review of Financial Studies*, 22(11), 4463-4492. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhp008>
- Bugge, S.A., Guttormsen, H.J., Molnár, P. and Ringdal, M. (2016). Implied volatility index for the Norwegian equity market. *International Review of Financial Analysis*, 47, 133-141. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2016.07.007>
- CBOE NASDAQ 100 Volatility (2022). *CBOE NASDAQ100 volatility* [Dataset]. Retrieved from <https://tr.investing.com/indices/cboe-nasdaq-100-volatility-historical-data>
- CBOE Volatility Index (2022). *CBOE volatility index* [Dataset]. Retrieved from <https://tr.investing.com/indices/volatility-s-p-500-historical-data>
- Cesarone, F. and Colucci, S. (2018). Minimum risk versus capital and risk diversification strategies for portfolio construction. *Journal of the Operational Research Society*, 69(2), 183-200. <https://doi.org/10.1057/s41274-017-0216-5>
- Çelik, S., Dönmez, E. ve Acar, B. (2017). Risk iřtahının belirleyicileri: Türkiye örneđi. *Uşak Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi* 10(IASOS Özel Sayısı), 153-162. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/usaksosbil>
- Çiřçi, G. ve Reis, Ş.G. (2020). Risk iřtahı ile piyasa likiditesi arasındaki nedensellik iliřkisi. *Ekonomi Politika ve Finans Arařtırmaları Dergisi*, 5(2), 389-403. <https://doi.org/10.30784/epfad.687595>

- Datta, S., Granger, C.W.J., Barari, M. and Gibbs, T. (2007). Management of supply chain: An alternative modelling technique for forecasting. *Journal of the Operational Research Society*, 58(11), 1459-1469. <https://doi.org/10.1057/palgrave.jors.2602419>
- DAX New Volatility. (2022). *DAX volatility* [Dataset]. Retrieved from <https://tr.investing.com/indices/vdax-historical-data>
- Demirez, D. ve Kandır, S. (2020). Risk iştahının pay getirileri üzerindeki etkisinin incelenmesi. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 29(4), 92-102. <https://doi.org/10.35379/cusosbil.751018>
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Emna, R. and Myriam, C. (2017). Dynamics of the relationship between implied volatility indices and stock prices indices: The case of European stock markets. *Asian Economic and Financial Review*, 7(1), 52-62. <https://doi.org/10.18488/journal.aefr/2017.7.1/102.1.52.62>
- Ercan, S. ve Demirbaş, B. (2021). ABD dolar endeksi ile VIX korku endeksi arasındaki ilişki: ARDL sınır testi yaklaşımı. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 15(2), 115-129. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/beyder>
- Erdoğan, H. ve Baykut, E. (2016). BIST Banka endeksinin (XBANK) VIX ve MOVE endeksleri ile ilişkisinin analizi. *Bankacılar Dergisi*, 98, 57-72. Erişim adresi: <https://www.tbb.org.tr/tr>
- European Central Bank. (2007). *Financial stability review*. Retrieved from <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/fsr/financialstabilityreview200706en.pdf>
- Farley, A. (2021). *The complete guide to volatility indicators*. Retrieved from <https://finance.yahoo.com>
- Fernandes, M., Medeiros, M.C. and Scharth, M. (2014). Modeling and predicting the CBOE market volatility index. *Journal of Banking & Finance*, 40, 1-10. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.11.004>
- Fettahoğlu, S. (2019). Relationship between credit default swap premium and risk appetite according to types of investors: Evidence from Turkish stock exchange. *Journal of Accounting & Finance*, 84, 265-278. <https://doi.org/10.25095/mufad.625880>
- Funke, N. and Goldstein, A. (1996). Financial market volatility. *Intereconomics*, 31(5), 215-220. <https://doi.org/10.1007/BF02927152>
- Gong, X., Yu, C. and Min, L. (2021). A cloud theory-based multi-objective portfolio selection model with variable risk appetite. *Expert Systems with Applications*, 176, 114911, 1-18. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2021.114911>
- Gontarek, W. (2016). Risk governance of financial institutions: The growing importance of risk appetite and culture. *Journal of Risk Management in Financial Institutions*, 9(2), 120-129. Retrieved from <https://www.ingentaconnect.com>
- Granger, C.W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Hatipoğlu, M. ve Tekin, B. (2017). VIX endeksi, döviz kuru ve petrol fiyatlarının BİST 100 endeksi üzerindeki etkileri: Bir kuantil regresyon yaklaşımı. *ODÜ Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 7(3), 627-634. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/odusobiad>
- İlhan, A. and Akdeniz, C. (2020). The impact of macroeconomic variables on the stock market in the time of Covid-19: The case of Turkey. *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 5(3), 893-912. <https://doi.org/10.30784/epfad.810630>
- İskenderoğlu, Ö. ve Akdağ, S. (2019). Risk iştahı ile petrol fiyatları, döviz kuru, altın fiyatları ve faiz oranları arasında nedensellik analizi: Türkiye örneği. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 20(1), 1-14. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/doujournal>
- Jiang, G.J. and Tian, Y.S. (2005). The model-free implied volatility and its information content. *The Review of Financial Studies*, 18(4), 1305-1342. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhi027>

- Kaplan, H.E. (2020). Sermaye yeterlilik rasyosu ile dolar kuru, altın fiyatları ve risk iřtahi iliřkisi: Türk bankacılık sektöründe bir inceleme. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 66, 220-233. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/dpusbe>
- Kaya, E. (2015). Borsa İstanbul (BIST) 100 endeksi ile zımnı volatilité (VIX) endeksi arasındaki eř-bütünleřme ve Granger nedensellik. *Karamanođlu Mehmetbey Üniversitesi Sosyal ve Ekonomik Arařtırmalar Dergisi*, 2015(1), 1-6. <https://doi.org/10.18493/kmusekad.24268>
- Kaya, A. ve Cořkun, A.K. (2015). VIX endeksi menkul kıymet piyasalarının bir nedeni midir? Borsa İstanbul örneđi. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 16(1), 175-186. Eriřim adresi: <http://esjournal.cumhuriyet.edu.tr/tr/>
- Kaya, A., Gülhan, Ü. ve Güngör, B. (2021). Yatırımcı risk iřtahi ülke riskini tetikler mi? Hatemi-J eřbütünleřme ve asimetrik nedensellik analizleri ile Türkiye üzerine bir uygulama. H. Tunahan ve S. Esen (Ed.), 24. *Finans Sempozyumu Bildiri Kitabı* içinde (s. 22-34). 24. Finans Sempozyumu'nda sunulan bildiri, Sakarya. Eriřim adresi: <https://finans24.sakarya.edu.tr/wp-content/uploads/2021/12/24.-Finans-Sempozyumu-Bildiri-Kitab%C4%B1.pdf>
- Köycü, E. (2022). Risk iřtah endeksi ile BİST100 endeksi arasındaki iliřki: Covid-19 öncesi ve sonrası döneme yönelik bir arařtırma. *Finans Ekonomi ve Sosyal Arařtırmalar Dergisi*, 7(1), 1-11. <https://doi.org/10.29106/fesa.997958>
- Kula, V. ve Baykut, E. (2017). Borsa İstanbul Kurumsal Yönetim Endeksi (XKURY) ile korku endeksi (Chicago Board Options Exchange Volatility Index-VIX) arasındaki iliřkinin analizi. *AKÜ İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(2), 27-37. doi:10.5578/jeas.63964
- Maverick, B.J., Potters, C. and Clarine, S. (2022). *Market indicators that reflect volatility in the stock market*. Retrieved from <https://www.investopedia.com/ask/answers/032715/which-market-indicators-reflect-volatility-stock-market.asp>
- Misina, M. (2003). *What does the risk-appetite index measure?* (Bank of Canada Working Paper No. 2003-23). Retrieved from <https://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/02/wp03-23.pdf>
- MKK. (2022). *Yatırımcı türüne göre risk iřtahi endeksi verileri* [Veri Seti]. Eriřim adresi: www.mkk.com.tr (10.05.2022).
- Morck, R., Yeung, B. and Yu, W. (2000). The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock price movements? *Journal of Financial Economics*, 58, 215-260. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(00\)00071-4](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(00)00071-4)
- Nikkei Volatility. (2022). *Nikkei volatility* [Dataset]. Retrieved from <https://tr.investing.com/indices/nikkei-volatility-historical-data>
- Öner, F.H., İçellođlu, C.ř. ve Öner, S. (2018). Volatilité endeksi (VIX) ile geliřmekte olan ülke hisse senedi piyasası endeksleri arasındaki Engel-Granger eř-bütünleřme ve Granger nedensellik analizi. *Finansal Arařtırmalar ve Çalıřmalar Dergisi*, 10(18), 110-124. <https://doi.org/10.14784/marufacd.460670>
- Özmerdivanlı, A. (2021). Covid-19 pandemisi ile çeřitli finansal göstergeler arasındaki nedensellik iliřkisi: Türkiye örneđi. *Ekonomi Politika ve Finans Arařtırmaları Dergisi*, 6(IERFM Özel Sayısı), 172-191. <https://doi.org/10.30784/epfad.1022647>
- Pesaran, H.H. and Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17-29. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00214-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0)
- Pesaran, M. and Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Ström (Ed.), *Econometric Society Monographs* (pp. 371-413). Papers presented at The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011>
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phillips, P.C. and Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58(1), 165-193. Retrieved from <https://www.jstor.org>

- Phillips, P.C. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. Retrieved from <https://www.jstor.org>
- Psaradellis, I. and Sermpinis, G. (2016). Modelling and trading the U.S. implied volatility indices. Evidence from the VIX, VXN and VXD indices. *International Journal of Forecasting*, 32(4), 1268-1283. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2016.05.004>
- Qadan, M. (2019). Risk appetite and the prices of precious metals. *Resources Policy*, 62, 136-153. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.03.007>
- Reis, Ş.G. (2021). Covid-19 (koronavirüs) pandemisi ve risk iştahı: Borsa İstanbul yerli ve yabancı yatırımcılar örneği. *Anadolu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(3), 87-98. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/anadoluibfd>
- Sadeghzadeh, K. (2018). Borsanın psikolojik faktörlere duyarlılığı: Oynaklık endeksi (VIX) ve tüketici güven endeksi (TGE) ile BIST 100 endeksi arasındaki ilişkiler. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 19(2), 238-253. Erişim adresi: <http://esjournal.cumhuriyet.edu.tr/tr/>
- Saraç, T.B., İskenderoğlu, Ö. ve Akdağ, S. (2016). Yerli ve yabancı yatırımcılara ait risk iştahlarının incelenmesi: Türkiye örneği. *Sosyoekonomi*, 24(30), 29-44. <https://doi.org/10.17233/se.2016.10.002>
- Sarwar, G. (2012). Is VIX an investor fear gauge in BRIC equity markets? *Journal of Multinational Financial Management*, 22(3), 55-65. <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2012.01.003>
- Sarwar, G. and Khan, W. (2017). The effect of US stock market uncertainty on emerging market returns. *Emerging Markets Finance and Trade*, 53(8), 1796-1811. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2016.1180592>
- Sensoy, A. and Omole, J. (2018). Implied volatility indices: A review and extension in the Turkish case. *International Review of Financial Analysis*, 60, 151-161. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.08.006>
- Shaikh, I. and Padhi, P. (2015). The implied volatility index: Is investor fear gauge or forward-looking? *Borsa İstanbul Review*, 15(1), 44-52. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2014.10.001>
- Stoxx 50 Volatility Vstox Eur. (2022). *STOXX 50 volatility* [Dataset]. Retrieved from <https://tr.investing.com/indices/stoxx-50-volatility-vstoxx-eur-historical-data>
- Tan, B. (2002). Managing manufacturing risks by using capacity options. *Journal of the Operational Research Society*, 53(2), 232-242. <https://doi.org/10.1057/palgrave.jors.2601283>
- Telçeken, N., Kiyılar, M. ve Kadioğlu, E. (2019). Volatilite endeksleri: Gelişimi, türleri, uygulamaları ve TRVIX önerisi. *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 4(2), 204-228. <https://doi.org/10.30784/epfad.534052>
- Telek, C. (2020). VIX endeksinin Türkiye’de portföy yatırımları ve döviz kurlarıyla ilişkisi. *İzmir İktisat Dergisi*, 35(3), 635-646. <https://doi.org/10.24988/ije.202035314>
- Tunçel, M.B. ve Gürsoy, S. (2020). Korku endeksi (VIX), Bitcoin fiyatları ve BİST 100 endeksi arasındaki nedensellik ilişkisi üzerine ampirik bir uygulama. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(76), 1999-2011. <https://doi.org/10.17755/esosder.712702>
- Wang, J. (2007). Foreign equity trading and emerging market volatility: Evidence from Indonesia and Thailand. *Journal of Development Economics*, 84(2), 798-811. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2006.05.001>
- Whaley, R.E. (2000). The investor fear gauge. *The Journal of Portfolio Management*, 26(3), 12-17. <https://doi.org/10.3905/jpm.2000.319728>
- Whaley, R.E. (2009). Understanding the VIX. *The Journal of Portfolio Management*, 35(3), 98-105. <https://doi.org/10.3905/JPM.2009.35.3.098>
- Yfanti, S. and Karanasos, M. (2021). Financial volatility modeling with option-implied information and important macro-factors. *Journal of the Operational Research Society*, Advance online publication. <https://doi.org/10.1080/01605682.2021.1966327>

THE RELATIONSHIP BETWEEN INVESTORS' RISK APPETITE INDEX AND FEAR INDICES IN TURKEY: AN EMPIRICAL APPLICATION WITH ARDL

EXTENDED SUMMARY

The Aim of Study

The purpose of this study is to examine the relationship between volatility indices, which represent uncertainty in financial markets, and the risk appetite index of BIST (Borsa Istanbul) stock investors using ARDL methodology. We took V1XI, V2TX, JNIV, VXN and VIX as volatility indices in this study. As the risk appetite index, the risk appetite indices of qualified investors, foreign investors, domestic investors, domestic funds, domestic real persons, domestic legal entities and all investors are accepted. The current study is novel in that it investigates for the first time the relationship between 7 different RISEs calculated for investors in Turkey and more than one foreign fear index.

Literature

The VIX (Volatility Index) index was created for the first time in the world by CBOE (Chicago Board Options Exchange) in 1993 by calculating the implied volatility in S&P 500 stock option prices to measure the degree of fear of the investor in financial markets. The VIX has become the most popular and most important index to determine the expected volatility in global markets. Forecasts regarding stock market volatility in the markets are of critical importance for all market stakeholders involved in the economic cycle. Risk appetite is also an indicator that explains investors' willingness to take risks or volatility in asset prices. The dominance of financial globalization in today's markets, the volatility and change in the asset prices of a country affect the asset prices of other countries. This relationship between country asset prices is realized through the "financial links" channel in the literature.

The existence of the relationship between volatility indices and parameters representing financial markets, both at home and abroad, has been examined by researchers in the extensive literature review based on the relationship between the risk appetites of domestic and foreign investors. However, the relationship between the VIX, V2TX, JNIV and VXN indices and the risk appetite index of all stock investor types in Turkey has not been examined using the long- and short-term time series method. It is possible to say that this finding makes an important contribution to researchers and policy makers by expanding the originality of the study and the findings obtained in the field literature.

ARDL Methodology

In this study, ARDL (Autoregressive Distributed Lag) bound test or autoregressive distributed lag bound test, which is an econometric analysis in a time series method, has been used. In the ARDL method, In the ARDL method, it is required that the data to be stationary at

level I(0), at first difference I(1), or at both level and first difference. In other words, the ARDL bounda test is based on the assumption that the variables are I(0) or I(1). In this sense, the ARDL cointegration technique is a method that can be used in the analysis of series with different degrees of co-integration (Pesaran and Shin, 1998; Pesaran and Shin, 1999; Pesaran et al., 2001). In the econometric analyzes performed by ARDL method in the study, general model, long-term model and short-term model of ARDL bound test prediction methods has been used.

Findings

In the ARDL bounds test model, while the V2TX index positively affects the risk appetite of all investor types, it affects only the risk appetite of foreign investors positively in the long run, and negatively and significantly affects the risk appetite of all investor types in the short run. While the VIXI index has a positive effect on the risk appetite of foreign investors in one lag in the general model, it has a negative effect in two lags and a positive effect in the short term. These findings are statistically significant. The VIX index affects the risk appetite of qualified investors negatively and significantly in the general model and in the short term. In the JNIV index results, the effect of foreign investors, domestic investors and domestic legal entities on the risk appetite in the general model and in the long run is significant. It has been determined that the long-term effect coefficient of the risk appetite of domestic real persons is significant. In other indices or cases, the regression coefficients has not found to be significant or cointegrated.

Conclusion

Knowing the factors or uncertainties that direct the risk appetite of investors in decisions and moves related to the capital market in Turkey is important in terms of economic and financial decision-making in real markets. The relationship between different economic conditions such as crisis periods, macro indicators or different types of volatility and investors' risk appetite can be addressed in future academic research. However, researchers can develop descriptive or predictive models not only in the field of financial economics, but also in the context of a company, industry, or industry. Thus, it can contribute to understanding by identifying the factors affecting risk appetite.

EKLER

Ek 1. Parametre Tahminleri

Testler	Nitelikli Yatırımcılar	Yabancı Yatırımcılar	Yerli Yatırımcılar	Yerli Fonlar	Yerli Gerçek Kişiler	Yerli Tüzel Kişiler	Tüm Yatırımcılar
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	[0.083] (0.921)	[0.199] (0.820)	[0.511] (0.601)	[0.131] (0.877)	[0.517] (0.597)	[0.502] (0.6062)	[0.525] (0.593)
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	[0.930] (0.507)	[0.506] (0.919)	[1.207] (0.294)	[0.547] (0.855)	[0.978] (0.460)	[1.384] (0.200)	[0.920] (0.510)
Ramsey RESET Test	[0.001] (0.983)	[0.725] (0.396)	[0.012] (0.915)	[0.122] (0.727)	[0.049] (0.825)	[0.353] (0.553)	[0.110] (0.741)
Durbin-Watson Test	2.000* 1.973**	1.973* 1.973**	1.974* 1.974**	2.013* 2.013**	1.969* 1.969**	1.977* 1.977**	1.944* 1.944**
Jarque-Bera Test	3.622 (0.141)	3.352 (0.187)	1.752 (0.417)	5.511 (0.064)	2.540 (0.281)	1.276 (0.528)	1.119 (0.572)

Not: * ARDL sınır testi, ** ARDL kısa dönem, [] içindeki değerler F-istatistik, () içindeki değerler Prob/Sig. istatistik değerleridir.

Ek 2. Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	N	Ortalama	Medyan	Maksimum	Minimum	Standart Sapma	Skewness	Kurtosis
Nitelikli Yatırımcılar	172	55.098	56.828	76.322	22.385	12.913	-0.3786	2.252
Yabancı Yatırımcılar	172	46.709	47.157	68.579	18.480	12.423	-0.167	2.094
Yerli Yatırımcılar	172	52.022	52.249	73.181	25.694	11.912	-0.224	2.019
Yerli Fonlar	172	57.140	59.096	78.743	21.476	11.933	-0.614	2.930
Yerli Gerçek Kişiler	172	52.200	52.967	71.908	24.431	11.460	-0.368	2.209
Yerli Tüzel Kişiler	172	50.300	49.778	73.907	25.977	12.809	-0.024	1.886
Tüm Yatırımcılar	172	47.095	47.539	67.186	20.133	11.552	-0.261	2.089
V1XI	172	22.859	20.365	51.770	11.460	7.861	1.407	5.100
V2TX	172	23.485	22.095	41.890	11.990	7.454	0.755	2.912
JNIV	172	24.461	22.705	50.450	13.880	7.708	1.002	5.219
VXN	172	22.611	20.085	44.930	11.530	7.950	1.028	3.661
VIX	172	20.443	17.925	50.890	9.5100	8.602	1.120	5.247

BRICS-T ÜLKELERİNDE TİCARİ DIŐA AÇIKLIK VE GELİR EŐİTSİZLİĐİ ARASINDAKİ İLİŐKİNİN İNCELENMESİ: PANEL VAR YAKLAŐIMI

The Investigation of the Relationship between Trade Openness and Income Inequality for BRICS-T Countries: Panel VAR Approach

Volkan HAN*

Öz

Geliřmekte olan ülkelerde liberal ekonomi politikalarının uygulanması, ticaret ve ekonomik büyüme arasındaki karşılıklı etkileşimi artırmıştır. Bu gelişme gelir farklılıklarında belirgin bir artışa yol açan önemli bir mekanizma olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu çalışmada, Dünya'nın yükselen ekonomileri olarak ifade edilen BRICS-T ülkeleri için 1992-2019 yılları arasındaki veriler kullanılarak Panel Var analizi yöntemi ile gelir eşitsizliği ve ticari açıklık arasındaki ilişkinin incelenmesi amaçlanmaktadır. Analiz bulgularına göre ticari açıklığın artması, seçilen gelişmekte olan ülke grubunda gelir eşitsizliğinin artmasına neden olmaktadır. Diğer taraftan doğrudan yabancı yatırımların ve ekonomik büyümenin artması gelir dağılımındaki adaletsizliği azaltıcı bir etkiye sahiptir. Granger nedensellik testi sonuçları, panel VAR sonuçlarını desteklemektedir ve geri besleme ilişkisi olmaksızın ticari açıklık, gelir eşitsizliğinin tek yönlü nedenidir. Ayrıca gelir eşitsizliği, doğrudan yabancı yatırımlar ve ekonomik büyüme ile çift yönlü nedenselliğe sahiptir. Son olarak doğrudan yabancı yatırımlar ve ticari açıklık, ekonomik büyümenin tek yönlü nedenidir. Özellikle gelişmekte olan ülkelerde var olan ticarete serbestleşme politikalarının gelir eşitsizliğini artırması hipotezi bu çalışmada literatüre de uygun olarak desteklenmektedir. Hem ekonomik büyümeyi sağlamak hem de gelir eşitsizliğini azaltmaya katkıda bulunmak için daha fazla yabancı yatırımcıyı çekmek için politikalar geliştirilmelidir.

Abstract

The implementation of liberal economic policies in developing countries has increased the interaction between trade and economic growth. This development emerges as an important mechanism that leads to a significant increase in income disparities. This study, it is aimed to examine the relationship between income inequality and trade openness with the Panel Var analysis method, using the data between 1992-2019 for the BRICS-T countries, which are expressed as the world's emerging economies. According to the analysis findings, the increase in trade openness causes an increase in income inequality in the selected developing country group. But, the increase in foreign direct investments and economic growth has a reducing effect on the injustice in income distribution. Granger causality test results support the panel VAR results, and trade openness without a feedback relationship is a one-way cause of income inequality. It also has bidirectional causality with income inequality, foreign direct investment and economic growth. Finally, FDI and trade openness are one-way drivers of economic growth. Consistent with the literature, this study supports the hypothesis that liberalization policies in trade, especially in developing countries, increase income inequality. Policies should be developed to attract more foreign investors, both to ensure economic growth and to contribute to reducing income inequality.

Anahtar

Kelimeler:

Ticari Açıklık,
Gelir Eşitsizliği,
Ekonomik Büyüme,
BRICS-T Ülkeleri,
Panel VAR Analizi.

JEL Kodları:

F43, D63, O32,
C23.

Keywords:

Trade Openness,
Income Inequality,
Economic
Development,
BRICS-T
Countries, Panel
VAR Analysis.

JEL Codes:

F43, D63, O32,
C23.

* Dr. Öğr. Üyesi, Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve Lojistik Bölümü, Türkiye, volkanhan@nevsehir.edu.tr, ORCID: 0000-0003-3180-4186

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 24.01.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 17.09.2022

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



1. Giriş

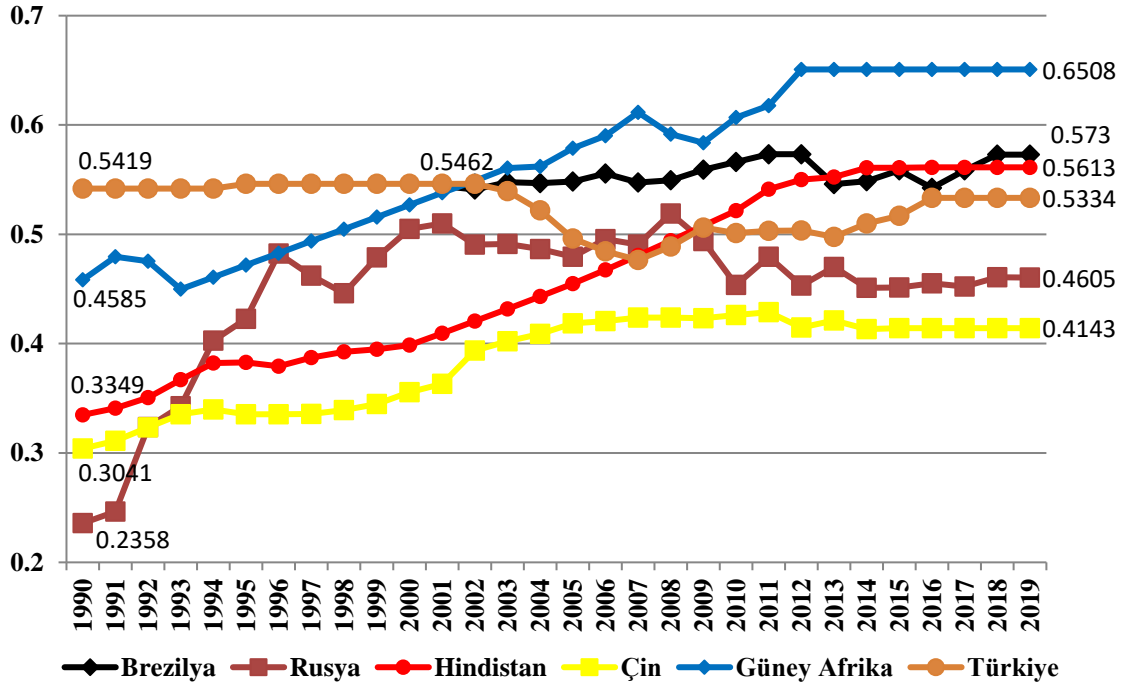
Küreselleşme çağında, özellikle gelişmekte olan ülkelerde, ekonomik büyümelerini artıracak ve gelir eşitsizliğini azaltacak politikalar üzerine çalışmalar yapılmaktadır. Liberal politikalar, son yıllarda ülkeler tarafından bu sorunların çözümü için benimsenmiştir. Ticari açıklık, özellikle ticari küreselleşmenin ölçülmesinde kullanılan önemli bir değişkendir ve genel olarak, uluslararası mal ve hizmet ticaretinin önündeki engellerin kaldırılması, yani kısacası dış ticaretin serbestleşmesi şeklinde tanımlanır (Ulasan, 2012). Ticaretin küreselleşmesi, ülkelerin gelişmişlik düzeylerine göre gelir eşitsizliğinin artmasına veya azalmasına neden olabilir. Çünkü küreselleşme, toplam geliri artırsa bile toplam gelirin dağılımında adaletin sağlanamaması, ülke içi ve ülkeler arası gelir eşitsizliğini artırmaktadır (Dabla-Norris vd., 2015). Gelişmekte olan ülkelerde, küreselleşmenin de etkisiyle ticaret, büyüme ve gelir eşitsizliği konularında önemli dönüşümler yaşanmıştır (Daumal, 2013).

Uluslararası ticaret alanında Heckscher-Ohlin modelinde ifade edilen standart ticaret teorisi, ticaretin serbestleştirilmesinin, ülkenin gelirini bolluk faktörüne doğru kaydıracağını öngörür. Bu durum gelişmekte olan ülkeler için, liberalleşmenin temelde bol ve vasıfsız işgücüne fayda sağlayacağını, ücret dağılımını ve ülke içi gelir eşitsizliğini azaltacağını göstermektedir. Diğer taraftan Stolper ve Samuelson (1941) teoremi ise, uluslararası ticaretin ülkenin refahını artırabileceğini, ancak herkes için iyi olmayabileceğini öne sürer. Bazılarının gelirinde bir artış yaşanırken, diğerlerinin gelirinde bir azalma yaşanabilir. Bu durum gelir dağılımında yaşanacak adaletsizliğin ülkede artan refahın özellikle alt gelir grubu için fayda yerine zarar vermesi olarak açıklanabilir. Fischer (2001), özellikle gelişmekte olan ülkelerde ticari açıklığın; sermaye, emek ve toprak üzerinde anlık etkisi olduğunu ifade eder. Başlangıçta sermaye stoku değişmeden kalırken, hem toprak fiyatları hem de reel ücretlerde artış meydana gelir. Bu ani fiyat hareketleri ise ülkenin gelir dağılımını değiştirmektedir. Gelir eşitsizliğinin bu fiyat hareketlerinden sonraki evrimi; sermaye stokunda, toprak fiyatlarında ve ücretlerde gelecekteki değişikliklere bağlı olacaktır. Toprak veya doğal kaynaklara sahip olan ancak sermaye ve işgücü açısından fakir olan ülkelerde, liberalleşme doğal kaynakların ihracatını artıracak ve bu kaynaklara sahip olanların getirilerini artıracaktır.

BRICS-T ülkeleri, gelişmekte olan ülkeler içerisinde hızlı büyüme potansiyeline sahip ülkelerdir. Özellikle Rusya gibi yüz ölçümü yüksek, Çin ve Hindistan gibi nüfus ve ekonomik anlamda büyük ülkeler bu grubun bir parçasıdır ve dünya nüfusunun neredeyse %43'ü, küreselleşen bu 6 ülkede yaşamaktadır. Önemli büyüme dinamiklerine sahip olan bu ülke grubunda, refahın paylaşımında önemli sorunlar yaşandığı literatürde vurgulanmaktadır (Castilho vd., 2012; Daumal, 2013; Mahesh, 2016; Berisha vd., 2020). Bu durum ise ticari açıklık-gelir eşitsizliği ilişkisinin araştırılmasının önemini vurgulamaktadır. Çalışmanın amacı, önemli nüfus, ticaret ve büyüme potansiyeline sahip BRICS-T ülkelerinde 1992-2019 dönemi için, ticari açıklık, doğrudan yabancı yatırımlar ve ekonomik büyümenin gelir eşitsizliği üzerine etkilerini panel VAR yöntemini kullanarak incelemektir. Diğer çalışmalardan farklı olarak Genelleştirilmiş Moment Yöntemi (GMM) tarzı Panel Vektör Otoregresyon (VAR) modeli kullanılmıştır. Modelde ayrıca değişkenler arasında eşzamanlı olarak Granger nedenselliğini test etmek, içsellik sorununun çözülmesine yardımcı olmakta ve sağlam sonuçlar elde edilmesini sağlamaktadır (Acheampong, 2018).

Şekil 1, 1990-2019 yılları arasında BRICS-T ülkelerinde toplam milli gelir içerisinde en yüksek gelire sahip % 10'luk grubun, vergi öncesi gelirden aldıkları payı göstermektedir. Gelir

grupları arasındaki eřitsizlik, yüksek gelirli % 10'luk grubun milli gelir içindeki payının yükselmesi nedeniyle giderek artmıřtır. Özellikle Rusya için Sovyetler Birlięi daęılmadan önceki yıllarda (1991-1992) gelir daęılımındaki adaletsizlik en düşük seviyededir. Sovyetler daęıldıktan sonraki yıl üst gelir grubu payını % 10 artırmıřtır. 2019 yılında en yüksek eřitsizlięe sahip olan ülke Güney Afrika'dır. 1990 yılında ise en yüksek eřitsizlik Türkiye'ye aittir. Türkiye için üst gelir grubuna ait payın ve eřitsizlięin en düşük olduęu yıl 2007 yılıdır. Özellikle 2000-2001 yıllarında yařanan iki ekonomik kriz sonrası alınan sıkı önlemler, ülkenin gelir daęılımında adaletin saęlanması yardımcı olmuřtur. Bu yıldan sonra eřitsizlik giderek artmıř ve 1990'lı yıllardaki seviyesine ulařmıřtır. Tablo genel olarak incelendięinde ve "Dünya Eřitsizlik Raporu" ndaki (%1, %10, %40, %50) verilere bakıldıęı zaman, ülkelerin hepsinde en yüksek gelire sahip olan %1 ve %10'un toplam gelir içindeki paylarının arttıęı ve özellikle orta ve düşük gelire sahip olanların paylarının azaldıęı görölmektedir. Bu ülke grubu için, hızlı büyüyen ancak artan refahın daęıtılması ile ilgili önemli sorunlar yařayan bir grup olduęunu söyleyebiliriz.



Grafik 1. BRICS-T Ülkelerinde Vergi Öncesi Toplam Gelir Daęılımı (%10 Yüksek gelirli grup) (1990-2019)

Kaynak: Dünya Eřitsizlik Veri Tabanı (2021)

Makalenin geri kalanı řu şekilde planlanmıřtır; 2. bölümde, ticari açıklık ve gelir eřitsizlięi arasındaki iliřki üzerine teorik ve ampirik çalışmalar için literatür taraması yapılmıřtır. 3. bölümde çalışmada kullanılan veri ve metodoloji yer alırken, 4. Bölümde yapılan ampirik analizlerin bulguları ve bu bulguların literatürdeki çalışmalarla karşılařtırmaları yer almaktadır ve son bölümde sonuç ve politika önerileri yer almaktadır.

2. Literatür Taraması

İktisat literatüründe, gelir dağılımında yaşanan adaletsizlik ve bu sorunun çözümü üzerine, uzun yıllardır popüler olarak önemli çalışmalar yapılmıştır (Kuznets, 1955; Deininger ve Squire, 1996; Piketty, 2003; Piketty ve Saez, 2003; De Maio, 2007; Solt, 2009). Ticari açıklığın, ekonomik kalkınmanın ve büyümenin desteklenmesinde önemli bir faktör olması, araştırmacılar tarafından uzun süredir tartışılmaktadır. Frankel ve Romer (1999), çalışmalarında ticaretin büyüme ve ekonomik kalkınmayı teşvik etmede oynadığı rolü vurgulamaktadır. Diğer taraftan Milanovic (2005), beş ülke (Brezilya, Çin, Hindistan, Endonezya ve Amerika Birleşik Devletleri) için yapmış olduğu analizde, ticaret modelleri ve bölgesel ekonomik değişiklikler arasında kesin bir bağlantı olmadığını tespit etmiştir. Dufrénot vd. (2010) ise, ticaret-büyüme ilişkisinin olumlu sonuçları olması için, ticari açıklığın uygun ekonomik, sosyal, kurumsal ve politik koşullar sağlanması sonucunda büyümeye yol açacağını ifade etmiştir. Özellikle Doğu Asya ülkelerinin 1960 sonrası dışa dönük ve ihracata dayalı büyüme politikaları, olumlu sonuçlar vermiş ve ekonomik ilerlemelerine önemli katkı sağlamıştır (Dollar ve Kraay, 2004). Gelişmekte olan ülkelerdeki ticari açıklığın artması, faktör fiyatlarını, varlık eşitsizliklerini, mekansal eşitsizlikleri, cinsiyet eşitsizliklerini ve gelir eşitsizliğini etkiler (Anderson, 2005).

Uluslararası ticaretin artması ve gelir eşitsizliği üzerine etkisi ile ilgili literatürde yapılan önemli teorik ve ampirik çalışmalar yer almaktadır. Teoride Heckscher – Ohlin modeli, bir ülkede ticaretin serbestleştirilmesinin, geliri bolluk faktörüne doğru kaydıracağını öngörür. Gelişmekte olan ülkeler için, liberalleşmenin temelde bol olan vasıfsız işgücüne istihdam sağlayacağı ve ücret dağılımı ile ülke içi gelir eşitsizliğini azaltacağını göstermektedir. Diğer taraftan Stolper ve Samuelson (1941) teoremi, uluslararası ticaretin, ülkenin refahını artırabileceğini, ancak bunun sonucunun herkes için eşit düzeyde olmayabileceğini öne sürer. Kuznets (1955) ise, gelir eşitsizliğinin belirli bir gelir düzeyine ulaşmaya kadar arttığını, ardından eşitsizliğin azalmaya başladığını ve ticaretin serbestleşmesi ile gelir artarken, bunun toplumun farklı kesimleri arasında dağıtıldığında kazanç ve kaynak dağılımında eşitsizliğe neden olabileceğini belirtmiştir. Literatürde, ticari açıklık ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkinin analizi, çeşitli zaman dilimleri ve özellikle gelişmekte olan ülke ve ülke grupları için farklı metodolojiler kullanılarak incelenmiştir. Aşağıda yer alan çalışmalar, literatürde farklı ülke grupları ve farklı analizler kullanarak ticari açıklık ve gelir eşitsizliği ilişkisini inceleyen ampirik çalışmalardır.

Bourguignon ve Morrisson (1990), az gelişmiş ülkelerde gelir dağılımı üzerine, dış ticaret ve ekonomik büyümenin etkilerini incelenmiştir. Sonuç olarak, faktör donanımı ve kaynakların bolluğunun gelir dağılımı üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca karşılaştırmalı avantajların ve dış ticaret yapısının gelir eşitsizliği üzerinde önemli ve büyük etkisi olduğu ifade edilmiştir. Maden kaynakları ve iklimine göre nispeten iyi donanımlı gelişmekte olan ülkelerin, diğer ülkelere göre daha az eşitlikçi oldukları tespit edilmiştir. Öte yandan, ticaret korumasının da gelir dağılımının önemli bir belirleyicisi olduğu belirtilmiştir. Son olarak az gelişmiş ülkelerde var olan emek bolluğu nedeniyle, ticaretin emek bol mal ihracatının artmasına yol açtığı ve eşitsizliği azaltırken reel ücretleri de yükselttiği sonucuna ulaşılmıştır.

Calderon ve Chong (2001), ticari açıklık ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi, 1960-1995 dönemi için 102 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke grubu üzerine panel GMM yaklaşımı kullanarak incelemiştir. Sonuçlar, ticaret hadlerinin değil, ticaret hacminin gelir dağılımında yaşanan değişikliklerle ilişkili olduğu yönündedir. Birincil faaliyetlere yönelik ihracat yöneliminin daha yüksek gelir eşitsizliği ile ilişkili olduğu, imalata yönelik ihracat yöneliminin ise daha düşük gelir

eřitsizlięi ile iliřkili olduęunu tespit edilmiřtir. Ticaret hacminin gelir daęılımı üzerine etkisi, sanayileřmiř lkeler iin pozitif ve geliřmekte olan lkeler iin ise negatiftir. Fischer (2001), ticaretin serbestleřtirilmesinin kiři bařına gelir daęılımındaki deęiřim üzerine genel bir ereve sunmuřtur. Eřitsizlięin kısa vadede cret-refah oranına baęlı olduęu ve uzun vadede ise yalnızca ticaretin serbestleřtirilmesinin faiz oranları zerindeki etkisine baęlı olduęu belirlenmiřtir. Ayrıca, ticaretin sermaye bol lkelerde daha fazla eřitsizlięe yol atıęı ve sermaye hareketlilięinin uzun vadede ticaretin eřitsizlik zerindeki etkilerini tersine evirdięi sonularına ulařılmıřtır. Son olarak, Latin Amerika ve Asya lkelerinin ticaretin serbestleřtirilmesine verdikleri tepkilerde ki farklılıklar iin bir aıklama saęlamaktadır. Dollar ve Kraay (2004), geliřmekte olan lkeler zerine yapmıř oldukları alıřmada, ticarete yařanan geliřmeler ve gelir eřitsizlięi zerine etkileri arařtırılmıřtır. Bulguları, genel olarak daha fazla ticaret yapan lkelerin artan gelir eřitsizlięine sahip olduęuna dair hibir kanıt olmadıęıdır. Bu bulgu, ticaret ve ekonomik byme sonularıyla birleřtirildięinde, daha fazla kreselleřmenin yoksulluęu azaltmanın bir gc olduęunu ortaya koymaktadır. lkelerin farklı geliřmiřlik dzeyleri, ticaretin serbestleřtirildięi ve kresel ticaret sistemine daha fazla entegre olduklarında, gelir daęılımı zerinde farklı etkilere yol atıęı vurgulanmıřtır.

Meschi ve Vivarelli (2009), geliřmekte olan lkeler iin kreselleřmenin yoęun olduęu 1980-1999 yılları arasındaki verilerle, ticaretin lke ii gelir eřitsizlięi zerindeki etkisini arařtırmıřlardır. Bulgular, geliřmiř lkelerle ticaretin, ihracat ve ithalat yoluyla geliřmekte olan lkeler iin gelir daęılımını bozucu bir etki yaptıęını ve imalat sanayindeki cret eřitsizliklerini artırma eęiliminde olduęunu gstermektedir. Bu sonular, teknolojik geliřmiřlik farklarının ve yeni teknolojik geliřmelerin beceri yanlı doęasının, ticaretin daęıtıcı etkilerini řekillendirmede nemli faktrler olabileceęi hipotezini desteklemektedir. Acharyya (2011), ticaretin serbestleřmesi yerine, serbest ticarete kısıtlamalar getirilmesi durumunda bunun cret eřitsizlięi zerine etkilerini arařtırmıřtır. alıřmada ticari kısıtlama olarak ithalat kotalarının gnll ihracat kısıtlamasına dnřtrlmesi incelenmiřtir. Sonu olarak, bir ithalat kotasının, ticaret ortaęıyla mzakere edilerek eřit bir ticaret kısıtlamasına dnřtrlmesi, emek (vasıfsız) yoęun malı ithal eden lkede cret eřitsizlięinin artmasına neden olacaęı bulunmuřtur. Dięer bir sonu ise bu dnřm, beceri yoęun malları ithal eden lke tarafından ynetiliyorsa, her iki lke iinde, cret eřitsizlięinde kresel bir artıřa yol aacaęıdır.

Bensidoun vd. (2011), uluslararası ticaretin gelir daęılımı zerindeki etkisini deęerlendirmiřler ve ticaretin faktr ierięindeki deęiřiklikleri lerek, her bir lkenin zel ticaret modellerini dikkate almıřlardır. Analiz sonuları, ticaretin faktr ierięinde meydana gelen deęiřimin, gelir daęılımı zerinde nemli bir etkisi olduęunu gstermektedir ve bu etkinin iřareti ve byklę, milli gelir dzeyine baęlıdır. Ayrıca ticarete konu olan mallarda emek yoęun bir artıřın yoksul lkelerde gelir eřitsizlięini artırdıęı, ancak zengin lkelerde bunun tam tersi sonu verdięi tespit edilmiřtir. Castilho vd. (2012), alıřmada 1987-2005 yılları arasında Brezilya eyaletleri iin ayrıntılı mikro veriler kullanılarak, kreselleřmenin hane halkı gelir eřitsizlięi ve yoksulluęu zerindeki etkisi incelenmiřtir. Sonular, ticari aıklıęın lke apındaki etkilerine bakılmaksızın, eyaletlerin kentsel alanlarının tarife indirimlerine daha fazla maruz kaldıęını, ayrıca hane halkı yoksulluęu ve eřitsizlięinde azda olsa dřřler yařandıęını gstermektedir. Kırsal blgelerde, ticaretin serbestleřtirilmesinin eřitsizlik ve yoksulluęu azalttıęı sonucuna ulařılmıřtır. Rodrguez-Pose (2012), alıřmasında 28 lkede 1975–2005 dnemi iin ticari aıklık ve lke ii blgesel gelir eřitsizlięi arasındaki iliřkiyi incelemiřtir. Statik ve dinamik panel veri analizi kullanılırken, ticaret artıřının tek bařına blgesel kutuplařmaya yol amadıęı, ancak

ülkeye özgü koşullar dikkate alındığında, ticaretin bölgesel eşitsizlik ile pozitif ve önemli bir ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca ticaret modellerindeki değişikliklerin, gelişmekte olan ülkelerdeki bölgesel eşitsizliğin gelişimini, gelişmiş ülkelere çok daha fazla etkilediği tespit edilmiştir. Ticaretin mekânsal olarak kutuplaştırıcı etkisi de gelişmekte olan ülkelere, gelişmiş ülkelere göre önemli ölçüde daha yavaş bir hızda azalmaktadır.

Daumal (2013), ticarete açıklığın bölgesel eşitsizlik üzerindeki etkisini araştıran çalışmasında, Hindistan ve Brezilya için zaman serisi analizi yapmış ve Brezilya'da ticarete açıklığın artmasının, eyaletler arasında bölgesel eşitsizliklerin azalmasına katkıda bulunduğu sonucuna ulaşmıştır. Diğer taraftan Hindistan için tam tersi sonuçlar elde edilmiştir. Hindistan'da ticari açıklığının artması, ülkenin eyaletleri arasındaki gelir eşitsizliğini artıran önemli bir faktör olarak tespit edilmiştir. Ayrıca her iki ülke içinde, doğrudan yabancı yatırımların, bölgesel eşitsizlikleri artırdığı ortaya konmuştur. Jaumotte vd. (2013), 51 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke grubunun incelendiği çalışmada, literatürde yer alan aksine, dış ticaret artışın gelir eşitsizliğinde artışa yol açtığı argümanı, çalışmanın bulgularıyla çelişmektedir. Genişleyen ticaretin gelir eşitsizliklerini azaltmaya devam ederken, DYY'nin gelir eşitsizliğini artırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca gelir eşitsizliği, özellikle orta ve yüksek gelirli ülkelerde artarken, düşük gelirli ekonomilerde daha az artmıştır. Benzer şekilde Asteriou vd. (2014), 1995-2009 yılları arasında Avrupa Birliği üzerine yapılan analizlerinde, ticari açıklığın artmasının gelir eşitsizliği üzerindeki etkisinin azaldığı sonucuna ulaşmışlardır. Mahesh (2016) ise, çalışmasında 1991-2013 dönemi için BRIC ülkelerinde ticari açıklık ve gelir eşitsizliği ilişkisini incelemiş ve panel GMM yöntemini kullanmıştır. Analiz sonuçları, ticari açıklığın artmasının gelir dağılımında bozucu bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Burada farklı ülke grupları için yapılan analizlerin karışık sonuçlar verdiği görülmektedir.

Ezcurra ve Rodríguez-Pose (2014), gelişmekte olan ülkelerdeki ticaret artışlarının etkilerini tespit etmek amacıyla, seçilmiş 22 gelişmekte olan ülke için 1990-2006 yılları arasında ticari açıklık ve mekânsal eşitsizlik arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmanın bulguları, uluslararası ticaretteki değişikliklerin, gelişmekte olan ülkelere, ülke içi eşitsizlikte önemli bir artışa neden olduğu ve bu etkinin en yoksul ülkelere en yüksek olduğu şeklindedir. Sonuç olarak, gelişmekte olan ülkeler için ticaret riskindeki artış, küreselleşen ülkelere fayda sağlarken, kazanan ve kaybeden bölgeler meydana getirmektedir. Zakaria ve Fida (2016), çalışmada Çin ve SAARC (Güney Asya Bölgesel İşbirliği Ülkeleri) ülkelerinde ticari açık ve gelir eşitsizliği ilişkisini incelemişlerdir. 1973-2012 dönemi için panel veri analizi yapılmış ve liberal ticaret politikalarının bu ülkelere gelir eşitsizliğini artırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca ekonomik kalkınmanın gelir dağılımı üzerinde aşındırıcı bir etkiye sahip olduğu, eğitim, finansal gelişme ve finansal açıklık değişkenlerinin ise gelir dağılımı üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Gelir eşitsizliğinin, demokrasi ve hükümet harcamalarındaki artışla birlikte azalan bir seyir izlediği çalışmanın önemli sonuçlarındandır.

Wang vd. (2020), gelişmiş ve gelişmekte olan 58 ülke için 2005-2014 yılları arasında uluslararası ticaretin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini araştırmıştır. Vektör Hata Düzeltme (VEC) modeli kullanılan çalışmada, ticaret ve gelir eşitsizliği arasındaki yakın ilişkinin varlığını tespit etmiştir. Diğer taraftan, ülkeler arasında ithalat ve ihracattaki artışın, genişleyen bir gelir açığına yol açtığı ve uluslararası ticaretin, gelişmiş ülkelere göre gelişmekte olan ülkelerin gelir dağılımını önemli ölçüde etkilediği tespit edilmiştir. Buna ek olarak DYY'nin gelir açığını artırma eğilimi, gelişmekte olan ülkelere gelişmiş ülkelere göre yaklaşık 1,43 kat daha yüksek olduğu bulgular arasında yer almaktadır. Dorn vd. (2021), toplam 139 ülkede ticari açıklığın ülkeler

içindeki gelir eşitsizliğini nasıl etkilediğini 1970-2014 dönemi için incelemiştir. OLS ve 2SLS yöntemlerinin uygulandığı çalışmada, ticari açıklığın gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi ülkeler arasında farklılık göstermektedir. Çin, Orta ve Doğu Avrupa ülkeleri gibi geçiş ekonomilerinde ticari açıklığın gelir eşitsizliği üzerinde pozitif etkisi olduğu, ancak gelişmiş ülkelerde gelir eşitsizliğini artırdığı sonucuna ulaşmışlardır. Bağımlı değişken olarak nispi gelir paylarının kullanıldığı geçiş ve gelişmekte olan ülkelerin sonuçları, Stolper-Samuelson teoremini desteklemektedir. Xu vd. (2021), 2000-2015 yılları arasında Sahra Altı Afrika'da Panel GMM yöntemini kullanarak ticari açıklık, doğrudan yabancı yatırımlar ve gelir eşitsizliği ilişkisini arařtırmıştır. Analiz sonuçları, DYY ve kişi başına düşen gelirden yaşanan artışın gelir eşitsizliğini azalttığı sonucuna ulaşmıştır. Ancak ticari açıklık, eğitim, siyasi istikrar, yolsuzluk ve hukukun üstünlüğü arttıkça gelir eşitsizliği de artmaktadır.

Ticari açıklık ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi inceleyen literatürde birçok çalışma vardır. Ancak kullanılan analiz yöntemleri, seçilen ülke ve/veya ülke grupları, kısıtlar ve farklı veri setleri kullanılması nedeniyle, ortak bir sonuca varılamadığı görülmüştür. Özellikle literatür arařtırmasında sonuçların gelişmekte olan ve gelişmiş ülkeler için farklılık gösterdiği görülmektedir. Yukarıda özetlenen literatürden farklı olarak, bu çalışmada seçilen ülke grubu ve dikkate alınan değişkenlerin farklılığının yanı sıra kullanılan Panel VAR yöntemi ile diğer çalışmalardan ayrılmaktadır. Ayrıca sonuçların nedensel boyutunu da dikkate alan panel Granger nedensellik testinin kullanılması, etki-tepki grafiklerinin incelenmesi ve varyans ayrıştırmaları çalışmanın sonuçlarının daha iyi değerlendirilmesini sağlamaktadır.

3. Yöntem

3.1. Veri Seti

Gelir eşitsizliği ve ticari açıklık arasındaki ilişkinin incelendiği bu çalışmada, panel VAR yöntemi kullanılarak 1992-2019 dönemini kapsayan yıllık verilerle BRICS-T ülkeleri üzerine bir analiz yapılmıştır. Analiz kısıtları, zaman olarak verilerin erişilebilirliği dikkate alınarak seçilmiş ve mekan olarak, önemli büyüme dinamiklerine sahip olan, küreselleşmenin yoğun olduğu, sermaye ve yatırım hareketliliğinin dış ticarete önemli artışlar sağladığı gelişmekte olan ülkeler grubu olduğu için seçilmiştir. Gini katsayısı modelde bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Ülkelerin gelir dağılımı sorununu daha etkin bir şekilde gösterdiği için Standardize Edilmiş Dünya Gelir Eşitsizliği Veri tabanından (SWIID v.9.2) elde edilmiştir (Solt, 2009). Bu çalışmada bağımsız değişkenler olarak ticari açıklığın yanı sıra seçilen doğrudan yabancı sermaye yatırımları ve kişi başına GSYH, BRICS-T ülkeleri için gelir eşitsizliğinin nedenlerini ortaya koyabilmek için önemlidir. Bu veriler Dünya Bankasının Dünya Kalkınma Göstergeleri (2019) veri tabanından elde edilmiş ve modele doğal logaritmik formda dahil edilmişlerdir. Aşağıdaki Tablo 1'de analizde kullanılan veri setiyle ilgili özet bilgiler ve değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri yer almaktadır. Ticari açıklığın gelir eşitsizliği üzerine etkisini arařtırmak için önceki ampirik ve teorik literatür incelenmiş ve bu ilişkiyi inceleyen diğer ampirik çalışmaların yanında Daumal'ın (2013) çalışması da takip edilerek oluşturulan temel denklem aşağıdaki gibidir:

$$GINI = f(TO, FDI, GDP) \quad (1)$$

Tablo 1. Veri Seti ve Tanımlayıcı İstatistikler

Değişken	Gözlem	Min.	Mak.	Standart Sapma	Açıklama	Kaynak
GINI	168	1.471292	1.803457	0.083687	Eşdeğer harcanabilir gelirin Gini katsayısı	SWIID 9.2
TO	168	1.194114	2.043665	0.156749	Ticarete açıklık, GSYİH içinde toplam İhracat ve ithalatın payı (% GDP)	Dünya Bankası
FDI	168	-2.602.785	0.791472	0.470773	Doğrudan yabancı yatırım, net girişler (% GDP)	Dünya Bankası
GDP	168	2.736715	4.079428	0.352687	Kişi başına GSYİH (sabit 2015 ABD Doları)	Dünya Bankası

Not: Tüm değişkenlerin doğal logaritması alınmış ve kişi başına olarak modele dahil edilmiştir.

3.2. Metodoloji

Ekonometrik analizlerde kullanılan vektör otoregresyon modelleri, çok değişkenli ve eşzamanlı denklem modellerine alternatif bir yöntem olarak ortaya çıkmıştır (Sims, 1980). Bu modellerde tüm değişkenler hem dinamik hem de statik olarak içsel ve birbirine bağımlı halde ele alınır. Panel VAR, dinamik ve statik karşılıklı bağımlılıklara izin veren büyük ölçekli VAR'lara benzemektedir. Ancak kesitsel heterojenlik, hata terimlerinin kovaryans matrisine bir yapı yüklediği için farklılaşmaktadır (Canova vd., 2013). Panel Var modeli, sistemdeki tüm değişkenleri içsel olarak ele alan geleneksel VAR yaklaşımını, gözlemlenmeyen bireysel heterojenliğe izin veren panel veri yaklaşımıyla birleştirmektedir (Love ve Zicchino, 2006; Abrigo ve Love, 2016). Ayrıca bu yöntem, birden fazla eşzamanlı ve gecikmeli hareket tipine ve değişkenler ile ülkeler arasındaki döngüsel dalgalanmaların korelasyon yapısındaki zaman varyasyonlarına izin verir (Canova vd., 2007). Kısacası, doğru ve tutarlı tahminler sağlama, olası içsellik sorunlarından kaynaklanan sorunları önleme, değişkenler arasındaki etkileşimleri hesaba katma ve dışsal şoklara yanıt verme gibi belirli avantajlara sahiptir (Teng vd., 2021).

Çalışmanın amacı, BRICS-T ülkelerinde seçilen ticari açıklık, doğrudan yabancı yatırımlar ve kişi başına düşen GSYH'nin gelir dağılımı üzerine etkilerini GMM tarzı Panel VAR yöntemi ile incelemektir. Bu çalışmada kullanılan model şu şekildedir:

$$Y_{it} = \alpha_1 Y_{it-1} + \beta_1 X_{it} + \mu_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Denklem 2'de 6 ülkeden oluşan grup i ile ve verilerin seçildiği zaman kısıtı (1992-2019) t ile ifade edilmektedir. Y_{it} , içsel durağan serinin bir vektörüdür (GINI) ve X_{it} ise, dışsal değişkenlerin bir vektörüdür (TO, FDI, GDP); TO, ticari açıklığı; FDI, doğrudan yabancı yatırımları ve GDP ekonomik büyüme göstergesi olarak kişi başına GSYH'yi ifade eder. Burada α ve β tahmin edilecek parametrelerdir; μ_{it} ve ϵ_{it} sırasıyla bağımlı değişkene özgü sabit etkilerin ve kendine özgü hataların vektörleridir. Tablo 1'de modelde yer alan değişkenler tanımlanmıştır. Bu modelin otoregresif yapısı, tüm içsel değişkenlerin modele gecikmeli olarak girmesine izin vererek önemli bir fayda sağlar.

4. Ampirik Sonuçlar

Bu bölüm birim kök testleri, gecikme uzunluğu seçimi, panel VAR analizi, Granger nedensellik testi, Etki-Tepki analizi ve Varyans ayrıştırmasından oluşmaktadır. Herhangi bir

zaman serisi metodolojisinin uygulanmasından önce bir veri setinin zaman serisi özelliklerinin araştırılması gerekmektedir. Burada yatay kesit bağımlılığını (Yatay kesit bağımlılığı testi yapılmış ve EK 2’de tablo olarak sunulmuştur) dikkate aldığı için Pesaran (2007) tarafından geliştirilmiş İkinci nesil CIPS ve CADF birim kök testleri kullanılmıştır. CADF birim kök testi, kesit açısından genişletilmiş Dickey-Fuller testidir ve mekânsal otokorelasyona dikkat eder. Bu birim kök testi, her bir yatay kesitin zaman etkisinden farklı biçimde etkinlediği varsayımına dayanmaktadır (Pesaran, 2007). Tablo 2’de heterojen panellerdeki birim kökler için Panel CADF birim kök testi ve kesitsel Im, Pesaran ve Shin (2003) testini tahmin eden Panel CIPS birim kök testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 2. Panel Birimi Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Panel Cips (1.fark)	t-bar	%10	%5	%1	Z(t-bar)	P-değeri
LnGINI		-2.319	-2.210	-2.330	-2.570	-1.152	0.125
Δ LnGINI	-2.362***						0.018**
LnTO		-2.198	-2.210	-2.330	-2.570	-0.904	0.183
Δ LnTO	-4.293***						0.012**
LnGDP		-2.297	-2.210	-2.330	-2.570	-1.107	0.134
Δ LnGDP	-2.473***						0.001***
LnFDI		-1.195	-2.210	-2.330	-2.570	1.165	0.878
Δ LnFDI	-5.955***						0.002***

Not: Cadf testi için P ve z bar değerleri, boş hipotezin reddedildiğini ifade etmektedir. Bu sonuç seviyede değişkenlerin birim kök içerdiğini göstermektedir. Tüm serilerin birinci farklarında ** %5 ve *** %1 seviyelerinde durağan olduğu tespit edilmiştir. CADF testi için sabitli seçilmiş, gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre seçilmiştir. CIPS Test istatistikleri sabitli olarak seçilmiştir. *** % 1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Kritik değerler: -1,85 (%1) ve -1.61 (%5), -1,49 (%10).

CADF ve CIPS birim kök testinden elde edilen sonuçlar, tüm değişkenlerin birinci farklarında serilerin birim kök içerdiği şeklinde kurulan boş hipotezin %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde reddedildiğini göstermektedir. Kısacası, tüm seriler düzeyde birim kök içerir ve birinci farkta durağandır. Durağanlığın belirlenmesi sonucunda ikinci aşama olan gecikme uzunluğu seçimine geçilebilir.

Tablo 3, gecikme uzunluğu seçim kriterlerinin seçilmesi için optimum gecikmeyi belirlemeyi sağlamaktadır. Çalışmada kurulan modelde, uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi önemlidir. Burada Akaike (MAIC), Bayesyan (MBIC) ve Hannan Quinn (MQIC) bilgi kriterleri için en küçük gecikme, en uygun gecikmeyi gösterir. Buna göre, panel Var uygulamasındaki en uygun gecikme 1 dönem gecikmedir.

Tablo 3. Gecikme Uzunluğu Seçimi

Gecikme	CD	J	MBIC	MAIC	MQIC
1	1	74.1215	0.0091356	-162.3867	-41.8785
2	1	29.43293	0.5971076	-128.2392	-34.56707
3	1	16.03104	0.4507967	-62.80502	-15.966896

Tablo 3’te optimum gecikme 1 olarak belirlenmiştir ve sonrasında panel Var yöntemine geçilebilir. Tablo 4’de, panel Var sonuçları yer almaktadır. Yatay ekseninde yer alan değişkenler (GINI, TO, FDI ve GDP) bağımlı değişkenleri ifade etmektedir ve dikey ekseninde yer alan değişkenler (L.GINI, L.TO, L.FDI ve L.GDP) bağımsız değişkenleri temsil etmektedir.

Tablo 4. Panel VAR Modeli Sonuçları

		GINI	TO	FDI	GDP
L.GINI	Katsayı	0.8971***	-0.1791	1.667***	0.2415***
	Standart Hata	0.0188	0.1416	0.6302	0.0512
	P > z	0.000	0.206	0.008	0.000
L. TO	Katsayı	0.0123***	0.8513***	0.2863***	0.0207**
	Standart Hata	0.0045	0.0284	0.0860	0.0099
	P > z	0.006	0.000	0.001	0.037
L.FDI	Katsayı	-0.0032***	0.02932***	0.5981***	0.0075***
	Standart Hata	0.0005	0.0039	0.0274	0.00145
	P > z	0.000	0.000	0.000	0.000
L. GDP	Katsayı	-0.0095***	-0.0078	-0.1322	0.9613***
	Standart Hata	0.0023	0.0207	0.0958	0.0064
	P > z	0.000	0.706	0.168	0.000

Not: İstatistiksel anlamlılık düzeyi = ***, ** ve * sırasıyla $p < 0,01$, $p < 0,05$ ve $p < 0,10$.

Tablo 4'te BRICS-T ülkeleri için gelir eşitsizliği, ticari açıklık, doğrudan yabancı yatırımlar ve kişi başına GSYH ilişkisi GMM tarzı panel VAR yöntemi ile sunulmaktadır. Sonuçlar, ticari açıklığın gelir eşitsizliğine neden olduğunu göstermektedir. Bu bulgu, ticari açıklığın artmasının seçilen gelişmekte olan ülke grubunda gelir eşitsizliğinin artmasına neden olacağını göstermektedir. Meschi ve Vivarelli (2009), Rodríguez-Pose (2012), Ezcurra ve Rodríguez-Pose (2014), Zakaria ve Fida (2016), Wang vd. (2020) ve Xu vd.'nin (2021) gelişmekte olan ülkeler için ve Daumal'ın (2013) Hindistan için bulmuş olduğu ticari açıklığın gelir eşitsizliği üzerine olumsuz etkileri olduğu sonuçlarını desteklemektedir. Diğer taraftan 20 gelişmiş ve 31 gelişmekte olan ülkeye yapılan analizde Jaumotte vd. (2013) ve Avrupa Birliği üzerine analiz yapan Asteriou vd.'nin (2014) elde ettiği sonuçlar çalışmanın sonuçlarıyla çelişmektedir. Burada, ülkelerin gelişmişlik farkları bu iki değişken arasındaki ilişkinin analiz sonuçlarını etkilediği söylenebilir. Diğer taraftan doğrudan yabancı yatırımların ve ekonomik büyümenin artması gelir dağılımındaki adaletsizliği azaltıcı bir etkiye sahiptir. Bu sonuç Xu vd.'nin (2021) Sahra Altı Afrika ülkeleri için elde ettiği sonuçları desteklemektedir.

Panel VAR analizi sonrasında modelin istikrar koşulu Ek 2'de test edilmiş¹ ve tüm değişkenlerin birim çember içerisinde yer aldığı tespit edildikten sonra, VAR modelinde elde edilen sonuçların sağlamlığını belirlemek için panel Granger nedensellik testi kullanılır (Acheampong, 2018). İlk olarak 1969'da Granger tarafından bir stokastik sürecin diğerini tahmin etmede yararlı olup olmadığını belirlemek için geliştirilen istatistiksel bir hipotez testidir. Granger nedensellik testi, bir zaman serisi analizinde iki değişken arasındaki nedenselliği araştırmak üzere kullanılan önemli bir yöntemdir. Tablo 5'de Granger nedensellik testi sonuçları yer almaktadır.

Nedensellik testi sonuçlarına göre, geri besleme ilişkisi olmaksızın ticari açıklık, gelir eşitsizliğinin tek yönlü nedenidir. Ayrıca gelir eşitsizliği, doğrudan yabancı yatırımlar ve ekonomik büyüme ile bir geri besleme nedensellik ilişkisine sahiptir. Ticari açıklık ve doğrudan yabancı yatırımlar arasında da çift yönlü nedensellik vardır. Bunun yanında, tek yönlü nedensellik olarak doğrudan yabancı yatırımlar ve ticari açıklık, ekonomik büyümenin nedenidir. Çalışmanın önemli bir sonucu olarak, literatürde (Grossman ve Helpman, 1991; Frankel ve Romer, 1999) ekonomik büyümenin itici gücü olarak kabul edilen ticari açıklık ve doğrudan yabancı yatırımların ekonomik büyümeyi desteklediği tespit edilmiştir.

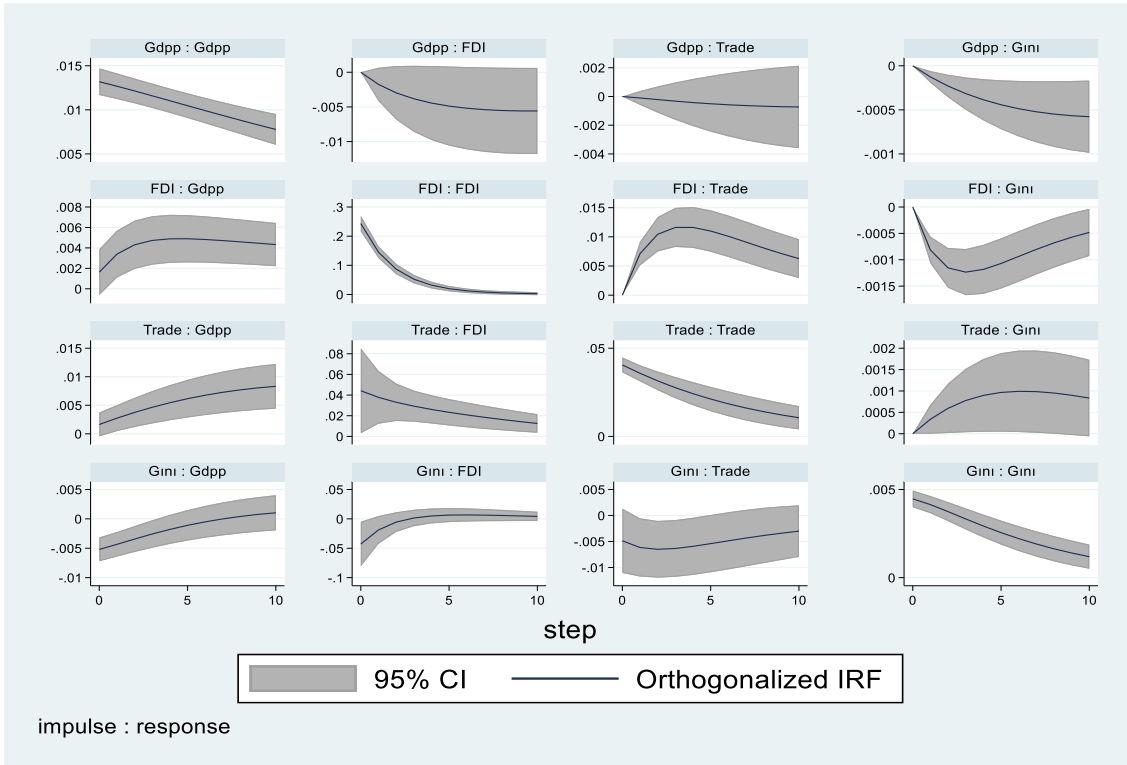
¹ Ek2'de Kompanion matris köklerinde kontrol edilmiş ve bir gecikmeli VAR modelinin istikrar koşulunu sağladığı görülmektedir.

Tablo 5. Granger Nedensellik Wald Testi Sonuçları

	GINI	TO	FDI	GDP
GINI		1.600 (0.206)	7.003*** (0.008)	22.234*** (0.000)
TO	7.416*** (0.006)		11.062*** (0.001)	4.372** (0.037)
FDI	40.939*** (0.000)	54.512*** (0.000)		26.688*** (0.000)
GDP	16.690*** (0.000)	0.143 (0.706)	1.903 (0.168)	

Not: İstatistiksel anlamlılık düzeyi = ***, ** ve * sırasıyla $p < 0,01$, $p < 0,05$ ve $p < 0,10$.

Etki-tepki fonksiyonları (IRF), bir sistem içindeki tüm şokları sıfıra eşit tutarken bir değişkenin başka bir değişkendeki şoka tepkisini gösterir. Etki-tepki fonksiyonlarının matrisi, tahmin edilen VAR katsayılarından oluşturulduğundan, standart hataların dikkate alınması gerekir (Love ve Zicchino, 2006). Şekil 1’de yer alan grafiklerde, değişkenlerin şoklara karşı tepkisi yer almaktadır. Bu sonuçlar, değişkenlerin orta vadede birbirlerini etkileme ve ilk haline geri dönme durumunu yansıtmaktadır. Buna göre gelir eşitsizliğinde yaşanan pozitif bir şokun başlangıçta ticari açıklığı arttırdığı ve zamanla bu artışın azalarak uzun vadede stabilize olduğu görülmektedir. Diğer taraftan gelir eşitsizliğinde yaşanan bir şok, doğrudan yabancı yatırımları olumsuz etkilemektedir ve uzun vadede dengeye gelmektedir. Ayrıca gelir eşitsizliğinde yaşanan bir şok, ekonomik büyümeyi de olumsuz etkilemektedir.



Şekil 1. Etki-Tepki Analizi

Panel Var modelindeki vektör varyans değişikliklerinin kökenini belirlemek için varyans ayrıştırma analizi yapılır. Zaman içinde biriken ve bir değişkendeki şok tarafından başka bir

değişkene açıklanan varyasyonun yüzdesini gösterir. Varyans ayrıştırılmaları toplam etkinin büyüklüğünü gösterir. Bu ayrıştırma, 10 yılda biriken toplam etkiyi rapor eder (Love ve Zicchino, 2006). Varyans ayrıştırma analizinin sonuçları Tablo 6'da özetlenmiştir.

Tablo 6. BRICS-T Ülkelerinde Varyans Ayrıştırma Sonuçları

Tepki (GINI)		ETKİ		
Zaman	GINI	TO	FDI	GDP
0	0	0	0	0
1	1	0	0	0
2	.9790181	.0030299	.0175316	.0004203
3	.9527816	.0087356	.0371989	.001284
4	.9289041	.0160278	.0525517	.0025164
5	.9086739	.0241275	.0631268	.0040717
6	.8917181	.0324462	.0699229	.0059128
7	.8774078	.0405329	.0740567	.0080025
8	.865215	.0480557	.0764286	.0103007
9	.8547571	.05479	.0776875	.0127652
10	.8457643	.0606078	.0782751	.0153527
Tepki (TO)		ETKİ		
Zaman	GINI	TO	FDI	GDP
0	0	0	0	0
1	.0141991	.9858009	0	0
2	.0202789	.9630365	.0166811	.00000355
3	.0248475	.9369608	.038178	.0000137
4	.0281445	.9143148	.0575091	.0000317
5	.0305064	.8963887	.073047	.0000579
6	.0322097	.8827254	.0849728	.0000922
7	.033454	.8724732	.0939389	.0001339
8	.0343775	.8648228	.1006174	.0001822
9	.0350751	.8591162	.1055727	.000236
10	.0356115	.8548499	.1092447	.0002941
Tepki (FDI)		ETKİ		
Zaman	GINI	TO	FDI	GDP
0	0	0	0	0
1	.0291295	.0310475	.939823	0
2	.0255052	.0394452	.9350141	.0000355
3	.0234794	.0473825	.9290131	.000125
4	.0226315	.0543719	.9227272	.0002693
5	.0224814	.0602474	.9168092	.0004619
6	.0226631	.0650451	.9115986	.0006932
7	.0229544	.0688885	.9072036	.0009535
8	.023243	.0719225	.9036007	.0012338
9	.0234832	.0742848	.9007057	.0015263
10	.023664	.0760973	.8984141	.0018246
Tepki (GDP)		ETKİ		
Zaman	GINI	TO	FDI	GDP
0	0	0	0	0
1	.1305667	.0130313	.0128019	.8436002
2	.1128687	.0252949	.0349454	.8268911
3	.0963418	.0407281	.054764	.8081661
4	.0820176	.0587496	.0704398	.788793
5	.0701108	.0787747	.0822145	.7689
6	.0604928	.1002139	.0908283	.7484649
7	.0528957	.1224991	.0970257	.7275795
8	.0470078	.1451135	.1014251	.7064536
9	.0425218	.1676132	.1045061	.6853589
10	.0391578	.1896367	.1066294	.6645761

Gelir eřitsizlięi iin ve dięer deęiřkenler iin varyans ayrıřtırmalarının uzun vadeli etki sonuları, Tablo 6’da verilmiřtir. Burada dięer deęiřkenlere ynelik řoklarla birlikte kendi řoklarından kaynaklanan baęımlı deęiřkendeki hareketin deęiřimi de gsterilmektedir. İlk yılda, Gini’nin tahmin hatası esas olarak kendisine atfedilir ve dięer deęiřkenlerin Gini zerinde hibir etkisi yoktur. On yıl sonrasında hata varyansı aęırlıklı olarak Gini’den (%84,5) kaynaklanmaktadır ve deęiřimin %7,8’i doęrudan yabancı yatırımlardan ve % 6’sı ise ticari aıklıktan kaynaklanmaktadır. 10 yıllık bir zaman diliminde, rapor edilen varyans ayrıřtırma bulgularında nemli bir deęiřiklik olmadıęı grlrken ikinci yıl ticari aıklıęın etkisi %0,3’ken on yıl sonunda artıř gstermiř ve %6’ya ykselmiřtir.

5. Sonu ve Politika nerileri

Kreselleřmeyle birlikte zellikle geliřmekte olan lkelerin makroekonomik dinamiklerinde byk deęiřmeler yařanmıřtır. Bu lkelerin ekonomik bymeleri ve dıř ticaret potansiyelleri artarken dięer taraftan gelir daęılımında nemli oranda bozulmalar olduęu grlmektedir. Bu alıřmada, 1992-2019 veri dneminde BRICS-T lkeleri iin gelir eřitsizlięi ve ticari aıklık iliřkisi panel VAR yntemi kullanılarak analiz edilmiřtir. Gelir eřitsizlięinin nemli bir ls olan GINI katsayısı baęımlı deęiřken olarak kullanılmıřtır. Gelir eřitsizlięini aıklamak iin ticari aıklık, doęrudan yabancı yatırımlar ve ekonomik byme gibi temel faktrler kullanılmıřtır.

Panel var analizi sonularına gre, ticari aıklıęın artması, seilen geliřmekte olan lke grubunda gelir eřitsizlięinin artmasına neden olduęunu gstermektedir. Meschi ve Vivarelli (2009), Rodrguez-Pose (2012), Ezcurra ve Rodrguez-Pose (2014), Zakaria ve Fida (2016) ve Wang vd.’nin (2020) geliřmekte olan lkeler iin ve Daumal’ın (2013) Hindistan iin bulmuř olduęu ticari aıklıęın gelir eřitsizlięi zerine olumsuz etkileri olduęu sonularını desteklemektedir. Ayrıca doęrudan yabancı yatırımların ve ekonomik bymenin artması gelir daęılımındaki adaletsizlięi azaltıcı bir etkiye sahiptir. Granger nedensellik testi sonuları, ticari aıklıęın gelir eřitsizlięinin tek ynl nedeni olduęu gstermektedir. Ayrıca gelir eřitsizlięinin, doęrudan yabancı yatırımlar ve ekonomik byme ile bir geri besleme nedensellik iliřkisine sahip olduęu ve ticari aıklık ile doęrudan yabancı yatırımlar arasında da ift ynl nedensellik olduęu tespit edilmiřtir. alıřmanın nemli bir sonucu olarak, doęrudan yabancı yatırımlar ve ticari aıklık ekonomik bymeye tek ynl neden olmaktadır ve literatre uygun olarak bu deęiřkenlerin bymenin itici gc olduęunu gstermektedir.

Sonu olarak gelir eřitsizlięi, zellikle geliřmekte olan lkelerde ciddi bir endiře konusudur. Ticaretin serbestleřmesi ve yabancı yatırımlar, lkelerin endstri yoęunluęunun artmasına ve hızlı ekonomik bymenin yařanmasına katkıda bulunmaktadır. Ancak bu mevcut kaynakların eřit daęılabilmesi iin etkin politikaların geliřtirilmesi gerekmektedir. Bu alıřma, zellikle geliřmekte olan lkelerde, ticarete liberal politikaların benimsenmesinin gelir eřitsizlięini artıracadıęı hipotezine literatre uygun olarak destek saęlamaktadır. Buna gre, lkeler doęrudan yabancı yatırımlar ve ekonomik bymeye aęırlık verirse gelir eřitsizlięini iyileřtirmede bařarılı olabilirler. lkeler, hem ekonomik bymeyi saęlayacak hem de gelir eřitsizlięini azaltmaya katkıda bulunacak daha fazla yabancı yatırımcıyı ekmek iin politikalar geliřtirmelidir. Bu sayede gelir daęılımında adalet saęlanabilir.

Panel data analizi kullanılarak elde edilen sonuçların verimliliğine rağmen, bu çalışmanın kısıtları, sonuçlarının ve politika tavsiyelerinin sınırlı olmasına neden olmaktadır. Bundan sonraki çalışmalarda, kültür ve politika gibi, ülkelerin gelir dağılımını bozucu farklı dinamiklerini dikkate almak ve zaman serisi analizleri kullanarak gelir eşitsizliğinin nedenlerinin mikro düzeyde anlaşılması için çalışmak, gelecekteki çalışmalarda daha net sonuçlar ortaya koyabilir.

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı

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

Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

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

Kaynakça

- Abrigo, M.R.M. and Love, I. (2016). Estimation of panel vector autoregression in Stata. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 16(3), 778-804. <https://doi.org/10.1177/1536867X1601600314>
- Acharyya, R. (2011). A note on quantitative trade restrictions, income effects and wage inequality. *Economic Modelling*, 28(6), 2628-2633. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2011.07.020>
- Acheampong, A.O. (2018). Economic growth, CO2 emissions and energy consumption: What causes what and where? *Energy Economics*, 74, 677-692. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.07.022>
- Anderson, E. (2005). Openness and inequality in developing countries: A review of theory and recent evidence. *World Development*, 33(7), 1045-1063. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2005.04.003>
- Asteriou, D., Dimelis, S. and Moudatsou, A. (2014). Globalization and income inequality: A panel data econometric approach for the EU27 countries. *Economic Modelling*, 36, 592-599. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.09.051>
- Bensidoun, I., Jean, S. and Sztulman, A. (2011). International trade and income distribution: Reconsidering the evidence. *Review of World Economics*, 147(4), 593-619. <https://doi.org/10.1007/s10290-011-0107-9>
- Berisha, E., Gupta, R. and Meszaros, J. (2020). The impact of macroeconomic factors on income inequality: Evidence from the BRICS. *Economic Modelling*, 91, 559-567. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.12.007>
- Bourguignon, F. and Morrisson, C. (1990). Income distribution, development and foreign trade: A cross-sectional analysis. *European Economic Review*, 34(6), 1113-1132. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(90\)90071-6](https://doi.org/10.1016/0014-2921(90)90071-6)
- Calderón, C. and Chong, A. (2001). External sector and income inequality in interdependent economies using a dynamic panel data approach. *Economics Letters*, 71(2), 225-231. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(01\)00374-3](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(01)00374-3)
- Canova, F. and Ciccarelli, M. (2013). Panel vector autoregressive models: A Survey. In T.B. Fomby, L. Kilian and A. Murphy (Eds.), *VAR models in macroeconomics – New developments and applications: essays in honor of Christopher A. Sims: Volume 32* (pp. 205-246). [https://doi.org/10.1108/S0731-9053\(2013\)0000031006](https://doi.org/10.1108/S0731-9053(2013)0000031006)
- Canova, F., Ciccarelli, M. and Ortega, E. (2007). Similarities and convergence in G-7 cycles. *Journal of Monetary Economics*, 54(3), 850-878. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.10.022>
- Castilho, M., Menéndez, M. and Sztulman, A. (2012). Trade liberalization, inequality, and poverty in Brazilian states. *World Development*, 40(4), 821-835. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2011.09.018>
- Dabla-Norris, M.E., Kochhar, M.K., Suphaphiphat, M.N., Ricka, M.F. and Tsounta, M.E. (2015). *Causes and consequences of income inequality: A global perspective* (IMF Discussion Note, SDN/15/13). Retrieved from <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/006/2015/013/article-A001-en.xml>
- Daumal, M. (2013). The impact of trade openness on regional inequality: The cases of India and Brazil. *The International Trade Journal*, 27(3), 243-280. <https://doi.org/10.1080/08853908.2013.796839>
- De Maio, F.G. (2007). Income inequality measures. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 61(10), 849-852. <http://dx.doi.org/10.1136/jech.2006.052969>
- Deininger, K. and Squire, L. (1996). A new data set measuring income inequality. *The World Bank Economic Review*, 10(3), 565-591. <https://doi.org/10.1093/wber/10.3.565>
- Dollar, D. and Kraay, A. (2004). Trade, growth, and poverty. *The Economic Journal*, 114(493), 22-49. <https://doi.org/10.1111/j.0013-0133.2004.00186.x>
- Dorn, F., Fuest, C. and Potrafke, N. (2022). Trade openness and income inequality: New empirical evidence. *Economic Inquiry*, 60(1), 202-223. <https://doi.org/10.1111/ecin.13018>

- Dufrenot, G., Mignon, V. and Tsangarides, C. (2010). The trade-growth nexus in the developing countries: A quantile regression approach. *Review of World Economics*, 146(4), 731-761. <https://doi.org/10.1007/s10290-010-0067-5>
- Ezcurra, R. and Rodríguez-Pose, A. (2014). Trade openness and spatial inequality in emerging countries. *Spatial Economic Analysis*, 9(2), 162-182. <https://doi.org/10.1080/17421772.2014.891155>
- Fischer, R.D. (2001). The evolution of inequality after trade liberalization. *Journal of Development Economics*, 66(2), 555-579. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(01\)00174-2](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(01)00174-2)
- Frankel, J.A. and Romer, D.H. (1999). Does trade cause growth? *American Economic Review*, 89(3), 379-399. <https://doi.org/10.1257/aer.89.3.379>
- Granger, C.W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Grossman, G.M. and Helpman, E. (1991). Trade, knowledge spillovers, and growth. *European Economic Review*, 35(2-3), 517-526. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(91\)90153-A](https://doi.org/10.1016/0014-2921(91)90153-A)
- 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)
- Jaumotte, F., Lall, S. and Papageorgiou, C. (2013). Rising income inequality: Technology, or trade and financial globalization? *IMF Economic Review*, 61(2), 271-309. <https://doi.org/10.1057/imfer.2013.7>
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Love, I. and Zicchino, L. (2006). Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(2), 190-210. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2005.11.007>
- Mahesh, M. (2016). The effects of trade openness on income inequality-evidence from BRIC countries. *Economics Bulletin*, 36(3), 1751-1761. Retrieved from <http://www.accessecon.com/>
- Meschi, E. and Vivarelli, M. (2009). Trade and income inequality in developing countries. *World Development*, 37(2), 287-302. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.06.002>
- Milanovic, B. (2005). Can we discern the effect of globalization on income distribution? Evidence from household surveys. *The World Bank Economic Review*, 19(1), 21-44. <https://doi.org/10.1093/wber/lhi003>
- Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Piketty, T. (2003). Income inequality in France, 1901-1998. *Journal of Political Economy*, 111(5), 1004-1042. <https://doi.org/10.1086/376955>
- Piketty, T. and Saez, E. (2003). Income inequality in the United States, 1913-1998. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 1-41. <https://doi.org/10.1162/00335530360535135>
- Rodríguez-Pose, A. (2012). Trade and regional inequality. *Economic Geography*, 88(2), 109-136. <https://doi.org/10.1111/j.1944-8287.2012.01147.x>
- Sims, C.A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Solt, F. (2009). Standardizing the world income inequality database. *Social Science Quarterly*, 90(2), 231-242. Retrieved from <https://fsolt.org/swiid/>
- Stolper, W.F. and Samuelson, P.A. (1941). Protection and real wages. *The Review of Economic Studies*, 9(1), 58-73. Retrieved from <https://www.jstor.org/>

- Teng, Y., Cox, A. and Chatziantoniou, I. (2021). Environmental degradation, economic growth and tourism development in Chinese regions. *Environmental Science and Pollution Research*, 1-13. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-12567-9>
- Ulasan, B. (2012). *Openness to international trade and economic growth: A cross-country empirical investigation* (SSRN Paper No. 2087930). Retrieved from <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2087930>
- Wang, M., Park, N. and Choi, C.H. (2020). The nexus between international trade, FDI and income inequality. *Journal of Korea Trade*, 24(4), 18-33. <https://doi.org/10.35611/jkt.2020.24.4.18>
- World Development Indicators. (2019). *Databank*. Retrieved from <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- World Inequality Database. (2021). *World inequality report*. Retrieved from <https://wid.world/>
- Xu, C., Han, M., Dossou, T.A.M. and Bekun, F.V. (2021). Trade openness, FDI, and income inequality: Evidence from Sub-Saharan Africa. *African Development Review*, 33(1), 193-203. <https://doi.org/10.1111/1467-8268.12511>
- Zakaria, M. and Fida, B.A. (2016). Trade openness and income inequality in China and the SAARC Region. *Asian-Pacific Economic Literature*, 30(2), 33-44. <https://doi.org/10.1111/apel.12152>

THE INVESTIGATION OF THE RELATIONSHIP BETWEEN TRADE OPENNESS AND INCOME INEQUALITY FOR BRICS-T COUNTRIES: PANEL VAR APPROACH

EXTENDED SUMMARY

Purpose of Study

This study investigates the relationship between trade openness and income inequality for BRICS-T countries with significant population and growth potential. It can be argued that increased trade usually occurs with faster growth and a systematic change in household income distribution. This situation can be thought of as increasing trade will often lead to improvements in the welfare of the poor. However, cross-country findings on trade and inequality can be linked to certain developing countries, particularly globalizing. It can happen in situations where increases in inequality occur in some of the liberalizing economies.

Literature Review

In the literature, the analysis of the relationship between trade openness and income inequality has been studied using different methodologies for various time periods and especially for developing countries and country groups. Globalization may cause income inequality to increase or decrease depending on the development levels of countries. Because, although globalization increases total income, we can say that when the distribution of total income is not fair, it increases the income inequality within and between countries. For this country group, we can say that it is a group that grows fast but has significant problems with the distribution of increasing wealth. So the basic research questions are as follows; to what extent can the increase in inequality in transition economies be explained by trade liberalization? What are the effects of trade openness, FDI and economic growth on income distribution?

Bourguignon and Morrisson (1990) concluded that factor endowment and abundance of resources are effective on income distribution in less developed countries. It is also stated that due to the abundance of labor in these countries, trade leads to an increase in the exports of labor-abundant goods and increases real wages while reducing inequality. Dollar and Kraay (2004) conclude that more globalization is a force in reducing poverty. It was emphasized that the development levels of the countries are liberalized trade and when they become more involved in the global trade system, it causes different effects on income distribution. Meschi and Vivarelli (2009) concluded that trade with high-income nations affects income distribution in developing countries through both imports and exports and that it tends to raise pay disparities in manufacturing sectors. Bensidoun et al. (2011), analysis results indicate that the modification in the factor content of trade has an important effect on income inequality, and the sign and magnitude of this effect depend on the level of national income. They also discovered that increasing the labor content of trade increases income disparity in impoverished nations while decreasing it in affluent countries. According to Castilho et al. (2012), trade liberalization decreases inequality and poverty in rural regions. In his study on the influence of trade openness on regional inequality, Daumal (2013) concluded that growing trade openness in Brazil led to the

reduction of regional disparities across states. On the other hand, the opposite result was found for India. India's openness to trade has been identified as an important factor that increases income inequality between Indian states. Jaumotte et al. (2013) concluded that while expanding trade continues to reduce income inequalities, FDI increases income inequality. Similarly, Asteriou et al. (2014) found that the impact of openness to trade in the European Union on inequality decreased. Ezcurra and Rodríguez-Pose (2014) argue that changes in international trade have led to a significant increase in domestic inequality in developing countries, with this impact being highest in the poorest countries. Zakaria and Fida (2016) concluded that liberal trade policies increase income inequality in countries.

Methodology

In this study, the relationship between income inequality and trade openness for 6 developing countries in the 1992-2019 data period was analysed using the panel VAR analysis method developed by Abrigo and Inessa Love (2016) for the estimation of panel vector autoregression in Stata. The GINI coefficient, which is an important measure of income inequality, was taken as the dependent variable. In order to explain the increasing income inequality in BRICS-T countries, key factors such as trade openness, FDI and economic growth were used to explore by which variables the effects on trade liberalization and inequality could be explained more meaningfully. The aim of the study is to examine the effects of trade openness, foreign direct investments and economic growth on income inequality in BRICS-T countries for the period 1992-2019, using the panel VAR method. Unlike other studies, the Generalized Moment Method (GMM) style Panel Vector Autoregression (VAR) model was used. Also, testing Granger causality between variables simultaneously in the model provides robust results.

Conclusion

According to the results of the panel VAR analysis, the increase in trade openness increases income inequality. This finding, Meschi and Vivarelli (2009), Rodríguez-Pose (2012), Ezcurra and Rodríguez-Pose (2014), Zakaria and Fida (2016) and Wang et al. (2020) for developing countries and Daumal (2013) for India support the negative effects of trade liberal policies on income inequality. In addition, Granger causality test results support the hypothesis that trade openness is the cause of income inequality. Here, it can be said that the development differences of countries affect the results of the analysis of the relationship between these two variables. On the other hand, the increase in foreign direct investments and economic growth has a reducing effect on the injustice in income distribution. This result supports Xu et al.'s (2021) conclusions for Sub-Saharan African countries. As a result, income inequality is a serious concern, especially in developing countries. Trade liberalization and foreign investments contribute to the increase in the industrial intensity of the countries and rapid economic growth. However, effective policies need to be developed in order to distribute these available resources equally. This study provides support in accordance with the literature on the hypothesis that the adoption of liberal policies in trade will increase income inequality, especially in developing countries.

EKLER

Ek 1: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

	CD _{LM1}	CD _{LM2}	LM _{adj}	CD
LnGINI	236.2867***	40.40123***	40.29012***	1.844681***
LnTO	151.9465***	25.00290***	24.89179***	5.328748***
LnFDI	122.6984***	19.66295***	19.55184***	6.128709***
LnGDP	373.5882***	65.46895***	65.35784***	19.31845***

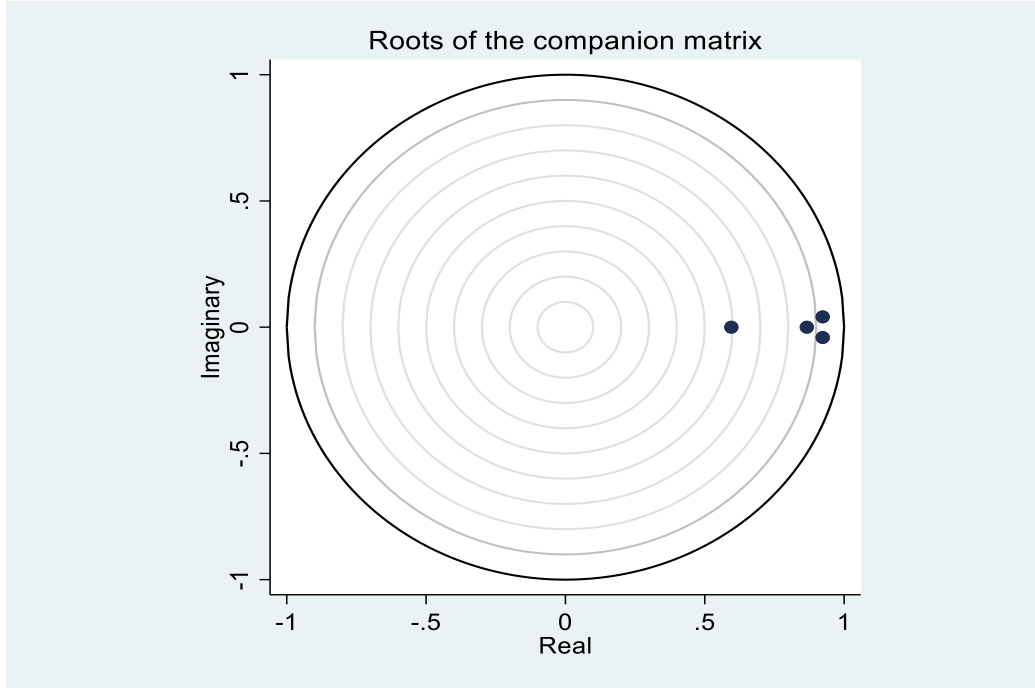
Homojenlik

Delta 3.134***

Delta_{adj} 3.472***

Not: Boş hipotez reddedilir. *** ve ** sırasıyla % 1 ve % 5 istatistiksel anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Ek 2: Kompanion Matris Kökleri



DOW JONES SUKUK ENDEKSİYLE SEÇİLMİŐ İSLAMİ HİSSE SENEDİ ENDEKSLERİ ARASINDAKİ VOLATİLİTE ETKİLEŐİMİ

Volatility Interaction between Dow Jones Sukuk Index and Selected Stock Indices

Müge SAĞLAM BEZGİN* & Emine KARAÇAYIR**

Öz

Anahtar Kelimeler:
İslami Finans,
Sukuk,
Volatilite Yayılımı.

JEL Kodları:
F65, F37, P45.

Geleneksel tahvillerin İslami finansal ürünlerdeki karşılığı olarak ifade edilen sukuk, küresel piyasalarda oldukça dikkat çeken hem Müslümanlar hem de Müslüman olmayan yatırımcılar tarafından kullanılan bir finansal üründür. Finansallaşmada ve finansal ürün çeşitliliğinde yaşanan gelişmeler finansal piyasalar arasındaki volatilite yayılımı ve etkileşimi incelemelerinin dikkat çekmesine neden olmuştur. Hem İslami piyasalar hem de volatilite incelemelerindeki bu artış, çalışmanın amacı olan Dow Jones Sukuk Endeksi ile seçilmiş bazı İslami Endekslerin incelenmesinde temel oluşturmuştur. Bu bağlamda Dow Jones Sukuk Endeksi ile Dow Jones Hindistan Endeksi, MSCI USA İslami Endeksi, Jakarta İslami Endeksi ve Doha Al-Rayan İslami Endekslerinin getiri volatiliteleri arasındaki etkileşim 2013-2021 dönemi verileri baz alınarak incelenmiştir. Dinamik Koşullu Korelasyon-GARCH modelinin kullanıldığı bu çalışmada, incelenen tüm serilerde volatilite kümelenmesi ve volatilitede süreklilik olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Dinamik koşullu korelasyon modeli sonuçlarında da Dow Jones Sukuk Endeksi ile Dow Jones Hindistan Endeksi, MSCI USA İslami Endeksi ve Doha Al-Rayan arasında zamanla değişen pozitif yönlü volatilite etkileşimi olduğu bulgusu elde edilmiştir. Buna göre Dow Jones Sukuk Endeksi'nde volatilite artışı olduğunda incelenen bu endekslerde volatilite artışı olması beklenmektedir.

Abstract

Keywords:
Islamic Finance,
Sukuk,
Volatility Spillover.

JEL Codes:
F65, F37, P45.

Sukuk, which is described as the equivalent of traditional bonds in Islamic financial products, is a financial product that draws quite attention in global markets and used by both Muslim and non-Muslim investors. Developments in financialization and financial product diversity have attracted attention to the investigations of volatility spillover and interaction between financial markets. This increase in both Islamic markets and volatility analysis has formed the basis for the study of certain Islamic Indices selected with the Dow Jones Sukuk Index, which is the aim of the study. In this context, the interaction between the return volatility of the Dow Jones Sukuk Index and the Dow Jones India Index, MSCI USA Islamic Index, Jakarta Islamic Index and Doha Al-Rayan Islamic Indices was examined based on the 2013-2021 period data. In this study, in which the Dynamic Conditional Correlation-GARCH model was used, it was concluded that there was volatility clustering and continuity in volatility in all series examined. In addition, in the results of the dynamic conditional correlation model, it was found that there is a positive volatility interaction that changes over time between Dow Jones Sukuk Index and Dow Jones India Index, MSCI USA Islamic Index and Doha Al-Rayan. Accordingly, when there is an increase in volatility in the Dow Jones Sukuk Index, it is expected that there will be an increase in volatility in these examined indices.

* Arş. Gör. Dr., Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi, İ.İ.B.F., İşletme Bölümü, Türkiye, mugesaglam@kmu.edu.tr, ORCID: 0000-0001-8674-2707

** Arş. Gör. Dr., Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi, İ.İ.B.F., İşletme Bölümü, Türkiye, eminekalayci@kmu.edu.tr, ORCID: 0000-0003-0512-9084

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 14.05.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 29.09.2022

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



1. Giriş

Finansal yatırımcıların İslami finansal ürünleri geleneksel finansal ürünlere göre alternatif olarak görmelerine rağmen; İslami yatırımlar geleneksel yatırımlardan farklıdır. Yatırımcıların dini ve inanç temelli düşünceleri sosyal açıdan sorumlu yatırımların gelişmesinde önemli rol oynamıştır. Bununla birlikte İslami finansal yapı ve ürünler sadece Müslümanlar tarafından değil Müslüman olmayan yatırımcıların da dikkatini çekmiştir. İslami finansal yapı içinde yer alan sukuk gibi enstrümanlar ise global finansal sistemde ön plana çıkmıştır.

İslami finans ürünlerinden biri olan sukuk, küresel finans sisteminin bir parçası haline gelerek birçok farklı projenin finansmanında yaygın olarak kullanılmaktadır. İslami tercihlere uygun olarak sukuk birçok ülkede ihraç edilmektedir. Şeri hukuka uygun olarak faizsiz finansman ve yatırım aracı ihtiyacından dolayı ortaya çıksa da Şeri Hukuk’a uygulanmadığı pek çok ülkede, şirketler ve hükümetler tarafından likidite aracı olarak kullanılmaktadır. İslami ilkelerin faiz yasağı nedeniyle tahvillere alternatif olarak sunulan sukuk; varlık, proje veya hizmet destekli kuruluşlar olarak yapılandırılmış benzersiz sabit gelirli araçlardır. Belirlenmiş bir varlık veya varlık havuzunda orantılı sahiplik sağlar. Sukuk sahiplerinin dayanak varlıklar üzerinde bölünmemiş, intifa hakkı sahibi olmalarını sağlayarak onlara elden çıkarma üzerine gelir ve hasılatlardan pay alma hakkı verir (Vishwanath ve Azmi, 2009). Başka bir tanımlamada ise varlığa dayalı, istikrarlı gelir sağlayan, ikincil piyasada işlem gören ve İslami prensiplere uygun orta vadeli sertifika olarak belirtilen sukuk; belirli projelere, yatırımlara ve taşınmazlara, kullanım hakkı sahipliği tanımlayan eşit değerde ve bölünemeyen sertifikalardır (Yakar vd., 2013).

İslami Finans Kurumları Muhasebe ve Denetim Teşkilatı’na (AAOIFI) göre ise sukuk; mal, menfaat ve hizmet sağlayan varlıklar üzerinde sahiplik hakkı kazandıran ve birbirine eşit şekilde ihraç edilen sertifikalara denilmektedir (TKBB, 2015: 455). Faizsiz finansman araçlarından biri olan sukuk, kira sertifikası ve yatırım sertifikası gibi çeşitli kavramlarla ifade edilmektedir. İlk olarak Shell MDS Bhd. şirketi tarafından 1996 yılında Malezya’da çıkartılmış finansman aracıdır. 2000 yılından sonra ise dünyanın birçok ülkesinde yaygın halde kullanılmaya başlanmıştır (Archer ve Karim, 2018: 49). Dünya’da sukuk ihracının başladığı günden itibaren küresel sukuk varlıklarının değeri 1 trilyon Amerikan dolarını aşmış bulunmaktadır. Bu değer yaklaşık yarısı 2014-2018 yılları arasındaki dönemde olmuştur. Malezya’da Tadau yenilenebilir enerji şirketi tarafından 2017’de ilk kez ihraç edilen yeşil sukuk ve ardından Endonezya’da kamusal yeşil sukuk gibi finansman araçları ve Blockchain tabanlı smart sukuk varlıklarının aynı dönemde ortaya çıkmasıyla sukuk varlıklarının hızlı bir şekilde gelişme gösterdiği görülmüştür (ICD, 2019: 40).

İslam Hukuku’na göre tahvil yapısal olarak faiz içerdiğinden yasaklanmıştır. Fakat sukuk, bir borç senedi mahiyetinde olmasından dolayı, tahvilin aksine belirli bir dayanak varlığa/projeye/sözleşmeye belirli bir payın sahipliğini vermektedir. Bu bağlamda sukuk sahibi, borcun alacaklısı değil, bir varlığın pay sahibi, ortağıdır. Ayrıca elde ettiği kazanç, varlığa ait nakit akışları veya sermaye kazancı olmaktadır. Bu mahiyetle sukuk piyasaları ile hisse senedi piyasaları arasında ilişki olabileceği varsayımı da güçlenmektedir. Küresel düzeyde finansallaşmada yaşanan hızlanma ve entegrasyon, hali hazırda piyasalar arasındaki volatilite yayılımlarına da neden olmaktadır. Genel olarak volatilite bir finansal varlığın getirisinde yaşanan dalgalanma olarak tanımlanır. Volatilite yayılımı ve piyasalar arasındaki entegrasyonun gittikçe artması portföy çeşitlendirilmesinde yatırımcıların zamanla sağladığı faydayı azaltmaktadır. Bu nedenle piyasalar arasındaki volatilite etkileşiminin ölçülmesi araştırmacıların dikkatini

çekmektedir. Bununla birlikte volatilitte davranıřını ve geçiřini anlama menkul kıymetlerin fiyatlandırılması, küresel riskten korunma stratejilerinin uygulanması için de kritik öneme sahiptir.

Literatürde geleneksel borçlanma araçları olan tahvil piyasaları ile hisse senedi piyasaları arasındaki etkileřim çok sayıda incelemeye konu olmuřtur. Geliřmekte olan piyasalar olarak sukuk ve İslami hisse senedi piyasaları arasındaki etkileřim incelemeleri ise yazın taramasında son zamanlarda dikkat çekmektedir. Bu noktada çalıřma, geliřmekte olan piyasalar olarak sukuk ve İslami hisse senedi piyasaları arasındaki etkileřimi incelemek suretiyle literatüre katkı sağlamaktadır. Çalıřmanın amacı; Dow Jones Sukuk Endeksi ve diđer deęiřkenler arasındaki volatilitte yapısının modellenmesi olmakla birlikte, Dow Jones Sukuk Endeksiyle Dow Jones Hindistan Endeksi, MSCI USA İslami Endeksi, Jakarta İslami Endeksi ve Doha Al-Rayan İslami Endeksi arasındaki volatilitte etkileřimi 2013-2021 dönemi verileriyle ve dinamik kořullu korelasyon yöntemiyle incelenmiřtir. Çalıřmadan elde edilen bulguların, portföy çeřitlendirme ve hedge stratejisi açasından piyasa katılımcılarına yol gösterici nitelikte bilgiler sunacaęı düşünölmektedir.

Çalıřma beř ana bölüm olarak tasarlanmıřtır. Literatürdeki güncel çalıřmaların verildięi ikinci bölümden sonra üçüncü bölümde veri seti ve arařtırmanın yöntemi verilmiř, dördüncü bölümde ise arařtırmanın bulguları sunulmuřtur. Son olarak ulařılan sonuçlara ve buna yönelik deęerlendirmeler ile çalıřma tamamlanmıřtır.

2. Literatür Taraması

Finansta volatilitte riskin ölçü birimi olarak ifade edilmektedir. Volatilitte piyasalardaki belirsizlikle birlikte seride gerçekteřen dalgalanmaları da içerirken aynı zamanda hisse senedi fiyatındaki volatilitte yatırımcıların ilęisini çekmektedir. Bu nedenle yatırım davranıřlarını etkileyen unsurların bařında gelmektedir (Bařarır, 2018). Oynaklık, diđer piyasalarda gerçekteřen oynaklıktan etkilenmesinden dolayı sadece iç dinamiklerden tarafından belirlenememektedir. İslami hisse senedi endeks getirileri arasındaki volatilitte yatırımcılar açasından stratejilerin belirlenmesinde önemlidir. İslami bankacılık ve finans sektörü üzerine oldukça fazla çalıřma yapılmasına raęmen İslami borsaları inceleyen çalıřmalar sınırlıdır. İslami borsaları inceleyen çalıřmalar genellikle performans dayalı çalıřmalardır.

Abdul Rahim vd. (2009), getiri ve volatilitte üzerine yapmıř oldukları çalıřmada 04.07.2000-29.12.2006 dönemini baz alarak, Kuala Lumpur Syariah ile Jakarta İslam Endeksleri arasındaki iliřkiyi VAR GJR-GARCH modeli ile arařtırmıřlardır. Çalıřma sonucuna göre, Kuala Lumpur Syariah ve Jakarta İslam Endeksleri'nden tek yönlü getiri ve oynaklık yayılımı olduęuna ulařmıřlardır.

Tanjung (2014), 02.03.2009-30.10.2013 dönemi için Jakarta İslam Endeksinin volatilitte yapısını basit istatistiksel analizle arařtırmıř ve çalıřma sonucunda normal daęılım olmadıęı ve getiri volatilittesinin teoride tahmin edilenden yüksek olduęu sonucuna ulařmıřtır.

Majdoub ve Mansour (2014) ABD İslami hisse senedi piyasasından (MSCI) geliřmekte olan ölkelerden Malezya, Endonezya, Pakistan, Katar, Türkiye İslami piyasalarına doęru volatilitte yayılmasını, 2008-2013 döneminde, kořullu ve dinamik kořullu korelasyon katsayıları yardımıyla arařtırmıřlardır. Çalıřma sonucunda piyasalar arasındaki iliřkinin genel olarak istatistiksel olarak anlamlı olmadıęına ulařmıřlardır.

Saadaoui ve Boujelbene (2015), 2005-2021 dönemi için Dow Jones Endeksi ile Dow Jones'un gelişmekte olan İslami hisse senedi endeksi arasındaki oynaklık yayılımının araştırılması için BEKK-GARCH ve DCC- GARCH modelini kullanmışlardır. Çalışmada kriz döneminde endeksler arasında yayılımın olduğunu gözlemlemişlerdir.

Nasr vd. (2016), Dow Jones İslami Borsa Endeksi'nin (DJIM) oynaklık dinamiklerini araştırdıkları çalışmada, DJIM'deki yatırımların dalgalanmalarına karşı bir tampon görevi üstlendiği sonucuna ulaşmışlardır.

Shahzad vd. (2017) yapmış oldukları çalışmada Temmuz 1996-Haziran 2016 dönemini baz alarak, küresel İslami borsalar ve geleneksel borsalar arasındaki getiri ve oynaklıklar arasındaki etkileşimleri araştırmışlardır. Çalışma sonucunda, İslami sermaye kullanan yatırımcıların, küresel anlamda birçok faktöre maruz kalmalarının yanı sıra risk faktörlerine de maruz kaldıkları görülmektedir.

Majdoub ve Ben Sassi (2017), Çin İslami hisse senedi piyasasından Hindistan, Malezya, Endonezya, Kore, Tayland İslami piyasalarına doğru volatilite yayılmasının varlığına dair bulgulara erişmişlerdir.

Çelik vd. (2018) 2012-2017 döneminde VAR-EGARCH modeli ile ABD ile Endonezya, Malezya ve Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerdeki İslami hisse senedi endeksleri arasında volatilite yayılımlarını incelemişlerdir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre İslami endekslerde gelişmiş ülkeler ile gelişmekte olan ülkeler arasında asimetrik bir getiri ve volatilite yayılımı olduğu görülmüştür.

Rejeb ve Arfaoui (2019), 01.01.1996 – 18.01.2016 dönemi için on İslami hisse senedi endeksini incelemişlerdir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, İslami hisse senedi endekslerinin geleneksellere göre oynaklığının daha fazla olduğu bulgusunun yanı sıra, İslami hisse senedi endekslerinin geleneksel hisse senedi endekslerinden daha verimli olduğu bulgusuna da ulaşmışlardır.

Güçlü (2019), 07.01.2011- 31.07.2018 dönemi için yapmış olduğu çalışmada, Katılım 30 Endeksi sistematik riskini Borsa İstanbul 100 (BIST100) Endeksi ile karşılaştırmıştır. Beta katsayıları Diyagonal BEKK GARCH modeli ile incelenmiştir. Çalışma sonucuna göre, Borsa İstanbul Katılım 30 Endeksinin sistematik riskinin değişen bir yapıda olduğuna, bazı dönemlerde BIST100'den yüksek olmasına rağmen genel itibarıyla BIST100'ün altında olduğu sonucuna ulaşmıştır.

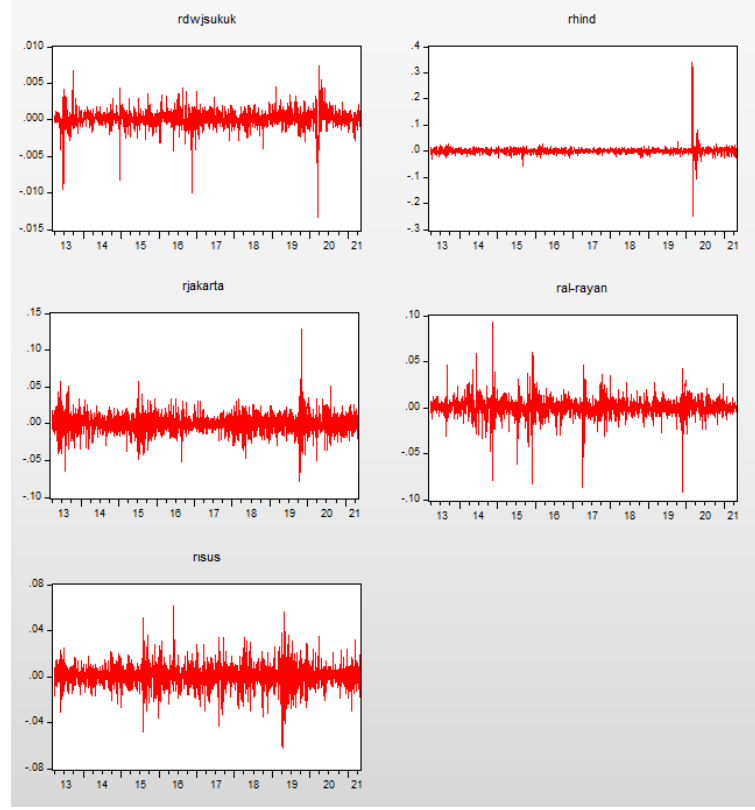
Kamışlı ve Esen (2020) 15.09.2008-06.06.2019 tarihlerini baz alarak endeks getirileri ile oynaklık arasındaki yapıyı araştırmışlardır. Çalışmada ABD, Hindistan, İngiltere, Japonya, Kuveyt, Malezya, Sri Lanka ve Türkiye İslami hisse senedi endeks getirilerini kullanmışlardır. Çalışma sonucunda, söz konusu endeks getirileri arasında dinamik oynaklık ilişkisi olduğu bulgusuna ulaşmışlardır.

3. Veri Seti ve Model

3.1. Veri Seti

Dow Jones Sukuk Endeksiyle Dow Jones Hindistan Endeksi, MSCI USA İslami Endeksi, Jakarta İslami Endeksi ve Doha Al-Rayan İslami Endeksi arasındaki volatilite yayılımı 2013-

2021 dđnemi verileriyle incelenen bu alıřmada veriler; MSCI data ve Yahoo Finance sitelerinden elde edilmiřtir. 2096 gđzlemin kullanıldıđı bu alıřmada seilen endekslerin getiri serilerine ait zaman yolu grafikleri Őekil 1’de sunulmuřtur.



Őekil 1. Getiri Serilerinin Zaman İerisindeki Seyri

Deđiřkenlere ait getiri serilerinin zaman ierisindeki seyri incelendiđinde dđnemsel olarak negatif ve pozitif getirilerin tekrarlı yapılar sergilediđi ve serilerin volatil bir yapı sergilediđi gđrđlđrken Dow Jones Hindistan İřlami Endeksi getirilerinin diđer endekslere gđre daha durađan olduđu anlařılmaktadır. Ancak 2020 dđnemi hemen ncesinde endeks getirilerinde Őiddetli bir kırılma olduđu gđrđlmektedir. alıřmada seilen endekslerin getiri serileri tanımlayıcı istatistikleri Tablo 1’de sunulmuřtur.

Tablo 1. Endeks Getirilerine Ait Tanımlayıcı İřtatistikler

	Dow Jones Sukuk (Rdwjsukuk)	Dow Jones Hindistan (Rhind)	Jakarta (Rjakarta)	Doha Al- Rayan (Ralrayan)	MSCI USA (Risus)
Ortalama	0.000193	0.000645	0.000317	0.000264	0.000580
Maksimum	0.007320	0.341641	0.128117	0.093494	0.061709
Minimum	-0.013309	-0.247743	-0.078405	-0.091276	-0.062748
Standart Sapma	0.001251	0.015587	0.013620	0.010651	0.010226
arpıklık	-1.916405	5.173206	0.131510	-0.593290	-0.192693
Basıklık	22.19054	25.79148	95.04607	16.74490	70.75351
Jarque-Bera Testi	33445,82*	5684406*	3701,107*	16622,17*	1463,446*
ARCH-LM	285.6629*	450.5713*	141.1105*	101.9972*	77.45692*
Gđzlem Sayısı	2096	2096	2096	2096	2096

Tablo 1’de yer alan sonuçlara göre en yüksek ortalamaya sahip endeks %0.0645 getiri ile Dow Jones Hindistan İslami Endeksidir. En düşük getiri ise %0.0193 oranıyla Dow Jones Sukuk Endeksidir. Bununla birlikte incelenen dönem içerisinde tüm değişkenler pozitif getiriye sahipken en yüksek standart sapmaya sahip endeks ise %1.56 oranıyla Dow Jones Hindistan İslami Endeksidir. Tablo 1’de yer alan getiri serilerinin ortalama değerlerinin, standart sapma değerlerinden daha küçük olduğu gözlemlenmektedir. Ding ve Vo’nun (2012) da bahsettiği gibi bu durumun finansal zaman serilerinin genellikle tesadüfi yürüyüş süreci izlediği bilgisi ile tutarlı olduğu şeklinde yorumlamak mümkündür. Tablo 1’de yer alan serilere ait çarpıklık değerleri incelendiğinde Hindistan ve Jakarta endekslerinin pozitif çarpık olduğu diğer endekslerin ise negatif çarpık olduğu görülmektedir. Böylece endeks değişimlerinin yukarı ve aşağı yönlü seyirlerinde asimetri olabileceği düşünülebilir. Tüm değişkenler için basıklık katsayılarının normal dağılımdan çok yüksek olduğu da Tablo 1’de yer almaktadır. Çarpıklık ve basıklık katsayıları incelendiğinde her bir endeks getiri serisinin Gauss dağılımından önemli ölçüde sapma gösterdiği anlaşılmaktadır. Jarque-Bera Testi sonuçlarında da serilerin normal dağılıma uymadığına dair hipotezin kabul edildiği görülmektedir. Daha açık bir ifadeyle serilerin Gaussian dağılımla değil Student-t dağılımıyla tahminlemeye uygun olduğu anlaşılmıştır. Tüm bu sonuçlardan hareketle incelenen endeks getirilerinin tipik finansal zaman serileri özelliği taşıdığı anlaşılmaktadır.

ARCH-LM testi sonuçlarına göre de tüm serilerde volatil yapı olduğuna dair alternatif hipotez kabul edilmiştir. Dolayısıyla seriler ARCH grubu modellerle modellenmeye uygundur. ARCH LM testi, tüm getiri serilerinde önemli ARCH etkilerinin varlığını gösterirken aynı zamanda seriler arasındaki dinamik korelasyonları ve volatilite yayılımını tahmin etmek için GARCH tabanlı yaklaşımın kullanılabilirliğinin temelini sağlar.

Yatırımcılar basit bir portföy çeşitlendirmesinde değişkenler arasındaki sabit korelasyonları dikkate alabilmektedirler. Bu nedenle volatilite yayılımını incelenmeden önce temel portföy çeşitlendirmesinde bilgi sağlayan sabit korelasyon katsayıları Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2. Sabit Korelasyon Sonuçları

	Dowjones	Hind	Jakarta	Alrayan	Isus
Dowjones	1				
Hind	-0.0004931	1			
Jakarta	0.02422619	0.02949642	1		
Alrayan	0.00431178	-0.0003576	0.00018722	1	
Isus	0.00169021	0.00606832	0.00183793	0.01302826	1

Sabit korelasyon sonuçlarına göre Dow Jones Sukuk Endeksi ile Dow Jones Hindistan İslami Endeksi arasında negatif korelasyon varken, Dow Jones Sukuk Endeksi ve Jakarta, Al-Rayan ve MSCI ABD İslami Endeksleri arasında pozitif korelasyon bulunmaktadır. Dow Jones Sukuk Endeksiyle en yüksek korelasyona sahip endeks ise Jakarta İslami Endeksi’dir. Portföy çeşitlendirilmesinde portföy riskinin azaltılmasında varlıklar arasındaki korelasyon ilişkisinin dikkate alınarak riskin azaltılabileceği göz önüne alındığında Tablo 2’de yer alan sonuçların temel bir portföy çeşitlendirme stratejisi için faydalı olabileceği yorumu yapılabilir. Ancak, bu korelasyon analizinin doğası gereği koşulsuz ve sabit olduğunu ve bu nedenle öngörülemeden farklı olayların etkilerini yakalayamadığını belirtmekte fayda var. Tablo 2’de verilen koşulsuz sabit korelasyon, uzun dönemli bir ortalama olarak yorumlanabilir. Ölçülen bu korelasyonda

gözlem penceresi ne kadar kısa olursa, gerçekleşen korelasyonun uzun dönem ortalamasından o kadar farklı olması daha olasıdır. Ayrıca sabit korelasyon katsayıları varlıkların basit getirileri arasındaki korelasyonu ifade ederken; DCC GARCH modelinde varlıkların volatiliteleri arasında koşula bağılı değişen korelasyonlar incelendiğinden varlık riski de dikkate alınmaktadır. Bu nedenle Roy ve Roy'un (2017) da bahsettiği gibi finansal bulaşma ve yayılım analizi için sabit korelasyon yerine dinamik korelasyon daha uygundur.

3.2. Model-Dinamik Koşullu Korelasyon (DCC) GARCH

Finansal piyasalar arasındaki etkileşimleri incelemek için başta nedensellik ve korelasyon analizleri olmak üzere birçok yöntem bulunmaktadır. Literatürde finansal bulaşıcılık ve volatiliteler yayılımını incelemek için VAR temelli ve GARCH temelli yöntemler olmak üzere iki sınıflama bulunmaktadır. Bu çalışmada GARCH tipi yöntemlerden olan DCC GARCH metodu tercih edilmiştir. Finansal bulaşma ve volatiliteler yayılımı, çoğunlukla çapraz piyasa korelasyonları kullanılarak test edilir (Roy ve Roy, 2017). Varlıklar arasında değişen varyansla düzeltilmiş zamanla değişen korelasyonu hesaplamak ve dolayısıyla finansal yayılımın ve etkileşimin boyutunu ölçmek için, birçok çalışma bulunmaktadır. Örneğin Wang ve Thi (2006), Cappiello vd. (2006), Hesse vd. (2008), Wang ve Moore (2012) tarafından Dinamik Koşullu Korelasyon-Çok Değişkenli GARCH (DCC-MGARCH) yöntemi kullanılmıştır

Bilindiği üzere ARCH grubu modeller piyasalardaki volatilitenin modellenmesinde en çok tercih edilen yöntemler arasındadır. Volatilitenin zaman içinde değiştiği ve dönemler halinde kümelenme eğilimi gösterdiği de genel kabul görmektedir. Volatilitenin otokorelasyonlu olduğu ve volatilitenin doğrudan gözlemlenebilir olmadığı göz önüne alındığında, gelecekteki volatiliteleri tahmin etmek için iyi bir modele ihtiyaç duyulacağı açıktır. Volatiliteler kümelenmesini yakalamada ve gelecekteki volatiliteleri tahmin etmede başarılı olduğu gösterilen bir model, 1986'da Bollerslev tarafından tanıtılan ARCH modelinin genişletilmiş versiyonu olan tek değişkenli GARCH modelidir. Bu model değişkenler arasında dönem boyunca oynaklıkların sabit olduğunu varsaymakta ve çoklu zaman serileri arasındaki korelasyonları yakalayamamaktadır (Najeeb vd. 2015). Finansal volatilitenin zaman içinde varlıklar ve piyasalar arasında aşağı yukarı birbirine yakın hareket ettiği bilinmektedir. Bu nedenle, varlık getirilerinin hareketlerindeki bağımlılığı hesaba katmak esastır. Varlıklar arasındaki kovaryans matrisini tahmin etmenin bir yöntemi, tek değişkenli GARCH'ı çok değişkenli bir GARCH modeline genişletmektir. Finansal piyasalar arasındaki volatiliteler aktarımını yakalamak için Baba vd. (1990); Engle ve Kroner (1995) tarafından önerilen çok değişkenli GARCH modellerinin (BEKK ve VEC), finansal varlıklar arasındaki koşullu korelasyonu etkin bir şekilde tahmin edebilen yöntemler olduğu bilinmektedir (Singhal ve Ghosh, 2016).

Sabit koşullu korelasyon (CCC)-GARCH (Bollerslev, 1990) modeli, tek değişkenli GARCH modelinin eksikliklerini gidermiştir, ancak dinamik olan korelasyonu sabit olarak aldığı için gerçekçi bir model değildir. Buna karşılık Engle (2002), koşullu korelasyonu zamanla değişen bir yapı olarak kabul eden ve CCC modeline dayalı dinamik bir model geliştirmiştir. DCC-GARCH yöntemi, diğer çok değişkenli GARCH modellerine göre çeşitli avantajlara sahiptir ve en önemlisi, standartlaştırılmış artıkların dinamik korelasyon katsayılarını tahmin ederek değişen varyanslılığı hesaba kattığından modelden elde edilen zamanla değişen korelasyon katsayıları finansal tahminlerde kullanılabilir (Ahmad vd., 2013).

Bu çalışmada varlıklar arasında zamanla değişen volatilité korelasyonlarını incelemek için Engle (2002) tarafından geliştirilen DCC-GARCH modeli kullanılmıştır. DCC-GARCH modelinin genel denklemi aşağıda verilmiştir:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (1)$$

Burada H_t koşullu kovaryans matrisi, D_t köşegenlerinde koşullu varyansı $\sqrt{h_{it}}$ olan bir $k \times k$ köşegen matrisi ve R_t zamanla değişen korelasyon matrisidir. Varlıkların koşullu varyansı hit tek değişkenli GARCH (X, Y) modeli kullanılarak tahmin edilir:

$$h_{it} = \omega_i + \sum_{x=1}^{x_i} \alpha_{ix} r_{it-x}^2 + \sum_{y=1}^{Y_i} \beta_{iy} h_{it-y} \quad i = 1, 2, 3, \dots, k \quad (2)$$

Burada ω_i , α_{ix} ve β_{iy} negatif olmayan ve $\sum_{x=1}^{x_i} \alpha_{ix} + \sum_{y=1}^{Y_i} \beta_{iy} < 1$ olmak üzere α_{ix} Y’yi uzun vadeli kalıcılığa (GARCH etkilerine) döndüren şokların kısa vadeli kalıcılığıdır. Varlıkların sayısı ise k ile gösterilir.

Hatalar (ε_t) ve koşullu standart sapmalar $\sqrt{h_{it}}$ dir. D_t köşegen matrisi eşitlik 3’te gösterildiği gibidir:

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sqrt{h_{33,t}} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Standart hatalar ($\sigma_{it} = \frac{\varepsilon_{it}}{\sqrt{h_{it}}}$) zamanla değişen korelasyon matrisi R_t ’yi tahmin etmek için kullanılır. R_t eşitliği aşağıdaki gibidir:

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \quad (4)$$

$$Q_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11}} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{22}} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sqrt{q_{kk}} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Q_t simetrik bir pozitif tanımlayıcı koşullu kovaryans matrisi, $Q_t = (q_{ij,t})$ ve \bar{Q} tekli GARCH modelinin standardize hatalarının koşulsuz korelasyonu olmak üzere:

$$Q_t = (1 - a - b)\bar{Q} + a\varepsilon_{t-1} - 1\varepsilon'_{t-1} + bQ_{t-1} \quad (6)$$

Koşullu korelasyon $\rho_{ij,t} = \frac{q_{i,j,t}}{\sqrt{q_{i,j,t}q_{j,i,t}}}$ tipik bir korelasyona $Q_t = (q_{ij,t})$ konarak denklem 7’deki gibi ifade edilebilir:

$$\rho_{ij,t} = \frac{(1 - a - b)\bar{Q} + a\varepsilon_{t-1} - 1\varepsilon'_{t-1} + bQ_{t-1}}{\sqrt{(1 - a - b)\bar{Q} + a\varepsilon_{t-1} - 1\varepsilon'_{t-1} + bQ_{t-1}} \sqrt{(1 - a - b)\bar{Q} + a\varepsilon_{t-1} - 1\varepsilon'_{t-1} + bQ_{t-1}}} \quad (7)$$

DCC GARCH modelinin tahmininde hataların dağılımına göre Gaussian, Student-t ve çarpık Student-t dağılımıyla tahminleme olmak üzere üç tahmin yöntemi vardır. Bu çalışmada verilerin kalın kuyruk özelliği göstermesi nedeniyle tahminler çarpık Student-t ile

gerçekleştirilecektir. Orskaug (2009) çarpık Student-t dağılımıyla DCC GARCH tahminini şu şekilde ifade etmektedir (Orskaug, 2009: 22):

Standartlandırılmış hatalar z_t ile ifade edildiğinde, çoklu çarpık Student-t dağılımları;

$$f(z_t | v, \varsigma) = \prod_{t=1}^T 2t_d(z_t | v, \varsigma) T_1 \left\{ \delta^T D^{-1} (z_t - \xi) \left[\frac{v+n}{Q_{z_t} + v} \right]^{1/2}; v+n \right\} \quad (8)$$

Burada D, köşegen üzerindeki Ω 'nin köşegen elemanlarının karekökü olan köşegen matristir.

$$Q_{z_t} = (z_t - \xi)^T \Omega^{-1} (z_t - \xi) \quad (9)$$

$$t_d(z_t; v, \varsigma) = \frac{\Gamma(\frac{v+n}{2})}{|\Omega|^{1/2} (\pi v)^n \Gamma(\frac{v}{2})} \left[1 + \frac{Q_{z_t}}{v} \right]^{-(v+n)/2} \quad (10)$$

$$Y \sim Std(\xi, \Omega, \delta, v) \quad (11)$$

$$\varsigma = D^{-1} \delta$$

Burada $T_1(\cdot; v+n)$ $v+n$ serbestlik dereceli skaler Student t dağılımını gösterir ve Γ gama fonksiyonudur. Bununla birlikte Student t-dağılımı, aşağıdakilere izin verilerek ortalama vektör 0 ve kovaryans matrisi Ω 'e sahip olacak şekilde standartlaştırılabilir:

$$\Omega = \begin{cases} \frac{v-2}{v} \left[I_n + \frac{1}{\varsigma^T \varsigma} \left(-1 + \frac{\pi \Gamma(\frac{v}{2})^2 (v - (v-2)\varsigma^T \varsigma)}{2\varsigma^T \varsigma (v-2) \left[\pi \Gamma(\frac{v}{2})^2 - (v-2)\Gamma(\frac{v-1}{2})^2 \right]} (-1 + K)\varsigma \varsigma^T \right) \right] & \varsigma \neq 0 \text{ için} \\ \frac{v-2}{v} I_n & \varsigma = 0 \text{ için} \end{cases} \quad (12)$$

$$K = \sqrt{1 + \frac{4v(v-2) \left[\pi \Gamma(\frac{v}{2})^2 - (v-2)\Gamma(\frac{v-1}{2})^2 \right] \varsigma^T \varsigma}{\pi \Gamma(\frac{v}{2})^2 (v - (v-2)\varsigma^T \varsigma)^2}} \quad (13)$$

$$\xi = -\sqrt{\frac{v}{n}} \frac{\Gamma(\frac{v-1}{2})}{\Gamma(\frac{v}{2})} \frac{\Omega \varsigma}{\sqrt{1 + \varsigma^T \Omega \varsigma}} \quad (14)$$

Dönüşüm kuralı kullanılarak $a_t = H_t^{1/2} z_t$ olabilirlik fonksiyonu;

$$L(\theta | F_t) = \prod_{t=1}^T 2t_d(H_t^{-1/2} a_t; v, \varsigma) T_1 \left\{ \delta^T D^{-1} \left(H_t^{-1/2} a_t - \xi \right) \left[\frac{v+n}{Q_{a_t} + v} \right]^{1/2}; v+n \right\} \frac{1}{|H_t|^{1/2}} \quad (15)$$

$$\ln(L(\theta)) = \sum_{t=1}^T \left(\ln(2) + \ln \left[t_d(H_t^{-1/2} a_t; v, \varsigma) \right] + \ln \left[T_1 \left\{ \delta^T D^{-1} \left(H_t^{-1/2} a_t - \xi \right) \left[\frac{v+n}{Q_{a_t} + v} \right]^{1/2}; v+n \right\} \right] - \frac{1}{2} \ln[|H_t|] \right) \quad (16)$$

θ ϕ ve ψ olmak üzere iki gruba ayrılır. Denklem 16'nın optimizasyonu zordur. Bu nedenle parametre tahminleri iki adımda gerçekleştirilir. İlk adımda, standartlaştırılmış hataların Gauss dağılımlı olduğu varsayılarak ϕ parametresi tahmin edilir. İkinci adımda ise ψ parametresi eşitlik 16 kullanılarak tahmin edilir.

4. Bulgular

İncelemede yüksek frekans sorunuyla karşılaşmamak için seriler ikili olarak incelenmiştir. DCC Model incelemelerinde R-Studio “rmgarch” ve “rugarch” paketleri kullanılmıştır. Çalışmada ilk olarak Kebalıo’nun (2016) çalışmasındaki benzer süreç referans alınarak değişkenler arasında uygun mertebeye sahip Vektör Otoregresif (VAR) modeller tahmin edilmiş ve bu modellerin kalıntıları elde edilmiştir. Daha sonra ise VAR modellerden elde edilen kalıntılar kullanılarak DCC-GARCH modelleri tahmin edilmiştir. Çalışmanın amacı; Dow Jones Sukuk Endeksi ve diğer değişkenler arasındaki volatilité yapısının modellenmesini içerdiğinden bulgularda ifade edilen ilk değerler Dow Jones Sukuk endeksine aittir. DCC-Model bulguları Tablo 3’te verilmiştir.

Tablo 3. DCC Model Bulguları

Parametreler	Katsayılar	Standart Hatalar	t-İstatistikleri	p-Değerleri
α_{dw}	0.064474	0.021646	2.978632	0.002895**
β_{dw}	0.922483	0.019886	46.389277	0.0000***
δ_{dw}	0.937065	0.028232	33.191223	0.000000***
θ_{dw}	4.546025	0.371785	12.227554	0.000000***
α_{hnd}	0.077648	0.010018	7.751052	0.000000***
β_{hnd}	0.862348	0.012690	67.957021	0.0000***
δ_{hnd}	0.891380	0.025743	34.626108	0.000000***
θ_{hnd}	5.214991	0.817753	6.377225	0.000000***
α_{alryn}	0.154722	0.079329	1.950377	0.051131*
β_{alryn}	0.804651	0.098820	8.142618	0.000000***
δ_{alryn}	0.948387	0.034592	27.416249	0.000000*
θ_{alryn}	4.366446	1.245748	3.505078	0.000456***
$\alpha_{jakarta}$	0.092556	0.019331	4.78795	0.000002***
$\beta_{jakarta}$	0.886391	0.025994	34.09926	0.000000***
$\delta_{jakarta}$	0.914205	0.026508	34.48814	0.000000***
$\theta_{jakarta}$	7.294583	1.000074	7.29405	0.000000***
α_{isus}	0.105974	0.022719	4.664585	0.0000***
β_{isus}	0.861553	0.031729	27.153669	0.0000***
δ_{isus}	0.915012	0.025879	35.357703	0.000000***
θ_{isus}	5.979526	0.824326	7.253838	0.000000***
DCC α_{dwhnd}	0.003322	0.006013	1.552466	0.080629*
DCC β_{dwhnd}	0.946276	0.027856	33.970666	0.000000***
DCC $\alpha_{dwalryn}$	0.087019	0.020563	4.231881	0.000023***
DCC $\beta_{dwalrayan}$	0.841864	0.012347	68.183	0.0000***
DCC $\alpha_{dwjakarta}$	0.016571	0.008805	1.8819	0.059845*
DCC $\beta_{dwjakarta}$	0.907745	0.030409	29.8515	0.000000***
DCC $\alpha_{dw-isus}$	0.014041	0.000918	1.997493	0.03185**
DCC $\beta_{isus-dw}$	0.774762	0.172892	4.481180	0.000007***
DCC ρ_{dwhnd}	0.044306	0.0042755	10.36	0.000000***
DCC $\rho_{dwalrayan}$	0.026716	0.0031937	8.365	0.000000***
DCC $\rho_{dwjakarta}$	-0.010325	0.0023136	-4.463	0.000000***
DCC ρ_{dwisus}	0.051444	0.0053822	9.558	0.000000***

***, **, * simgeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 3’te yer alan modele ait parametreler incelendiğinde çarpıklık vektörünün 0 vektörüne eşit olmadığı görülmektedir. Buradan hareketle tüm değişkenler için getirilerinin

dağılımının simetrik olmadığı yorumu yapılabilir. Her bir deęişken için yapılan tek deęişkenli GARCH modellemesi ile deęişkenlerin kendi gecikmeli deęerlerinden gelen volatiliteler kalıcılığı incelenmiştir. Her bir deęişken için α parametresi deęişkenlerin kendi volatiliteler şokunun etkisini göstermekteken β parametresi şokun kalıcılığının ifadesidir. Volatiliteler kalıcılığının olduğuna ilişkin hipotezin kabul edilebilmesi içinse $\alpha + \beta < 1$ koşulunun sağlanması gerekmektedir.

Tablo 3'te yer alan bulgulara göre Dow Jones Sukuk Endeksi'nde ARCH etkisi başka bir deyişle volatiliteler şokunun etkisi %6.4474 ve volatiliteler kalıcılığı ise %92.2483'tir. Dow Jones Sukuk endeksinde volatiliteler kalıcılığını ifade eden $\alpha + \beta$ deęerinin ise $0.986957 < 1$ olduğu görülmektedir. Buradan hareketle Dow Jones Sukuk Endeksi getiri serisinde volatiliteler kalıcılığı olduğuna ilişkin hipotez kabul edilir. Başka bir ifadeyle bu piyasada volatilitenin kalıcı etkiye sahip olduğu anlaşılmaktadır. Dow Jones Hindistan İslami Endeksi'nde volatiliteler şokunun etkisi %7.7648 ve volatiliteler kalıcılığı etkisi %86.2348'dir. $\alpha + \beta$ deęeri 0.939996 olduğundan bu seride volatiliteler kalıcılığının olduğuna dair hipotezi kabul edilmektedir. Al-Rayan Endeksi'ne ait parametreler incelendiğinde volatiliteler şokunun etkisi %15.4722 ve volatiliteler kalıcılığı ise %80.4651'dir. Al-Rayan endeksi $\alpha + \beta = 0.9593731$ olduğu ve bu endekste de volatiliteler sürekliliğinin olduğu görülmektedir. Jakarta Endeksi'nin volatiliteler şokunun etkisi %9.2556 ve volatiliteler kalıcılığı %88.6391'dir. $\alpha + \beta$ deęeri 0.978947 olduğundan bu seride volatiliteler kalıcılığının olduğuna dair hipotezi kabul edilmektedir. MSCI ABD İslami endeksinde volatiliteler şokunun etkisi %10.5974 ve volatiliteler kalıcılığı %86.1553'tür. $\alpha + \beta$ deęeri 0.967527 olduğundan bu seride volatiliteler kalıcılığının olduğuna dair hipotezi kabul edilmektedir. O halde incelemeye dahil edilen tüm serilerde volatiliteler kümelenmesi olduğu ve volatilitenin bu piyasalarda kalıcı etkiye sahip olduğu söylenebilir. Tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu incelemede tüm deęişkenler içerisinde en yüksek volatiliteler kalıcılığına sahip deęişkenin ise Dow Jones Sukuk endeksi olduğu görülmüştür.

Tablo 3'te dinamik koşullu korelasyona ait parametreler incelendiğinde $DCC\alpha$ geçmiş dönemki şokların cari koşullu korelasyonlar üzerindeki etkisini ifade etmekteken $DCC\beta$ geçmiş korelasyonların etkisini yakalamaktadır. Bu parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olması koşullu korelasyonların sabit olmadığı anlamına gelmektedir. Dow Jones Sukuk endeksiyle oluşturulan ikili modellerin DCC parametreleri incelendiğinde tüm ikili yapılarda korelasyonların sabit olmadığı görülmektedir. DCC parametreleri incelendiğinde tüm yapılar için $DCC\alpha \approx 0$ ve $DCC\beta$ katsayısı sıfırdan büyüktür ve ikisinin toplamı 1'den küçüktür. Dolayısıyla sonuçlar teorik zemine uygun ve anlamlıdır. DCC model sonuçlarından hareketle Dow Jones Sukuk endeksinin arařtırmaya dahil edilen endekslerle korelasyonunun zamana baęlı deęiştiiği görülmüştür. Dow Jones Sukuk endeksi ve incelenen endeks getiri serilerinin volatiliteleri arasındaki dinamik koşullu korelasyonun yapısı incelendiğinde ρ parametrelerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. ρ katsayılarına göre Dow Jones Sukuk Endeksi ve Hindistan endeksi arasındaki etkileşim %4.4306 ve pozitif yönlüken, Dow Jones Sukuk ve Al-Rayan endeksi arasındaki etkileşim %2.6716 ve pozitif yönlüdür. Dow Jones Sukuk ve Jakarta endeksi arasındaki ilişki ise %0.010325 ve negatif yönlüdür. Bununla birlikte en yüksek etkileşim oranı %5.1444 ile Dow Jones Sukuk ve İsus endeksi arasındadır.

5. Sonuç

Geleneksel faizli borçlanma aracı olan tahvilin alternatifi olan faizsiz borçlanma aracı olarak ifade edilen sukuk, küresel piyasalarda oldukça dikkat çeken bir finansal üründür. Sukuk piyasaları ile İslami hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımı da finansal yatırımcıların kararlarını etkileyebilecektir. Bu nedenle çalışmada Dow Jones Sukuk Endeksi ile bazı İslami hisse senedi endeksleri arasındaki etkileşimi incelemeye koşullu volatilite ve korelasyon bağımlılığını çok değişkenli yapıda ele alan DCC-GARCH modeli kullanılmıştır. İslami hisse senedi endekslerinin seçiminde işlem hacmi yüksekliği dikkate alınmıştır. Bu bağlamda çalışmada Dow Jones Sukuk Endeksiyle Dow Jones Hindistan Endeksi, MSCI USA İslami Endeksi, Jakarta İslami Endeksi ve Doha Al-Rayan İslami Endekslerine ait veriler kullanılmıştır.

ARCH ve GARCH parametrelerine göre tüm endekslerde volatilite kümelenmesi olduğu ve volatilitenin bu piyasalarda kalıcı etkiye sahip olduğu görülmüştür. Karşılıklı volatilite etkileşimlerinde ise Dow Jones Sukuk Endeksiyle seçilmiş İslami hisse senedi endeksleriyle oluşturulan ikili yapılar incelenmiştir. Endeks getirilerinin volatiliteleri arasındaki koşullu korelasyon ilişkilerine ait sonuçlar incelenen endeks getirilerinin koşullu korelasyon yapıları arasında genel olarak zamana bağlı değişen dinamik bir yapı olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte volatilitelerin koşullu korelasyon ilişkisi endekslere göre farklılık göstermektedir. Bu nedenle oluşturulacak bir portföyde bu farklılığın göz önüne alınması gerekmektedir.

Değişkenlerin getiri volatiliteleri arasındaki etkileşim incelendiğinde sadece Dow Jones Sukuk endeksi ve Jakarta endeksleri etkileşiminin negatif olduğu, Dow Jones Sukuk-Hindistan, Dow Jones Sukuk-Al-Rayan ve Dow Jones Sukuk-Isus endeksleri etkileşimlerinin pozitif yönlü olduğu görülmüştür. En yüksek etkileşim oranı ise %5.1444 ile Dow Jones Sukuk ve Isus endeksi arasındadır. Bu sonuçlar basit bir portföy çeşitlendirme ve hedge stratejisi için piyasa katılımcılarına bilgi sunabilir.

Bu çalışmadan elde edilen bulgular, Abdulrahim vd. (2009), Saadaoui ve Boujelbene (2015), Majdoub ve Ben Sassi (2017), Çelik vd. (2018) ve Kamışlı ve Esen'in (2020) çalışmalarının sonuçlarıyla uyumludur. İslami hisse senetlerinin risk korunma stratejileri açısından geleneksel tahvil-hisse senedi piyasası ilişkisinden farklılık göstermediği görülmüştür. O halde incelenen seriler bakımından, bir yatırımcının Dow Jones Sukuk Endeksi'nin getiri volatilitesi seyrini takip ederek diğer endekslerdeki yatırım tercihlerinde karar verebileceği yorumu yapılabilir. Çalışmada ele alınan serilerin getiri volatiliteleri arasındaki koşullu korelasyon ilişkisi Dow Jones Sukuk Endeksi bağlamında incelenmiştir. Ancak çalışmada diğer İslami hisse senedi piyasalarının kendi aralarındaki getiri volatiliteleri arasındaki koşullu korelasyonlar incelenmediğinden bu korelasyon yapılarının da incelenerek farklı yorumlamalarda bulunmak mümkündür. Daha sonra yapılacak çalışmalarda bu dinamik korelasyon ilişkilerinin de göz önüne alınarak incelenmesi ve bu varlıklar ile oluşturulacak bir portföyün performansının ne olduğunun değerlendirilmesi uygulamalı finans literatürüne katkı sağlayacaktır.

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

- Abdul Rahim, F., Ahmad, N. and Ahmad, I. (2009). Information transmission between Islamic stock indices in South East Asia. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 2(1), 7-19. doi:10.1108/17538390910946230
- Ahmad, W., Sehgal, S. and Bhanumurthy, N.R. (2013). Eurozone crisis and BRICKS stock markets: Contagion or market interdependence? *Economic Modelling*, 33, 209-225. doi:10.1016/j.econmod.2013.04.009
- Archer, S. and Karim, R.A.A. (2018). *Islamic capital markets and products. Managing capital and liquidity requirements under Basel III*. United Kingdom: John Wiley and Sons.
- Baba, Y., Engle, R.F., Kraft, D. and Kroner, K. (1990). *Multivariate simultaneous generalized ARCH*. San Diego: Mimeo.
- Başarıır, Ç. (2018). Volatility structure of stock price index and exchange rates: Casuality analysis for Turkey. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*, 9(24), 330-349. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/pub/gumus/>
- Bollerslev, T. (1990). Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH model. *The Review of Economics and Statistics*, 498-505. <https://doi.org/10.2307/2109358>
- Cappiello, L., Engle, R.F. and Sheppard, K. (2006). Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns. *Journal of Financial Econometrics*, 4(4), 537-572. <https://doi.org/10.1093/jffinec/nbl005>
- Çelik, İ., Özdemir, A. ve Gülbahar, S.D. (2018). İslami hisse senedi endeksleri arasında getiri ve volatilité yayılımı: Gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalarda çok değişkenli VAR-EGARCH uygulaması. *Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi*, 1(2), 89-100. <https://doi.org/10.32951/mufider.418295>
- Ding, L. and Vo, M. (2012). Exchange rates and oil prices: A multivariate stochastic volatility analysis. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 52(1), 15-37. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2012.01.003>
- Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350. <https://doi.org/10.1198/073500102288618487>
- Engle, R.F. and Kroner, K.F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*, 11, 122-150. <https://doi.org/10.1017/S0266466600009063>
- Güçlü, F. (2019). Katılım 30 endeksinin zamanla değişen betası. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi* (BOR Özel Sayısı), 115-126. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.515150>
- Hesse, H., Frank, N. and González-Hermosillo, B. (2008). *Transmission of liquidity shocks: Evidence from the 2007 subprime crisis* (IMF Working Paper No. 08/200). Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=1266533>
- ICD. (2019). *Islamic finance development report 2019*. Retrieved from https://icd-ps.org/uploads/files/IFDI%202019%20DEF%20digital1574605094_7214.pdf
- Kamışlı, S. ve Esen, E. (2020). İslami hisse senedi endeksleri arasındaki oynaklık ilişki yapısı. *Journal of Management and Economics Research*, 18(1), 108-121. <http://doi:10.11611/Yead.607940>
- Kebalo, L. (2016). What DCC-GARCH model tell us about the effect of the gold price's volatility on South African exchange rate? *Journal of Economics Library*, 3(4), 570-582. Retrieved from <https://mp.ra.ub.uni-muenchen.de/>
- Majdoub, J. and Ben Sassi, S. (2017). Volatility spillover and hedging effectiveness among China and emerging Asian Islamic equity indexes. *Emerging Markets Review*, 31, 16-31. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2016.12.003>

- Majdoub, J. and Mansour, W. (2014). Islamic equity market integration and volatility spillover between emerging and US stock markets. *The North American Journal of Economics and Finance*, 29, 452-470. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2014.06.011>
- Najeeb, S.F., Bacha, O. and Masih, M. (2015). Does heterogeneity in investment horizons affect portfolio diversification? Some insights using M-GARCH-DCC and wavelet correlation analysis. *Emerging Markets Finance and Trade*, 51(1), 188-208. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2015.1011531>
- Nasr, A.B., Lux, T., Ajmi, A.N. and Gupta, R. (2016). Forecasting the volatility of the Dow Jones Islamic stock market index: Long memory vs. regime switching. *International Review of Economics & Finance*, 45, 559-571. doi:10.1016/j.iref.2016.07.014
- Orskaug, E. (2009). *Multivariate DCC-GARCH model: With various error distributions* (Unpublished doctoral dissertation). Norwegian University of Science and Technology, Institute of Mathematics Master of Science in Physics and Mathematics.
- Rejeb, A.B. and Arfoui, M. (2019). Do Islamic stock indexes outperform conventional stock indexes? A state space modeling approach. *European Journal of Management and Business Economics*, 28(3), 301-322. doi:10.1108/EJMBE-08-2018-0088
- Roy, R.P. and Roy, S.S. (2017). Financial contagion and volatility spillover: An exploration into Indian commodity derivative market. *Economic Modelling*, 67, 368-380. doi:10.1016/j.econmod.2017.02.019
- Saadaoui, A. and Boujelbene, Y. (2015). Volatility transmission between Dow Jones Stock Index and emerging Islamic stock index: Case of subprime financial crises. *EMAJ: Emerging Markets Journal*, 5(1), 41-49. <http://doi.org/10.5195/emaj.2015.68>
- Shahzad, S.J.H., Ferrer, R., Ballester, L. and Umar, Z. (2017). Risk transmission between Islamic and conventional stock markets: A return and volatility spillover analysis. *International Review of Financial Analysis*, 52, 9-26. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2017.04.005>
- Singhal, S. and Ghosh, S. (2016). Returns and volatility linkages between international crude oil price, metal and other stock indices in India: Evidence from VAR-DCC-GARCH models. *Resources Policy*, 50, 276-288. doi:10.1016/j.resourpol.2016.10.001
- Tanjung, H. (2014). Volatility of Jakarta Islamic index. *Al-Iqtishad: Jurnal Ilmu Ekonomi Syariah*, 6(2), 207-222. <http://doi.org/10.15408/aiq.v6i2.1231>
- TKBB. (2015). *Faizsiz finans standartları*. Erişim adresi: <https://tkbb.org.tr/Documents/Yonetmelikler/FAIZSIZ-FINANS-STANDARTLARI.pdf>
- Vishwanath, S.R. and Azmi, S. (2009). An overview of Islamic sukuk bonds. *The Journal of Structured Finance*, 14(4), 58-67. <https://doi.org/10.3905/JSF.2009.14.4.058>
- Wang, K.M. and Thi, T.B.N. (2006). Does contagion effect exist between stock markets of Thailand and Chinese economic area (CEA) during the Asian flu? *Asian Journal of Management and Humanity Sciences*, 1(1), 16-36. Retrieved from <https://citeseerx.ist.psu.edu/>
- Wang, P. and Moore, T. (2012). The integration of the credit default swap markets during the US subprime crisis: Dynamic correlation analysis. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(1), 1-15. doi:10.1016/j.intfin.2011.07.001
- Yakar, S., Kandır, S.Y. ve Önal, Y.B. (2013). Yeni bir finansman aracı olarak “Sukuk-Kira Sertifikası” ve vergisel boyutunun incelenmesi. *Bankacılar Dergisi*, 84, 72-94. Erişim adresi: <https://www.tbb.org.tr/tr>

VOLATILITY INTERACTION BETWEEN DOW JONES SUKUK AND SELECTED STOCK INDICES

EXTENDED SUMMARY

Purpose of the Study

Sukuk, one of the Islamic finance products, has become a part of the global financial system and is widely used in financing many different projects. In portfolio diversification strategies, it is important to examine the relationship of Sukuk with other assets. Therefore, the aim of this study is to examine the volatility interaction between Dow Jones Sukuk Index and Dow Jones India Index, MSCI USA Islamic Index, Jakarta Islamic Index and Doha Al-Rayan Islamic Index, on the basis of the 2013-2021 period, using the dynamic conditional correlation method.

Literature

There are many methods, primarily causality and correlation analyses, to examine the interactions between financial markets. In the literature, there are two classifications, VAR-based and GARCH-based methods, to examine financial contagion and volatility spillovers. In this study, the DCC-GARCH model developed by Engle (2002) was used to examine the time-varying volatility correlations among assets.

Findings

In the study, firstly, Vector Autoregressive (VAR) models with appropriate order among the variables were estimated. Later, the remains of these models were obtained. Finally, DCC-GARCH models were estimated using residuals obtained from VAR models. According to the findings obtained from the study, it can be interpreted that the distribution of returns for all variables is not symmetrical. The univariate GARCH modeling for each variable and the volatility persistence from the variables' own lagged values were examined. According to the findings, the ARCH effect, in other words, the effect of volatility shock is 6.4474% and the volatility persistence is 92.2483% in the Dow Jones Sukuk Index. The $\alpha+\beta$ value, which expresses the persistence of volatility in the Dow Jones Sukuk index, is observed to be $0.986957 < 1$. From this point of view, the hypothesis regarding the persistence of volatility in the Dow Jones Sukuk Index return series is accepted. When the parameters of the Al-Rayan Index are examined, the effect of the volatility shock is 15.4722% and the volatility persistence is 80.4651%. It is seen that the Al-Rayan index is $\alpha+\beta = 0.9593731$ and there is continuity of volatility in this index. The effect of the volatility shock of the Jakarta index is 9.2556% and the volatility persistence is 88.6391%. In the MSCI USA Islamic index, the effect of volatility shock is 10.5974% and volatility persistence is 86.1553%. In addition, since the $\alpha+\beta$ value is 0.967527, the hypothesis of persistence of volatility in this series is accepted. Therefore, it can be said that there is a cluster of volatility in all series included in the analysis and that volatility has a permanent effect on these markets. In the analysis, where all parameters were statistically significant, it was seen that the variable with the highest volatility persistence among all variables was the Dow Jones Sukuk index.

Conclusion

According to the results of the study, it is seen that there is volatility clustering in all indices according to ARCH and GARCH parameters and volatility has a permanent effect on these markets. In the mutual volatility interactions, the binary structures created with the Islamic stock indices selected with the Dow Jones Sukuk Index were examined. The results of the conditional correlation relations between the volatility of the index returns show that there is a dynamic structure that changes depending on time among the conditional correlation structures of the index returns examined. However, the conditional correlation of volatilities differs according to the indices. For this reason, this difference should be taken into account in a portfolio to be created. When the interaction between the return volatility of the variables is examined, it is seen that only the interaction of the Dow Jones Sukuk index and Jakarta indices is negative, while the interactions of Dow Jones Sukuk-India, Dow Jones Sukuk-Al-Rayan and Dow Jones Sukuk-Isus indices are positive. The highest interaction rate of 5.1444 is between Dow Jones Sukuk and Isus index. These results can inform market participants for a simple portfolio diversification and hedge strategy.

KAYIT DIŐI EKONOMİ FİNANSAL SEKTÖRÜN GELİŐİMİNİ KISITLIYOR MU?

Does Shadow Economy Restrain Financial Sector Development?

Gürçem ÖZAYTÜRK*

Öz

Kayıt dıŐı ekonomi, hem geliŐmiŐ hem de geliŐmekte olan ülkelerde yaygın bir özelliktir ve makroekonomik performans üzerinde ciddi etkileri vardır. Mevcut literatür esas olarak bir ekonomideki kayıt dıŐı ekonominin boyutu ve belirleyicisi ile ekonomik büyüme, mali gelir ve bütçe performansı üzerindeki etkisine odaklanmaktadır. Kayıt dıŐı finans alanında ise kayıt dıŐı ekonomi ve finansal geliŐme arasındaki etkileŐim üzerine sınırlı sayıda çalıŐma yapılmıŐtır. Oysaki literatürde kayıt dıŐı ekonominin, organize finans sektörünün geliŐimini olumlu ya da olumsuz etkileyebileceđine dair fikir birliđine varılamamıŐtır. Olumsuz görüŐler; resmi finans sektörüne eriŐimi olmayan ekonomik ajanların, resmi olmayan finansal fırsatlardan yararlanmayı tercih edebilme fikrine dayanmaktadır. Bu durum bir yandan organize olmayan finansal piyasaların geniŐlemesine, diđer yandan organize finans sektörünün daralmasına yol açmaktadır. Olumlu görüŐler ise kayıt dıŐı ekonominin organize finans sektörü üzerindeki baskıyı azaltacađı düŐüncesinden kaynaklanmaktadır. Bu çalıŐmanın amacı, 18 Üst-Orta Gelirli ülkeler için kayıt dıŐı ekonominin, finansal sektörün geliŐimi üzerindeki etkisini incelemektir. Bu nedenle çalıŐmada 1991-2017 yılları arası verileri, Panel Hata Düzeltme modellerinden biri olan Ortak İliŐkili Etkiler Ortalama Grup (CCEMG) tahmincisi kullanılarak analiz edilmiŐtir. Sonucunda ise kayıt dıŐı ekonominin finansal sektör geliŐimi üzerindeki etkisinin uzun dönemde negatif olduđu görülmüŐtür.

Abstract

The shadow economy is a common feature in both developed and developing countries and has serious implications for macroeconomic performance. The current literature mainly focuses on the size and determinant of the shadow economy in an economy and its impact on economic growth, fiscal income and budget performance. On the other hand, a limited number of studies had conducted on the interaction between the shadow economy and financial development as the field of shadow finance. However, there is no consensus in the literature that the shadow economy could affect the development of the organized finance sector positively or negatively. Negative opinion is generally based on the idea that economic agents without access to the shadow financial sector may prefer to take advantage of shadow financial opportunities. This situation causes the expansion of unorganized financial markets on the one hand and the contraction of the organized finance sector on the other. Despite the negative opinion, the positive opinion stems from the thought that the shadow economy will reduce the pressure on the organized finance sector. The aim of this study is to examine the impact of the shadow economy on the development of the financial sector for 18 Upper-Middle Income countries. For this reason, the data between 1991 and 2017 were analyzed using the Common Associated Effects Mean Group (CCEMG) estimator, which is one of the Panel Error Correction models. As a result, it is seen that the effect of the informal economy on financial sector development is negative in the long run.

Anahtar

Kelimeler:

Kayıt DıŐı
Ekonomi, Panel
Veri Analizi,
Finansal Sektör.

JEL Kodları:

O17, C33, D53.

Keywords:

Shadow
Economy, Panel
Data Analysis,
Financial Sector.

JEL Codes:

O17, C33, D53.

* Dr. Öğr. Üyesi, Niđe Ömer Halisdemir Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Türkiye, gurcemozayturk@ohu.edu.tr, ORCID: 0000-0001-5321-9784

Makale GeliŐ Tarihi (Received Date): 17.06.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 28.09.2022

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



1. Giriş

Uzun yıllardır dikkatleri yoğun olarak çeken kayıt dışı ekonomi, giderek daha karmaşık bir ekonomik olgu haline gelmektedir. Bu karmaşıklık, farklı ekonomilerde farklı şekillerde gerçekleştirilen faaliyetler olmasından ve konunun incelenmesi sırasında öncelik alanlarının değişmesinden kaynaklanmakta ve dolayısıyla tanımlamada zorluklar yaşanmaktadır. Bunun en büyük kanıtı ise literatüre bakıldığında kayıt dışı ekonomi tanımlaması üzerine gayri resmi ekonomi, gizli ekonomi, düzensiz ekonomi, paralel ekonomi, yeraltı ekonomisi, yasadışı ekonomi, ikinci ekonomi, görünmeyen ekonomi, kayıtlı olmayan ekonomi, gölge ekonomi, kara ekonomi, gri ekonomi, ikinci ekonomi gibi çok farklı kelimeler kullanılmasıdır (Gyls, 2005: 72). Tüm bu tanımlamalar aynı kavram için kullanılıyor olsa da, bazı farklılıkları da içerisinde barındırmaktadır. Örneğin yasal boşluklardan faydalanılarak beyan dışı kalan ekonomik faaliyetler için gölge ekonomi, gizli ekonomi, yeraltı ekonomisi tanımları kullanılırken; yasa dışı faaliyetler için daha çok kara ekonomi, gri ekonomi, yeraltı ekonomisi, yasa dışı ekonomi gibi ifadeler; kamu otoritesinin bilgisi dışında yani formel ekonomik üretim sürecinde bulunmayan faaliyetler için ise gayri resmî ekonomi ifadesi kullanılmaktadır (Önder, 2001: 241-242; GİB, 2009: 3).

En genel tanımıyla kayıt dışı ekonomi, ülkenin ekonomik faaliyetleri içinde yer almasına rağmen, yasal veya yasal olmayan şekillerde resmi Gayri Safi Milli Hâsıla (GSMH) hesabına dâhil edilmeyen ekonomik faaliyetler bütünüdür (Schneider, 2012). Kayıt dışı ekonominin hacmini ise ülkelerin gelişmişlik düzeyleri, ekonomik sistemleri, nüfus, istihdam ve gelir oranları ve vergi yapısı gibi faktörler belirlemede etkilidir. Bu faktörler insanların davranışlarını etkileyerek, gelir, katma değer veya sosyal güvenlik primlerinin ödenmesinden kaçınmasına; asgari ücret, azami çalışma saatleri, güvenlik standartları vb. gibi belirli yasal işgücü piyasası standartlarını karşılamak ve belirli idari prosedürlere uymak zorunda kalmamak adına kayıt dışı ekonomiye yönelmesine neden olabilmektedir. Bu tür davranışlar kayıt dışı ekonomide işgücü arzını arttırmakta ve genişleyen kayıt dışı ekonomi düzeyi ülkede endişe yaratmaktadır. Kayıt dışı ekonomi düzeyi yüksek olan ülkelere ilişkin istatistikler ise güvenilmez ve eksiktir. Bu nedenle, kamu politikası planlamasını ve politika oluşturmayı zorlaştırmaktadır. Dahası ekonomideki toplam işgücü maliyeti ile vergi sonrası kazanç arasındaki fark ne kadar artıyorsa, kayıt dışı ekonomide çalışma teşviki de o kadar büyük olmaktadır. (Schneider, 2005: 600).

Finansal sektörün gelişmesi, sermayeye ulaşımı kolaylaştırdığı ve kredi maliyetlerini azalttığı ölçüde kayıt dışılığın fırsat maliyetini artırmakta ve bu nedenle kayıt dışı sektöre katılmada belirleyici bir rol oynamaktadır (Capasso ve Jappelli, 2013: 168). Finansal gelişmenin kayıt dışı ekonomi üzerine etkisini inceleyen çalışmalardan Bittencourt vd. (2014), 1980-2009 yılları arasında 150 ülke için kayıt dışı ekonomi, finansal sektör gelişimi ve enflasyon arasındaki ilişki üzerine bir model geliştirmiş ve bu modelde daha yüksek finansal sektör gelişiminin kayıt dışı ekonomiyi azalttığını göstermiştir. Benzer bir araştırmayı 1975-2015 döneminde 29 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeyi gelir gruplarına ayırarak araştıran Gharleghi ve Jahanshahi (2020), kişi başına düşen gelirden belirlediği eşik değer üzerinde finansal gelişmenin kayıt dışı ekonominin boyutunun küçülmesine önemli ölçüde katkıda bulunduğunu, ancak bu eşik altındaki ülkeler için hiçbir etkisinin olmadığını göstermiştir. Capasso ve Jappelli (2013) de çalışmasında İtalya'nın 1995, 1998, 2000, 2002 ve 2004 yıllarına ait anket verilerini kullanarak finansal gelişmenin daha ucuz finansman sağlayan firmalara katkıda bulunarak vergi kaçakçılığını ve kayıt dışı ekonomiyi azaltabileceğini öne sürmüştür. Ajide (2021), çalışmasında Afrika ülkelerinde 2005-2015 yılları arasında finansal katılımın kayıt dışı

ekonominin boyutunu azalttıđını göstermiř ve finansal kapsayıcılıktan kayıt dıřı ekonomiye dođru tek yönlü bir nedensellik tespit etmiřtir. Ayrıca Blackburn ve diđerlerinin (2012) finansal aracılık ve vergi kaçakçılıđını ele aldıđı çalışmasında, finansal sektör geliřimi daha düşük olan ekonomilerin daha yüksek kayıt dıřı ekonomi ve vergi kaçakçılıđı oranları yařadığını öne sürmüřtür. Bayar ve Öztürk (2016) ise Avrupa Birliđi geçiř ekonomilerinde 2003-2014 döneminde kayıt dıřı ekonomi, finans sektörünün geliřimi ve kurumsal kalite arasındaki etkileřimi arařtırmıř olup, finansal geliřme ve kurumsal kalitenin, uzun vadede kayıt dıřı ekonomiyi olumsuz yönde etkilediđi sonucuna ulařmıřtır. Canh ve Thanh (2020) da 114 ülke ekonomisi için 2002-2015 arası dönemi incelediđi çalışmasında, finansal derinlik ve finansal eriřimin kısa vadede kayıt dıřı ekonomiyi arttırdığı, ancak finansal kurumların uzun vadede kayıt dıřı ekonomiyi azalttıđı sonucuna ulařmıřtır.

Öte yandan yüksek vergi ve düzenlemelerin yükü arttıka, bireylerin kayıt dıřı ekonomiye yönelimleri de artmaktadır (Schneider ve Enste, 2000; Teobaldelli, 2011; Williams ve Schneider, 2013). Her ne kadar finansal maliyetler göz önüne alındığında, giriřimciler için vergiden kaçmak ve yeraltında faaliyet göstermeyi seçmek cazip olsa da, kredi itibarını ölçmede kullanılan hesapların, mali tabloların ve diđer kayıtların gizlenmesi resmi kredi piyasalarında finansmanın azalmasını da beraberinde getirmektedir (Blackburn vd., 2012). Çünkü borç verenler borçluları incelerken, uygun kayıt belgeleri ve bir faaliyet ruhsatı, vergi beyannamesi ve mali tablolar dâhil olmak üzere kapsamlı bilgilere ihtiyaç duyarlar. Kayıt dıřı ekonomide faaliyet gösteren firmaların bu belgelerin tümüne sahip olma olasılıđı daha düşüktür ve resmi finans kurumlarının gerektirdiđi standarda sahip deđildir. Bu nedenle, bu tür firmaların krediye eriřimlerinin reddedilme olasılıđı da yüksektir. Ayrıca finansal sözleşmeler, sözleşmenin mevcudiyetine ve uygulanmasına karşı oldukça hassastır ve kayıt dıřı firmaların genellikle resmi hukuk sisteminin kapsamı dışında olduđu göz önüne alındığında, resmi finans kurumlarının bu tür firmalarla sözleşme imzalaması neredeyse imkânsızdır (Aga ve Reilly, 2011: 314). Kısacası resmi ekonomiye sınırlı katkı, resmi bir ekonominin kaynaklarından ekonomik birimlerin çoğunun faydalanmadığını göstermektedir (Singh vd., 2012).

Bu nedenle kayıt dıřı ekonomiden kaçarak daha bol ve daha ucuz sermayeye eriřimin faydalarının, daha yüksek vergi yükünün maliyetine karşı takas edildiđi söylenebilir (Ellul vd., 2012). Bu durum, finansal sektör tarafından verilen krediler ile kayıt dıřı ekonominin büyüklüğü arasında negatif bir iliřkiye iřaret etmektedir. Bir yandan kayıt dıřı ekonomide faaliyet gösteren firmalar, resmi kredi kuruluşlarından risk deđerlendirmesinde asgari gereklilikleri sağlayamadığı için kredi talep edemeyip, finansal sektör geliřimine olumsuz etki yaparken; diđer taraftan sermaye yetersizliđi yařaması nedeniyle usulsüzlük tuzađına kilitlenmesine neden olmakta ve organize olmayan finansal sektörü genişletebilmektedir. Ayrıca kayıt dıřı olmak yalnızca verilen kredi miktarı üzerindeki sınırlamalara maruz kalmayı deđil, aynı zamanda daha yüksek bir borçlanma maliyetine de katlanmayı gerektirmektedir. Çünkü kayıt dıřı ekonomide faaliyet gösteren firmaları karakterize eden özellikler (küçük boyut, řeffaflık, sınırlı sermaye, basit iç organizasyon), finansal araçların onları daha riskli borçlular olarak sınıflandırmasına neden olur (Gobbi ve Zizza, 2007: 4-5). Tüm bu etkilerin yanı sıra resmi ekonomide istihdam edilen işçiler bankacılık sistemini daha yoğun kullanırken, kayıt dıřı ekonomide istihdam edilen işçiler borç ödeyebilme kabiliyetlerini destekleyen belgeleri bankalara sunamamakta ve bu nedenle bankacılık sistemini daha az kullanmak durumunda kalmaktadır (Pant vd., 2009).

Kayıt dışı ekonominin finansal sektör gelişimi üzerine etkisini inceleyen çalışmalara bakıldığında, sınırlı sayıda çalışma mevcuttur. Bunlardan biri olan Gatti ve Honorati (2008), İtalya'nın bölgesel verileri üzerine yaptığı çalışmada kayıt dışı ekonominin alt belirleyicilerinin finansal gelişmeyi negatif yönde etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Elgin ve Uras (2013) ise 1999-2007 döneminde 152 ülkeden oluşan örneklem ile yaptıkları çalışmalarında, kayıt dışı ekonomideki değişimin finansal sektör üzerinde iki farklı etki yarattığını belirtmişlerdir. Bunlardan ilki, kayıt dışı ekonominin vergi kaçakçılığı nedeniyle finansal baskıyı artırarak, finansal gelişmeye zarar verdiği şeklindedir. İkincisi ise kayıt dışı ekonominin boyutu arttıkça, finansal sektör üzerindeki kapasite kısıtını hafifleterek finansal gelişmeyi kolaylaştırdığıdır. Benzer şekilde Hajilee ve Niroomand (2021) 17 gelişmekte olan ülkenin 1980-2018 dönemi için yaptığı çalışmada, kayıt dışı ekonominin finansal sektör üzerindeki etkisinin kısa ve uzun dönemde farklılık gösterdiğinden, bu nedenle kayıt dışı ekonominin asimetrik etkileri olduğundan bahsetmişlerdir.

Gobbi ve Zizza (2007), 1997-2003 döneminde İtalyan borç piyasalarında kayıt dışı ekonomi ve finans sektörü gelişimi arasındaki bağı araştırmış ve kayıt dışı ekonominin finansal sektörün gelişimini engellediğini, ancak finansal sektör gelişiminin istatistiksel olarak herhangi bir etkisinin olmadığını göstermiştir. Mar'i ve Çavuşoğlu (2021), çalışmalarında 1991-2015 yılları arasındaki dönem için 156 ülkede ekonomik büyüme, kayıt dışı ekonomi ve finansal gelişme arasındaki ilişkiyi incelemiş ve sonucunda kayıt dışı ekonominin ekonomik büyümeyi olumlu, finansal gelişmeyi ise olumsuz etkilediğini göstermişlerdir.

Bose vd. (2012), 1995-2007 döneminde 137 ülkede kayıt dışı ekonomi ile bankacılık sektöründeki gelişmeler arasındaki etkileşimi panel regresyon kullanarak araştırmış ve kayıt dışı ekonomi ile bankacılık sektörünün gelişimi arasında negatif bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Berdiev ve Saunoris (2016), 1960-2009 döneminde 161 ülkeye ait verileri kullanarak finansal gelişme ve kayıt dışı ekonomi arasındaki dinamik ilişkiyi incelemiş ve kayıt dışı ekonomiye yönelik bir şokun finansal gelişmeyi engellediği sonucuna ulaşmıştır. Abu-Lila ve diğerlerinin (2021) 1990-2019 arası dönemde Ürdün ekonomisi ve Din'in (2016) 1971-2013 arası dönemde Malezya ekonomisi üzerine yaptıkları çalışmalarda ise kayıt dışı ekonomi ile finansal gelişme arasında uzun dönemli ters U şeklinde bir ilişki tespit edilmiştir. Dabla-Norris ve Feltenstein (2005) kayıt dışı ekonomide faaliyet göstermenin maliyetini bankacılık sisteminden sınırlı borçlanma yeteneği açısından değerlendirmiştir. Buna göre hükümet yüksek vergi rejimine geçerken firmalar kısmen kayıt dışı ekonomiye geçmeye başlamakta, daha sonrasında ise vergi ödemedikleri için kredi kısıtlarıyla karşılaşan firmalar yavaş yavaş resmi ekonomiye geri dönüş yapmaktadır.

Görüldüğü üzere, mevcut literatürde kayıt dışı ekonominin finansal sektör üzerindeki baskıları azaltarak organize finans sektörünün gelişimini olumlu etkilediği görüşünün yanı sıra; finansal sektörden sağlanan kredi imkânını azaltarak finansal sektörü kısıtladığı görüşü de bulunmaktadır. Finansal sektör gelişimini kayıt dışı ekonomi ile ilişkilendiren çalışmaların çoğu, finansal sektör gelişiminden kayıt dışı ekonomiye doğru bir etkiyi araştırmakta, ancak tersi ilişkiyi inceleyen çalışmalara çok az rastlanmaktadır. Buna göre çalışmanın amacı, 18 Üst-Orta Gelirli ülkeler için 1991-2017 yılları arasında kayıt dışı ekonominin, finansal sektörün gelişimi üzerindeki etkisini panel veri analizi ile araştırmaktır. Çalışmanın devam eden bölümlerinde analizde kullanılacak model ve veri seti, sonraki bölümde ise bulgulara yer verilecek olup, elde edilen bulgular doğrultusunda sonuçlar ve politika önerileri sunulacaktır.

2. Model ve Veri Seti

Yapısı geređi kayıt dıřı ekonominin hesaplanması olduka zordur. Bu nedenle, analizde Medina ve Schneider'in (2019) alıřmasında 157 lke iin MIMIC Modelini kullanarak hesapladıkları kayıt dıřı ekonomi endeks verilerinden faydalanılmıř olup, alıřma kapsamındaki verilerin tamamına ulařılabilen st orta gelir lke grubundan 18 lke (Arjantin, Botsvana, Brezilya, Bulgaristan, in, Kolombiya, Ekvator Ginesi, Gabon, Guyana, Jamaika, rdn, Lbnan, Malezya, Mauritius, Paraguay, Peru, Gney Afrika ve Surinam) iin 1991-2017 dnemine ait yıllık veriler ile analiz yapılmıřtır. Medina ve Schneider'in (2019) hesapladıđı kayıt dıřı ekonomi endeks verilerine bakıldıđında, ele alınan lke grubunun endeks deđerlerinin olduka yksek olduđu grlmř ve bu nedenle bu lke grubunda kayıt dıřı ekonominin byklđnn finansal sektre etkisi arařtırmaya deđer olduđu kanısına varılmıřtır. alıřmanın periyodunun 2017 yılına kadar olmasının sebebi ise, alıřmada kullanılan kayıt dıřı ekonomi endeks verilerinin hesaplanmasının 2017 yılında sonlandırılması olmuřtur.

alıřmada bađımlı deđerken olarak finansal sektrn geliřimini temsilen zel sektre verilen yurtii kredilerin GSYİH'deki yzde payı kullanılmıř ve verilerine Dnya Bankası veri tabanından ulařılmıřtır. Bađımsız deđerkenlerden kontrol deđerken olarak modele dahil edilen ve ekonomik bymeyi temsil eden GSYİH'nin yıllık yzdesel byme oranının verileri de yine Dnya Bankası veri tabanından sađlanmıřtır. O halde alıřmanın modeli ařađıda (1) numaralı eřitlikteki řekilde belirlenmiřtir:

$$FİN_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 KDE_{i,t} + \beta_3 GSYİH_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Modelde "FİN" finansal sektrn geliřimini bađımlı deđerkenini; "KDE" kayıt dıřı ekonomi bađımsız deđerkenini ve son olarak "GSYİH" ise ekonomik byme bađımsız deđerkenini temsil etmektedir. Kayıt dıřı ekonominin finansal sektrrn üzerindeki etkisinin incelenmesi amacıyla kurulan bu model, panel veri analizleri ile sınanmıř ve bulgular alıřmanın devam eden blmnde verilmiřtir.

3. Ampirik Bulgular

Panel veri analizinin kullanıldıđı alıřmada ncelikle deđerkenlere ait tanımlayıcı istatistiklere ve n testlere yer verilmiř, daha sonrasında ise serilerin yatay kesitleri arasındaki bađımlılıđı test edilmiřtir. Elde edilen sonular dođrultusunda serilere birim kk testi uygulanmıř ve Panel eřbtnleřme testi ile uzun dnemli iliřki sınanmıřtır. Deđerkenlere ait tanımlayıcı istatistiklere Tablo 1'de yer verilmiřtir.

Tablo 1. Deđerkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

Deđerken	Gzlem Sayısı	Ortalama	Std. Sapma	Minimum	Maksimum
FİN	486	49,18640	38,62054	2,148533	158,5054
KDE	486	31,74136	10,20572	11,00000	60,0000
GSYİH	486	4,785578	9,388933	-14,11538	66,5799

alıřmada st orta gelir lke grubundan 18 lkenin 1991-2017 dnemi arası 27 yıl iin zel sektre verilen yurtii krediler verisi alınmıřtır. Modelde bađımlı deđerken olan finansal sektrn geliřimini etkileyen her bir bađımsız deđerken iin, 486 gzlem deđerisi ile veri seti oluřturulmuřtur. Buna gre zel sektre verilen yurtii kredilerin GSYİH'deki yzde payının

ortalaması yaklaşık olarak 49,19; minimum olduğu değer 2,15 ve maksimum olduğu değer ise 158,5’dir. Ele alınan ülke grubunda GSYİH çalışma kapsamındaki 27 yıllık dönemde ortalama olarak 4,76 yıllık yüzde büyüme oranına sahiptir. Bu değer bu dönemde maksimum 66,58 olurken, minimum -14,12’yi görmüştür. Benzer şekilde kayıt dışı ekonomi endeks verileri de ele alınan ülke grubu için bu dönemde ortalama 31,74 iken, maksimum 60 endeks değerine çıkmış ve minimum 11 endeks değerine inmiştir. Değişkenlere ait tanımlayıcı istatistiklerin belirlenmesinin ardından, serilere uygulanan ön testlerin ilki olan korelasyon matrisi sonuçları Tablo 2’de yer almaktadır.

Tablo 2. Korelasyon Matrisi (Bağımlı Değişken “FİN”)

Olasılık Değeri	FİN	GSYİH	KDE
FİN	1.000.000		
GSYİH	0.059973	1.000.000	
KDE	-0,515531	-0,220441	1.000.000

Not: *, $r < 0,2$ ise çok zayıf, $0,2-0,4$ arası ise zayıf, $0,4-0,6$ arasında orta şiddette, $0,6-0,8$ arasında yüksek ve $> 0,8$ ise çok yüksek korelasyon ilişkisi olduğundan bahsedilir.

İki sayısal değer arasındaki ilişkinin yönünü ve şiddetini belirlemede kullanılan istatistiksel bir yöntem olan Pearson Korelasyon Matrisi, -1 ile +1 arasında değerler almaktadır. Bu değerlerin negatif olması değişkenler arasındaki ters ilişkiyi gösterirken, pozitif olması durumunda değişkenlerden biri artarken diğerinin de arttığı yorumu yapılır. Tablo 2’ye bakıldığında bağımlı değişken olan “FİN” değişkeninin, bağımsız değişken olan “GSYİH” değişkeni ile arasında aynı yönlü bir ilişki söz konusudur ve korelasyon katsayısı yaklaşık olarak 0,06 olup, değişkenler arasında çok zayıf bir ilişkiden bahsedilebilir. Yine “FİN” değişkeninin, bağımsız değişken olan “KDE” değişkeni ile arasında ise ters bir ilişki söz konusudur ve korelasyon katsayısı yaklaşık olarak -0,52 olup, değişkenler arasında ortalama bir ilişkiden bahsedilebilmektedir.

Serilere uygulanan ön testlerden ikincisi olan homojenlik testi, tutarsız parametre tahminlerinden kaçınmak için yapılmış ve sonuçları Tablo 3’de verilmiştir.

Tablo 3. Homojenlik Testi Sonuçları

	Testler	T-İstatistiği	Olasılık değeri
Homojenlik Testi	Delta Tilde	14,655	0,000*
	Delta Tilde - Adj.	15,878	0,000*

Not: *, %1 anlamlılık düzeyinde katsayılar homojen değildir.

Sonuçlarda test istatistiklerinin %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmüş ve katsayıların homojen olduğunu varsayan “H₀” hipotezi reddedilmiştir. Buna göre katsayılar heterojen olup, her değişken için farklılık göstermektedir.

Analize başlamadan önce eşbütünleşme denkleminde yatay kesit bağımlılığı varlığının tespiti ve varsa bu durumun göz önünde bulundurulması elde edilecek sonuçların güvenilirliği açısından oldukça önemlidir (Breusch ve Pagan, 1980). Nitekim sonuçlar, uygulanacak birim kök ve eşbütünleşme testlerinde de belirleyici rol oynamaktadır. Bu nedenle modele uygulanan yatay kesit bağımlılığı test sonuçları Tablo 4’de verilmiştir.

Tablo 4. Yatay Kesit Bağımlılığı CD Test Sonuçları

Değişkenler	CD Test İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
FİN	12,772	0,000*
KDE	50,999	0,000*
GSYİH	12,283	0,000*

Not: *, %1 anlamlılık düzeyinde yatay kesit bağımlılığını göstermektedir.

Tablo 4’deki yatay kesit bağımlılık test sonuçlarına göre; olasılık değerleri %1’den küçük olduğu için, yatay kesit bağımlılığının olmadığını varsayan “H₀” hipotezi reddedilmiş ve modelde yer alan değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı tespit edilmiştir. Bu sonuçlar ışığında ikinci nesil panel birim kök testi yapmanın uygun olduğuna karar verilmiş ve serilerdeki birim kök, CADF birim kök testi ile sınanmıştır. Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF testi (2) numaralı eşitlikte verilmiştir:

$$\Delta Y_{it} = (\alpha_{i0} - \eta_i \alpha_0) + \beta_i Y_{i,t-1} + \eta_i \Delta \bar{Y}_t - \eta_i \beta \bar{y}_{t-1} + u_{it} \quad (2)$$

Birim kök sınamak için (2) no.lu eşitlik EKK ile tahmin edilip, β_i ’nin t oranı kullanılmakta ve elde edilen istatistik Kesit Açısından Genişletilmiş ADF ya da kısaca CADF istatistiği olarak adlandırılmaktadır. Kritik değerler ise Pesaran’ın (2003) çalışmasında tablolar halinde sunulmuştur. Buna göre birim kök sınamasında CADF istatistiklerinin (3) numaralı eşitlikte belirtildiği gibi aritmetik ortalamasını almak yeterlidir:

$$\overline{CADF} = \frac{\sum_{i=1}^N CADF_i}{N} \quad (3)$$

CADF testinin hipotezleri ise; H₀: $\phi_i = 0$ (tüm i ’ler için) (Seriler durağan değil) ya da H_a: $\phi_i < 0$ ($i = 1, 2, \dots, N_i$) ve $\phi_i = 0$ ($i = N_i + 1, N_i + 2, \dots, N$) (Seri durağan) şeklindedir. Buna göre CADF birim kök testi uygulanan serilerin sonuçları aşağıda Tablo 5’de yer verilmiştir.

Tablo 5. CADF Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	CADF Testi	Olasılık Değeri	CADF Testi	Olasılık Değeri
FİN	-1,673	0,632	-2019	0,908
D.FİN	-2,136	0,046**	-2,612	0,084***
KDE	-2,050	0,095	-2,245	0,617
D.KDE	-2,454	0,001*	-2,679	0,046**
GSYİH	-2,189	0,027**	-3,022	0,839
CADF Kritik Değerler	%1	-2,380	%1	-2,880
	%5	-2,200	%5	-2,720
	%10	-2,110	%10	-2,630

Not: *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde serilerin durağan olduğunu göstermektedir.

CADF t bar istatistiğinin %1 (%5 ve %10) anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden büyük olması durumunda H₀ kabul edilmekte ve serilerin durağan olduğu bilinmektedir. H₀’ın reddedilmesi durumunda ise H_a geçerli olup, serilerin durağan olmadığına karar verilmektedir. Tablo 5’te yer alan sonuçlara göre “FIN” değişkeni için serilerin I(0) düzeyinde durağan olmadığına, birinci farkı alındığında ise I(1) düzeyinde % 5 anlamlılık düzeyinde durağan olduğuna karar verilmiştir. “KDE” değişkeninin de I(0) düzeyinde durağan olmadığına ve birinci farkı alındığında I(1) düzeyinde % 1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğuna karar

verilmiştir. “GSYİH” değişkenlerinin sonuçlarına bakıldığında ise, serilerin I(0) düzeyinde % 5 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu görülmektedir.

Elde edilen birim kök testi sonuçlarına göre serilerin sırasıyla I(1), I(1) ve I(0) olmak üzere farklı düzeylerde durağanlaştığı görülmektedir. Çalışmada uygulanacak Panel Hata Düzeltme Modeli, serilerin aynı düzeyde durağan olmasına bakmaksızın eşbütünlük ilişkisinin test edilmesine imkân tanımaktadır. CADF birim kök testi sonuçlarından yola çıkarak, 18 ülke için Panel Hata Düzeltme Modellerinden biri olan CCEMG tahmincisi kullanılmıştır.

Heterojenlik ve birimler arası korelasyon varsayımları altında kurulan hata düzeltme modeli tahmini için Pesaran (2006), ortak korelasyonlu etkiler tahmincisini (CCE) önermektedir. Bu tahmin yönteminde (4) numaralı eşitlikteki hata düzeltme modeline ortak faktörler olarak değişkenlerin yatay kesit ortalamaları eklenmektedir (Yerdelen-Tatoğlu, 2020: 279-299):

$$\Delta Y_{it} = \phi_i(Y_{it-1} - \phi_i' X_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_j^* \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \delta_j \Delta X_{it-j} + \mu_i + e_{it} \quad (4)$$

Birimler bazında tahmin edilen CCE tahminlerinin birimlere göre ortalaması alınmakta ve böylece CCEMG tahmincisi sağlanmaktadır. Buna göre oluşturulan modelin katsayıları CCEMG tahmincisi ile belirlenmeye çalışılmış ve Tablo 6’da sonuçlara yer verilmiştir.

Tablo 6. CCEMG Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Bağımlı Değişken FİN		
		Std. Hata	Z	Olasılık Değeri
KDE	-1,8091	0,7714	-2,34	0,019**
GSYİH	-0,4036	0,2059	-1,96	0,050**
Con.	3,9316	32,2736	0,12	0,903

Not: *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde serilerin anlamlı olduğunu göstermektedir.

CCEMG sonuçlarına göre değişkenlerin uzun dönem katsayılarına bakıldığında, finansal sektör gelişimini kayıt dışı ekonomi endeks verisinin ve ekonomik büyümenin yıllık yüzde oranı verisinin %5 önem düzeyinde negatif yönde etkileyen değişkenler olduğu saptanmıştır. Elde edilen katsayılar istatistiksel olarak anlamlı olup, kayıt dışı ekonomi endeksi için -1,8091, GSYİH’nın yıllık yüzde büyüme oranı için ise -0,4036 şeklindedir. O halde kayıt dışı ekonomi endeksinde oluşan her bir birimlik artışın, analiz kapsamında ele alınan 18 ülkede finansal sektör gelişimini yaklaşık -1,81 oranında azalttığı söylenebilir. Aynı şekilde GSYİH yıllık yüzde büyüme oranında gerçekleşecek her bir birimlik artış da finansal sektör gelişimini yaklaşık -0,41 oranında azalttığı şeklinde yorum yapılabilmektedir. Bu sonuçlar, kayıt dışı ekonominin finansal sektör gelişimini kısıtladığına dair kanıt niteliğindedir. Bu bağlamda çalışma kapsamında ele alınan ülkelerde kayıt dışı ekonominin azaltılmasına dair alınacak önlemlerin finansal sektör gelişimine katkı yapacağı söylenebilir.

4. Sonuç ve Öneriler

Gelişmiş finansal piyasalar ülkelerin ekonomik büyümesinde önemli bir kanal görevi görürken, ekonomik büyümenin artması ise finansal piyasalardaki işlem hacmini genişletmekte

ve karřılıklı bir geri besleme süreci doğurmaktadır. Ancak kayıt dıřı ekonominin varlıđı; vergi ödemesini dürüst mükellefler aleyhine çevirerek, vergi gelirlerini düşürerek, yasaların ve devlet denetiminin gücünü azaltarak, ekonomi politikalarında sapmalara zemin hazırlayarak, kaynak dağılımında ve gelir dağılımında kötüleşmeye neden olarak ve son olarak haksız rekabet yaratarak genel olarak ekonominin gidişatında ve finansal yapısında bozulmalar yaşatmaktadır. Bu durum hem cari harcamaların hem de sermaye harcamalarının finansmanı için gerekli olan yatırım oranını ve gerekli finansal kaynaklara erişimi engelleyebilmektedir. Bu nedenle kayıt dıřı ekonominin finansal gelişme üzerinde olumsuz etkileri olduđu görüşü oldukça yaygındır. Oysaki ilgili yazında kayıt dıřı ekonominin; sınırlı kaynakların etkin kullanımında, azalan vergi yükünün yeni yatırımların finansmanında kullanılmasında, kayıt dıřı ekonomiye kayan gelirlerin tasarruflar üzerinde çarpan etkisi yaratmasında ve dolayısıyla finansal sektör üzerindeki kapasite kısıtını hafifleterek finansal gelişmeyi kolaylařtırdığına dair görüşler de mevcuttur.

Kayıt dıřı ekonominin finansal sektör üzerindeki etkisinin ne yönde olduğuna dair bir fikir birliğine varılamamış olması ve bu alanda yapılan çalışmaların kısıtlı kalması, bu çalışmanın motivasyonun oluşturmaktadır. Bu nedenle çalışmada, 1991-2017 arası dönemde 18 Üst-Orta Gelirli ülkeleri için kayıt dıřı ekonominin finansal sektör gelişimi üzerindeki etkisi, Panel Hata Düzeltme Modellerinden biri olan CCEMG tahmincisi kullanılarak araştırılmıştır.

Ampirik sonuçlar, kayıt dıřı ekonominin finansal sektör gelişimini uzun dönemde negatif yönde etkilediğini göstermektedir. O halde uzun dönemde gittikçe derinleşen kayıt dıřı ekonomik faaliyetlerin, ekonomik büyüme üzerindeki olumsuz etkilerinin finansal sektörde kapasite kısıtı üzerinde yarattığı rahatlamamanın önüne geçtiđi ve usulsüzlük tuzağına düşen kayıt dıřı ekonomi ajanlarının faaliyetlerinin kaynak dağılımındaki bozulmaları derinleřtirdiđi ve bu nedenle finansal sektörün gelişimini kısıtladıđı söylenebilir.

Finansal sektör gelişiminin olumsuz etkilenmesi ise ülkelerin ekonomik büyümesi üzerinde bir tehlike unsuru yaratacađı için, politika yapıcılarının öncelikle ülkelerdeki kayıt dıřı ekonomi etki analizlerini doğru yapması ve ardından hukuki düzenlemeler ile önlem alması büyük önem arz etmektedir. Bunun yanı sıra; servetteki net artışın hangi gelir kaynakları ile karřıldığını belirleyebilmek adına etkin bir denetim mekanizmasının kurulması, vergi kredisi sistemi ile vergi gelirlerinin devamlılığının sağlanması, vergi kaçakçılığının ihbar mükellefiyetinin bir kamu görevine dönüřtürülmesi, atıl kaynakların ekonomiye kazandırılmasında devletin rolünün artırılması gibi önlemler alınarak daha bütüncül ve birbirini tamamlayan politika setleri ve hukuki düzenlemeler gerçekleştirilmeli ve böylece kayıt dıřı ekonominin sürdürülebilir bir düzeyde kalması ve dolayısıyla finansal sektörü kısıtlayıcı etkisinin azaltılması gerekmektedir.

Arařtırma ve Yayın Etiđi Beyanı

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

Arařtırmacıların Katkı Oranı Beyanı

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

Arařtırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Abu-Lila, Z., Ajlouni, S. and Ghazo, A. (2021). Nonlinearity between financial development and the shadow economy: Evidence from Jordan. *Accounting*, 7(5), 1049-1054. doi:10.5267/j.ac.2021.3.004
- Aga, G.A. and Reilly, B. (2011). Access to credit and informality among micro and small enterprises in Ethiopia. *International Review of Applied Economics*, 25(3), 313-329. https://doi.org/10.1080/02692171.2010.498417
- Ajide, F.M. (2021). Shadow economy in Africa: How relevant is financial inclusion? *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 29(3), 297-316. https://doi.org/10.1108/JFRC-10-2020-0095
- Bayar, Y. ve Ozturk, O.F. (2016). Financial development and shadow economy in European Union transition economies. *Managing Global Transitions: International Research Journal*, 14(2). Retrieved from https://www.fm-kp.si/
- Berdiev, A.N. and Saunoris, J.W. (2016). Financial development and the shadow economy: A panel VAR analysis. *Economic Modelling*, 57, 197-207. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.03.028
- Bittencourt, M., Gupta, R. and Stander, L. (2014). Tax evasion, financial development and inflation: Theory and empirical evidence. *Journal of Banking & Finance*, 41, 194-208. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.01.009
- Blackburn, K., Bose, N. and Capasso, S. (2012). Tax evasion, the shadow economy and financial development. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83, 243-53. https://doi.org/10.1016/j.jebo.2012.05.019
- Bose, N., Capasso, S. and Wurm, M.A. (2012). The impact of banking development on the size of shadow economies. *Journal of Economic Studies*, 39 (6), 620-38. doi:10.1108/01443581211274584
- 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, 239-53. https://doi.org/10.2307/2297111
- Canh, N.P. and Thanh, S.D. (2020). Financial development and the shadow economy: A multi-dimensional analysis. *Economic Analysis and Policy*, 67, 37-54. https://doi.org/10.1016/j.eap.2020.05.002
- Capasso, S. and Jappelli, T. (2013). Financial development and the shadow economy. *Journal of Development Economics*, 101, 167-78. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2012.10.005
- Dabla-Norris, E.R.A. and Feltenstein, A. (2005). The underground economy and its macroeconomic consequences. *The Journal of Policy Reform*, 8(2), 153-174. https://doi.org/10.1080/13841280500086388
- Din, B.H. (2016). Estimating the determinants of shadow economy in Malaysia. *Geografia*, 12(5). Retrieved from http://www.ukm.edu.my/
- Elgin, C. and Uras, B.R. (2013). Is informality a barrier to financial development? *SERIEs*, 4(3), 309-331. doi:10.1007/s13209-012-0092-9
- Ellul, A., Jappelli, T., Pagano, M. and Panunzi, F. (2012). *Transparency, tax pressure and access to finance* (CEPR Discussion Papers No. 8939). https://doi.org/10.1093/rof/rfv005
- Gatti, R. and Honorati, M. (2008). *Informality among formal firms: Firm-level, cross-country evidence on tax compliance and access to credit* (World Bank Policy Research Working Paper No. 4476). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1083904
- Gharleghi, B. and Jahanshahi, A.A. (2020). The shadow economy and sustainable development: The role of financial development. *Journal of Public Affairs*, 20(3), 2099. https://doi.org/10.1002/pa.2099
- GİB. (2009). Kayıt dışı ekonomiyle mücadele stratejisi eylem planı (2008 – 2010). Erişim adresi: http://www.gib.gov.tr/fileadmin/beyannamerehberi/Kayit_disi_2009tr.pdf.

- Gobbi, G. and Zizza, R. (2007). *Does the underground economy hold back financial deepening? Evidence from the Italian credit market* (CEP Discussion Paper No. 789). Retrieved from http://eprints.lse.ac.uk/19731/1/Does_the_Underground_Economy_Hold_Back_Financial_Deepening_Evidence_from_the_Italian_Credit_Market.pdf
- Gyls, P. (2005). Economy, anti-economy, underground economy: Conceptual and terminological problems. *Ekonomika*, 72, 1–11. Retrieved from <https://etalpykla.lituanistikadb.lt/>
- Hajilee, M. and Niroomand, F. (2021). Is there an asymmetric link between the shadow economy and the financial depth of emerging market economies? *The Journal of Economic Asymmetries*, 23, e00193. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2020.e00193>
- Mar'i, M. and Cavusoglu, B. (2021). Shadow economy, economic growth and financial development. *Research Square*, Advance online publication. <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-150324/v1>
- Önder, İ. (2001). Kayıt dışı ekonomi ve vergileme. *İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 23-24, 241-254. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/siyasal>
- Pant, M., Chowdhury, P.R. and Singh, G. (2009). Financial intermediation and employment. *Review of Market Integration*, 1, 61–82. <https://doi.org/10.1177/097492920900100104>
- Pesaran, M.H. (2003). *General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels* (CESifo Working Paper Series No. 1229). Retrieved from <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>
- Pesaran, M.H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00692.x>
- Pesaran, M.H. (2007). A simple panel root test in the presence of cross section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Schneider, F. (2005). Shadow economies around the world: What do we really know? *European Journal of Political Economy*, 21(3), 598-642. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2004.10.002>
- Schneider, F. (2012). *The shadow economy and work in the shadow: What do we (not) know?* (IZA Discussion Paper No. 6423). Retrieved from <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2031951>
- Schneider, F. and Enste, D. H. (2000). Shadow economies: Size, causes, and consequences. *Journal of Economic Literature*, 38(1), 77-114. doi:10.1257/jel.38.1.77
- Singh, A., Jain-Chandra, S. and Mohommad, A. (2012). Out of the shadows. *Finance & Development*, 49(2), 42–45. <https://doi.org/10.5089/9781451922202.022>
- Teobaldelli, D. (2011). Federalism and the shadow economy. *Public Choice*, 146(3), 269-289. doi:10.1007/s11127-009-9590-0
- Williams, C.C. and Schneider, F. (2013). *The shadow economy*. London: Institute of Economic Affairs.
- Yerdelen Tatođlu, F. (2020). *Panel zaman serileri analizi Stata uygulamalı* (3.bs.) İstanbul: Beta Yayıncılık.

DOES SHADOW ECONOMY RESTRAIN FINANCIAL SECTOR DEVELOPMENT?

EXTENDED SUMMARY

The Aim of the Study

The shadow economy is a common feature in both developed and developing countries and has serious implications for macroeconomic performance. The current literature mainly focuses on the size and determinant of the shadow economy in an economy and its impact on economic growth, fiscal income and budget performance. On the other hand, a limited number of studies had conducted on the interaction between the shadow economy and financial development as the field of shadow finance. However, there is no consensus in the literature that the shadow economy could affect the development of the organized finance sector positively or negatively. Negative opinion is generally based on the idea that economic agents without access to the shadow financial sector may prefer to take advantage of shadow financial opportunities. This situation causes the expansion of unorganized financial markets on the one hand and the contraction of the organized finance sector on the other. Despite the negative opinion, the positive opinion stems from the thought that the shadow economy will reduce the pressure on the organized finance sector. The aim of this study is to examine the impact of the shadow economy on the development of the financial sector for 18 Upper-Middle Income countries. For this reason, the data between 1991 and 2017 were analyzed using the Common Associated Effects Mean Group (CCEMG) estimator, which is one of the Panel Error Correction models.

Methodology

In the study, in which panel data analysis was used, first of all, descriptive statistics of the variables and pre-tests were included, and then the dependence between the horizontal sections of the series was tested. In line with the results obtained, the CADF unit root test was applied to the series and the long-term relationship was tested with the Common Associated Effects Mean Group (CCEMG) estimator.

Empirical Results

According to the CCEMG results, it has been determined that the informal economy index data and the annual percentage rate of economic growth are the variables that negatively affect the financial sector development at the 5% significance level. The coefficients obtained are statistically significant, -1.8091 for the informal economy index and -0.4036 for the annual percent growth rate of GDP. In that case, it can be said that each unit increase in the informal economy index reduces the financial sector development by approximately -1.81 in the 18 countries covered in the analysis. Likewise, it can be interpreted that each unit increase in the annual GDP growth rate reduces the financial sector development by about -0.41.

Conclusion

The aim of this study is to examine the impact of the shadow economy on the development of the financial sector for 18 Upper-Middle Income countries. For this reason, the data between 1991 and 2017 were analyzed using the Common Associated Effects Mean Group (CCEMG) estimator, which is one of the Panel Error Correction models. As a result, it is seen that the effect of the informal economy on financial sector development is negative in the long run. These results are proof that the shadow economy restricts financial sector development in the long run. In this context, it can be said that the measures to be taken to reduce the shadow economy in the countries covered in the study will contribute to the development of the financial sector.

KURUMSAL YÖNETİM, MUHAFAZAKÂR MUHASEBE VE ŞİRKET BÜYÜKLÜĞÜNÜN KAZANÇ KALİTESİ ÜZERİNE ETKİSİ

The Influence of Corporate Governance, Conservative Accounting and Company Size on Earnings Quality

Kader TÜRKÖĞLU*, Cennet GÜRBÜZ** & İsmail BEKÇİ***

Öz

Anahtar Kelimeler:

Kazanç Kalitesi,
Muhafazakâr
Muhasebe,
Kurumsal Yönetim,
Şirket Büyüklüğü.

JEL Kodları:

M41, G30, L25.

Doğru kazançların raporlara yansıtılmasını ifade eden kazanç kalitesini pek çok faktör etkileyebilmektedir. Çalışma bu doğrultuda kurumsal yönetim, şirket büyüklüğü ve muhafazakâr muhasebenin kazanç kalitesine etkisini belirlemeyi amaçlamaktadır. Çalışma bu amaçla 2012-2021 yıllarında Borsa İstanbul'da mali kuruluşlar sektöründe işlem gören 26 holding ve yatırım şirketini incelemektedir. Çalışma kapsamında gelir kalitesi oranı, şirket yaşı, yönetim kurulu büyüklüğü, yönetim kurulu bağımsızlığı, şirket büyüklüğü ve tahakkuk esasına göre belirlenen muhafazakâr muhasebe değişkeni kullanılmıştır. Çalışmada kurumsal yönetim, muhafazakâr muhasebe ve şirket büyüklüğünün kazanç kalitesi üzerine etkisinin olup olmadığını ölçmek için panel veri analiz yöntemi kullanılmıştır. Çalışma sonuçları kurumsal yönetimin ve muhafazakâr muhasebenin kazanç kalitesi üzerine anlamlı etkisi olduğuna dair kanıtlar ortaya koymaktadır. Muhafazakâr muhasebe düzeyi ile kazanç kalitesi arasında anlamlı fakat ters yönde bir ilişki olduğu görülmektedir. Kurumsal yönetim göstergelerinden şirket yaşı ve yönetim kurulu büyüklüğü ile kazanç kalitesi arasında pozitif ve anlamlı ilişkinin varlığı belirlenmektedir. Şirket büyüklüğünün kazanç kalitesi üzerine anlamlı bir etkisi ise belirlenmemiştir.

Abstract

Keywords:

Earnings Quality,
Conservative
Accounting,
Corporate Governance,
Company Size.

JEL Codes:

M41, G30, L25.

Many factors can affect the quality of earnings, which means that the right earnings are reflected in the reports. In this direction, the study aims to determine the effects of corporate governance, company size, and conservative accounting on earnings quality. For this purpose, the study examines 26 holding and investment companies traded in the financial institution's sector on Borsa Istanbul between 2012 and 2021. Within the scope of the study, conservative accounting variables determined according to income quality ratio, company age, board size, board independence, company size, and accrual basis were used. In the study, the panel data analysis method was used to measure whether corporate governance, conservative accounting, and company size influence earnings quality. The results of the study provide evidence that corporate governance and conservative accounting have a significant effect on earnings quality. It is seen that there is a significant but inverse relationship between conservative accounting level and earnings quality. The existence of a positive and significant relationship between corporate governance indicators, company age and board size, and earnings quality is determined. A significant effect of company size on earnings quality could not be determined.

* Dr., Süleyman Demirel Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Türkiye, turkogluadeer@gmail.com, ORCID: 0000-0001-8591-1265

** Dr., T.C. Millî Eğitim Bakanlığı, Türkiye, cennetgrb01@gmail.com, ORCID: 0000-0002-0279-3214

*** Prof. Dr., Süleyman Demirel Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, Türkiye, ismailbekci@sdu.edu.tr, ORCID:0000-0002-9861-737X

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 02.06.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 22.08.2022

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



1. Giriş

Kurumsal yönetim, şirket faaliyetlerine ilişkin kararlara ilişkin düzenleme ve prosedürlerin ayrıntılı olarak açıklandığı, çeşitli pay sahiplerinin hak ve sorumluluk paylaşımlarının açıkça ortaya konduğu bir yönetim ve kontrol sistemidir (Akdoğan ve Boyacıoğlu, 2010: 12). Kurumsal yönetim etkin bir şekilde şirketlerin yönetilmesine yönelik bir yapı kurmayı ve paydaşların ihtiyaçlarının kolay bir şekilde karşılanmasına yönelik bir sistemin oluşturulmasını amaçlar (Pamukçu, 2011: 135).

Muhasebenin temel kavramlarından olan “muhafazakârlık” kavramı, İngilizce “Conservatism” sözcüğünün Türkçe karşılığı olarak “ihtiyatlılık”, “muhasebe muhafazakârlığı” ve “tutuculuk” gibi değişik şekillerde ifade edilir (Gör ve Tekin, 2018: 14). Muhafazakârlık, muhasebenin yerleşik bir özelliğidir ve yönetsel fırsatçı davranışları sınırlamak ve finansal raporlama ve açıklamanın güvenilirliğini artırmak için kullanılan bir mekanizmadır. Gerçek dünyanın doğasında yer alan belirsizliğin varlığı, muhafazakârlığı performans ölçümünün arzu edilen bir özelliği haline getirmektedir. Belirsizlik koşulları altında, çeşitli paydaşların kendi ekonomik çıkarları doğrultusunda hareket edecekleri gerçeğinin oluşturduğu ekonomik güçler, muhafazakâr raporlama için bir talep oluşturmaktadır (Kung vd., 2008: 134). Muhafazakârlık, geleneksel olarak “kar öngörmeyen, ancak tüm kayıpları öngören” muhasebe uygulamaları olarak tanımlanmaktadır (Yunos vd., 2014: 502). Yani, muhafazakâr bir muhasebe yaklaşımı kullanılarak zararlar, muhtemel olduklarında muhasebeleştirildiğinden, mali tablolar kötü haberleri tamamen içerecektir (Cullinan vd., 2012: 7). Bu bağlamda muhafazakârlık, muhasebecilerin mali tablolardaki kötü haberlere kıyasla iyi haberleri tanımak için daha yüksek düzeyde doğrulama gerektirme eğilimi olarak yorumlanmaktadır (Basu, 1997: 4).

Şirket büyüklüğü kavramı gelir büyüklüğü, toplam varlıklar ve toplam öz sermaye dahil olmak üzere çeşitli şekillerde sınıflandırılabilir (Pratiwi ve Pralita, 2021: 28). Toplam varlıkların logaritması, firma büyüklüğünü açıklamak için kullanılan değişkenlerden biridir (Caba, 2017: 800). Şirket büyüklüğü, aktif değerlerin toplamının doğal logaritması olarak hesaplanabilmektedir. Toplam varlıkları yüksek değerlerde olan şirketlerin daha kurumsal bir yapıya sahip olması muhtemeldir (Gümüş vd., 2017: 112). Şirket büyüklüğü, bir şirketin sahip olduğu toplam varlıkların doğal logaritması ile ölçülebilmektedir (Pratiwi ve Pralita, 2021: 28).

Yönetim kurulu büyüklüğü, kurumsal yönetimin en önemli göstergelerinden kabul edilmektedir. Yönetim kurulu üye sayısının artması ile uzmanlık düzeyinin de artması beklenmekte ve daha doğru kararların alınmasına etken olması beklenmektedir (Sarı ve Güngör, 2020: 680). Yönetim kurulu, şirketlerde stratejik kararların alınmasında merkezi rol alan en üst organı belirtmektedir (Gümüş vd., 2017: 114).

Kazanç kalitesi, gelecekteki ortaya çıkacak kazançların önceden tahmin edilmesinde raporlanan kazançların faydası ve şirketlerin kazançlarının doğru bir şekilde yansıtılmasında raporlanan kazançların kabiliyeti ile ifade edilir (Sakarya ve Koçak, 2016: 734). Kazanç kalitesinin değerlendirilmesi, finansal tablo kullanıcılarının mevcut gelirlerin kesinliği ve geleceğe yönelik beklentileri konusunda karar almalarına katkı sağlar (Azarifar ve Ayanoglu, 2020: 41). Kazanç kalitesi, şirketler hakkında karar vermede paydaşları etkileyen bilgilerden biridir (Pratiwi ve Pralita, 2021: 27).

Kazançların işlevine ilişkin temel varsayımların farklılık göstermesi kazanç niteliklerinin “muhasebe temelli” ya da “piyasa temelli” ölçütler olarak iki sınıfa ayrılmasına neden olmaktadır.

Tahakkuk kalitesi, sreklilik, ngrlebilirlik ve dzgnlk “muhasabeye dayalı” ltler olarak belirtilmektedir. Bu nitelikler, nakit veya kazançların kendisini referans yapı olarak almakta ve yalnızca muhasebe bilgilerini kullanarak lleme yapmaktadır. Deęer alaka dzeyi, gncellik ve muhafazakrlık “piyasa temelli” olarak kullanılan ltlerdir. Bu nitelikler, getirileri veya fiyatları referans yapı olarak dikkate almaktadır. Sonuta, bu niteliklerin lleri, piyasa fiyatları ile muhasebe kazançları veya piyasa getirileri arasındaki iliřkinin tahmin edilmesine dayanmaktadır (Francis vd., 2004: 969). Bu ltler muhasebe raporlarından ve piyasa verilerinden elde edilen bilgilerle oluřturulmaktadır (Durak ve Grel, 2014: 97). Ayrıca Fauzi (2015), Putra ve Suwowo (2016) tarafından kazanç kalitesi lt olarak, gelir kalitesi oranı kullanılmaktadır. Bu oranın 1.0’dan byk olması genellikle yksek kaliteli geliri gsterirken, bu oranın 1.0’dan dřk olması, dřk kaliteli geliri gstermektedir (Pratiwi ve Pralita, 2021: 27).

alıřmada, kurumsal ynetim, muhafazakr muhasebe ve řirket byklęnn kazanç kalitesi zerine etkisini ortaya koymak amacıyla Borsa İstanbul’da faaliyet gsteren holding ve yatırım řirketlerine ait 2012-2021 dnemine iliřkin verileri panel veri analizi yntemi ile incelenmiřtir. alıřma konusu ile ilgili yapılan literatr incelemelerinde kurumsal ynetim, muhafazakr muhasebe ve řirket byklę deęiřkenlerinin kazanç kalitesine etkisine ynelik ayrı ayrı alıřmalar yapılmasına karřın,  deęiřkenin birlikte deęerlendirildięi alıřmalara rastlanılmamıřtır. alıřma, kurumsal ynetim, muhafazakr muhasebe ve řirket byklę deęiřkenlerini birlikte deęerlendirerek literatre katkı sunmayı hedeflemektedir.

alıřmanın amacı doęrultusunda; birinci blmde giriř, ikinci blmde literatr taramasına yer verilmiřtir. alıřmanın nc blmnde ise ama, alıřmanın kapsamı, kullanılan deęiřkenler, hipotezler, model ve modele iliřkin temel varsayım testlerine yer verilmiřtir. Drdnc blmde elde edilen bulgular, beřinci blmde ise ulařılan sonular aıklanmıřtır.

2. Literatr Taraması

Literatrde kurumsal ynetim, muhafazakr muhasebe ve řirket byklęnn kazanç kalitesine etkisini ayrı ayrı ele alan alıřmalara rastlanılmaktadır. Bu alıřmanın, sıralanan alıřmalardan farkı ise hem kurumsal ynetimi hem muhafazakr muhasebe hem de řirket byklęnn birlikte deęiřken olarak kullanılıp,  deęiřkenin hep birlikte kazanç kalitesine etkisinin lmeye alıřılmasıdır.

Literatrde yer alan alıřmaların bir kısmı kurumsal ynetim, muhafazakr muhasebe, řirket byklę ve kazanç kalitesi konularını ayrı ayrı ele alırken, bir kısmını ise ilave konulara da deęinmektedir. Bu kapsamda yapılan incelemelere gre kurumsal ynetim, muhafazakr muhasebe, řirket byklę ve kazanç kalitesi ile ilgili yapılan alıřmalara ařaęıda kronolojik sırayla yer verilmektedir.

Tablo 1. Çalışmanın Literatür Taraması

Çalışma	Amaç	Kapsam	Sonuç
Kung vd. (2008)	Ülkenin kurumsal yapısı tarafından oluşturulan raporlama teşvikleri ile muhasebe muhafazakârlığı varyasyonlarını ölçmek	1994-2003 yılları için Tayvan Ekonomi Dergisi veri tabanına dahil tüm Çin, Hong Kong ve Tayvan firmaları	Uluslararası farklılıkların muhafazakârlık taleplerini etkilediği ve ülkelerin kurumsal yapılarının, muhasebe muhafazakârlığının belirlenmesinde raporlama teşvikleriyle güçlü bir etkileşime sahip olduğu gösterilmiştir.
Yunos vd. (2014)	Muhasebe muhafazakârlığı kapsamında yönetim kurulu ve denetim komitesi özelliklerinin ilişkisini araştırmak	2001-2007 arası Malezya borsasında işlem gören finansal olmayan 300 firma	Bağımsız yönetim kurulu üyeleri ve finansal uzmanlık oranlarının muhafazakârlık üzerinde olumlu etkisi belirlenmiştir.
Sakarya ve Koçak (2016)	İşletmelerin kazanç yönetim uygulamalarının ve kazanç yönetimi uygulamalarının finansal performanslara etkisini belirlemek	2006-2013 döneminde İSO 500 listesinde yer alan ve Borsa İstanbul’da kayıtlı olan şirketler	Çalışma genel olarak kazanç yönetiminin bulunduğunu göstermiştir.
Caba (2017)	Finansal kaldıraç ve firma büyüklüğünün şirketlerin finansal performansları ile ilişkisini ölçmek	2012-2016 döneminde BIST Sınai Endeksi’nde yer alan 136 şirket	Finansal kaldıraç ve firma büyüklüğünün finansal performanslar üzerinde etkili olduğu görülmüştür.
Gör ve Tekin (2018)	Şirketlerin yönetim kurullarının bağımsızlığını arttıran kurumsal yönetim uygulamaları ile muhasebe muhafazakârlıkları arasındaki ilişkiyi incelemek	2009 ile 2015 yılları arasında BIST 100’de faaliyet gösteren spor, bankacılık ve finans sektörleri dışında 74 şirket	Yönetim kurulu bağımsızlığını arttıran bazı kurumsal yönetim uygulamalarının muhafazakârlık ile negatif ilişkili olduğu tespit edilmiştir.
Gümüş vd. (2017)	Türk ve Kazakistan bankalarında kurumsal yönetim ve finansal performans ilişkisini belirlemek	2015 yılında Türkiye’de ve Kazakistan’da faaliyette bulunan bankalar	Finansal performans ve kurumsal yönetim göstergeleri arasında anlamlı ve kuvvetli bir istatistiksel ilişki tespit edilmiştir.
Azarıfar ve Ayanoğlu (2020)	Şirketlerde koşullu ve koşulsuz muhafazakârlık ile kazanç kalitesi ilişkisini belirlemek	2009 ile 2018 arasında BİST100’de yer alan 41 şirket	Koşullu ve koşulsuz muhafazakârlık ile kazanç kalitesi arasında ters yönlü istatistiksel olarak anlamlı ilişki bulunmuştur.
Sarı ve Güngör (2020)	Katılım bankalarına ilişkin kurumsal yönetim düzeylerinin finansal performanslara etkisini belirlemek	2015-2019 döneminde Türkiye’de faaliyette bulunan katılım bankaları	Analiz sonuçlarına göre yönetim kurulu büyüklüğü ile özsermaye kârlılığı ve ortalama özsermaye kârlılığı arasında anlamlı ilişki görülmüştür.
Pratiwi ve Pralita (2021)	Kurumsal yönetim mekanizmasının muhafazakâr muhasebe ve şirket büyüklüğünün kazanç kalitesi üzerindeki etkisini belirlemek	2016-2018 yıllarında Endonezya Menkul Kıymetler Borsası’nda işlem gören 29 imalat şirketi	Kurumsal sahiplik ve yönetsel sahipliğinin kazanç kalitesi üzerinde anlamlı ve pozitif etki olduğu görülmüştür. Ayrıca muhafazakâr muhasebe ve şirket büyüklüğünün kazanç kalitesi üzerinde negatif anlamlı etkisi belirlenmiştir.
Bezirgan ve Sakarya (2022)	Bankacılık sektörünün kazanç kalitesini analiz etmek	2010Q1-2020Q2 dönemlerine ilişkin Türk bankacılık sektörü	Türk bankacılık sektörü tahakkuk kalitesi ve kazanç kalıcılığı açısından farklılık göstermektedir. Muhasebe esaslı kazanç kalitesi bakımından öngörülebilirlik seviyesi yüksek kaliteyi belirtmektedir. Bankalar tarafından kredi zarar karşılıkları kullanılarak kazançların pürüzsüz gösterildiğine dair herhangi bir bulguya rastlanılmamıştır.

3. Metodoloji

Çalıřmanın bu bölümünde; çalıřmanın amacı ve kapsamı, çalıřmanın deęiřkenleri, çalıřmanın hipotezleri, çalıřmanın modeli ve çalıřmanın modellerine iliřkin temel panel veri varsayım testlerine yer verilmiřtir.

3.1. Çalıřmanın Amacı ve Kapsamı

Bu çalıřma kurumsal yönetim, muhafazakâr muhasebe ve řirket büyüklüğünün kazanç kalitesine etkisini belirlemek amacı ile yapılmaktadır. Borsa İstanbul'da iřlem gören ve konsolide finansal tablo hazırlayan mali kuruluşlar sektöründeki 48 holding ve yatırım řirketi çalıřmanın evrenini oluřturmaktadır. Çalıřma kapsamında řirketlerin kazanç kalitesi üzerine geliřtirilecek ekonometrik modelin sonuçlarını mümkün olduđu kadar daha fazla genelleyebilmek adına çalıřma evreninde yer alan tüm řirketlerin verilerine ulařılmaya çalıřılmıřtır. Çalıřma örneklemini ise 2012-2021 döneminde düzenli olarak verilerine ulařılabilen ve konsolide finansal tablo hazırlayan 26 holding ve yatırım řirketi řeklinde belirlenmiřtir. Belirlenen firmalara iliřkin yıllık veriler, Kamuyu Aydınlatma Platformundan elde edilen mali tablo, mali tablo dipnotları ve faaliyet raporlarına ait bilgilerle düzenlenmiřtir.

Tablo 2. Çalıřmanın Örneklemini Oluřturan řirket Bilgileri

Mali Kuruluş Sektörü (Holdingler ve Yatırım řirketleri) - řirket Adı	Borsa İřlem Kodu
Alarko Holding A.ř.	ALARK
Iřıklar Enerji ve Yapı Holding A.ř.	IEYHO
Koç Holding A.ř.	KCHOL
Tav Havalimanları Holding A.ř.	TAVHL
Tekfen Holding A.ř.	TKFEN
Eis Eczacıbaşı İlaç, Sınai ve Finansal Yatırımlar Sanayi ve Ticaret A.ř.	ECILC
Ag Anadolu Grubu Holding A.ř.	AGHOL
Atlantis Yatırım Holding A.ř.	ATSYH
Borusan Yatırım ve Pazarlama A.ř.	BRYAT
Denge Yatırım Holding A.ř.	DENGE
İhlas Yayın Holding A.ř.	IHYAY
Kervansaray Yatırım Holding A.ř.	KERVN
Mazhar Zorlu Holding A.ř.	MZHLD
Akdeniz Yatırım Holding A.ř.	AKYHO
Bera Holding A.ř.	BERA
Doęan řirketler Grubu Holding A.ř.	DOHOL
Global Yatırım Holding A.ř.	GLYHO
Güler Yatırım Holding A.ř.	GLRYH
Ostim Endüstriyel Yatırımlar ve İřletme A.ř.	OSTIM
Polisan Holding A.ř.	POLHO
Gsd Holding A.ř.	GSDHO
Hacı Ömer Sabancı Holding A.ř.	SAHOL
İhlas Holding A.ř.	IHLAS
İttifak Holding A.ř.	ITTFH
Net Holding A.ř.	NTHOL
Türkiye řiře ve Cam Fabrikaları A.ř.	SISE

3.2. Çalışmada Kullanılan Değişkenler

Çalışma amacına ulaşılması için kurumsal yönetim, muhafazakâr muhasebe, şirket büyüklüğü ve kazanç kalitesinin ölçülebilmesi için göstergeler belirlenerek analize tabi tutulmuştur. Çalışmada kurumsal yönetim göstergesi olarak; şirket yaşı, yönetim kurulu büyüklüğü ve yönetim kurulu bağımsızlığı belirlenmiştir. Şirketin yaşı, yıllık faaliyet raporlarından şirketlerin kuruluş yılı esas alınarak belirlenmiştir. Yönetim kurulu üye sayısı, yönetim kurulu büyüklüğü değişkenin oluşturulmasında kullanılmıştır (Gümüş vd., 2017: 113-114). Yönetim kurulunda yer alan toplam bağımsız üye sayısının toplam yönetim kurulu üyesi sayısına bölünmesi ile yönetim kurulu bağımsızlığına ilişkin değişken oluşturulmuştur. Kurumsal yönetimin etkinliğinin belirlenmesinde yönetim kurulu bünyesinde bulunan bağımsız yönetim kurulu üyelerinin oranı önemli bir unsurdur (Sarı ve Güngör, 2020: 681). Bu çalışmada şirket büyüklüğü toplam Varlıkların logaritması şeklinde ölçülmektedir. Çalışmada kazanç kalitesi, Fauzi (2015), Putra ve Suwowo (2016) tarafından kullanılan gelir kalitesi oranı kullanılarak ölçülmüştür. Bu bağlamda çalışmada kullanılan değişkenler, değişkenlerin sembolü ve değişkenlerin hesaplanma şekilleri aşağıda Tablo 3’te verilmiştir.

Tablo 3. Çalışmada Kullanılan Değişkenlere Ait Tanımlamalar

Göstergeler	Değişkenler	Sembol	Değişkenlerin Hesaplanma Şekli
Kazanç Kalitesi	Gelir Kalitesi Oranı	GKO	Faaliyet Nakit Akışı / Net Gelir
Şirket Büyüklüğü	Şirket Büyüklüğü	ŞB	Log (Toplam Varlıklar)
Muhafazakâr Muhasebe	Tahakkuk Esasına Göre Muhafazakâr Muhasebe Ölçüm Yöntemi	CON _{ACC}	[(Net Gelir + Amortisman – Faaliyet Nakit Akışı) / Toplam Varlık] x (-1)
Kurumsal Yönetim	Şirket Yaşı	ŞY	Şirket kuruluş yılı
	Yönetim Kurulu Büyüklüğü	YKBÜ	Yönetim kurulu toplam üye sayısı
	Yönetim Kurulu Bağımsızlığı	YKBA	Yönetim kurulunda bulunan bağımsız üye sayısının toplam yönetim kurulu üyesi sayısına oranı

3.3. Çalışmanın Hipotezleri

Kurumsal yönetim, muhafazakâr muhasebe ve şirket büyüklüğünün kazanç kalitesi üzerine etkisinin araştırıldığı çalışmada hipotezler aşağıdaki gibi oluşturulmuştur.

H₁: Şirket büyüklüğünün kazanç kalitesi üzerine etkisi vardır.

H₂: Muhafazakâr muhasebenin kazanç kalitesi üzerine etkisi vardır.

H₃: Kurumsal yönetimin kazanç kalitesi üzerine etkisi vardır.

3.4. Çalışmanın Yöntemi

Ekonometrik analizlerde üç çeşit veri türü kullanılmaktadır. Bunlar yatay kesit verisi, zaman serisi verisi ve panel veridir. Ekonometrik modellere ilişkin güvenilir tahminlerin yapılmasında güvenilir kaynaklardan doğru bir şekilde veri toplanması önemlidir. Zaman serisi, değerleri gün, ay, mevsim ve yıl gibi zaman birimlerine göre değişimi içeren verileri içermektedir. Yatay kesit verileri belirli bir zamanın diliminde farklı birimlerden (birey, hane halkı, firma,

sektör ve ülke gibi iktisadi birimler) toplanan verilere denilmektedir. Panel veri ise ülkeler, firmalar, bireyler ve hane halkları gibi birimlere ait yatay kesit gözlemlerin, belirli bir dönemde bir araya getirilmesi şeklinde ifade edilmektedir. Panel veriler yatay kesit ve zaman serilerine ait verileri birleřtirmektedir (Tatođlu, 2012: 1-3). Yani panel veri yatay-kesit gözlemlerin zaman serilerini bir araya getirmektedir (Gujarati, 2016: 406). Panel veri analizi zaman boyutuna içeren yatay kesit verileri içeren panel veri modelleri aracılıđıyla ekonomik iliřkilerin tahmin edilmesi metodunu ifade etmektedir (Tatođlu, 2012: 4). Çalıřma kapsamında elde edilen verilerin analizi için zaman ve yatay kesit boyutunun dikkate alınmasında panel veri analizi kullanılmıřtır.

3.5. Çalıřmanın Modeli

Çalıřmada bir bađımlı deđiřken ve beř tane de bađımsız deđiřken kullanılmıřtır. Çalıřma kapsamında bađımlı deđiřken sayısının tek olması nedeniyle tek bir ekonometrik model üretilmektedir. Deđiřkenler içerisinde rakamsal deđeri yüksek olan deđiřkenler analiz kapsamında daha dođru sonuçlar alabilmek için dođal logaritmik dönüřüm gerçekleřtirilmiřtir. Çalıřma amacı dođrultusunda oluřturulan model ařađıdaki gibidir.

$$GKO_{i,t} = C + \alpha_1(\$B)_{i,t} + \alpha_2(CON_ACC)_{i,t} + \alpha_3(\$Y)_{i,t} + \alpha_4(YKBÜ)_{i,t} + \alpha_5(YKBA)_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Kazanç kalitesine etkileri olduđu düřünülen deđiřkenler çalıřmanın amacı dođrultusunda analize eklenmiřtir. Ayrıca kullanılacak model dahilinde belirlenemeyen veya modele eklenmeyen deđiřkenlerin etkisini belirlemek için ε hata terimi kullanılmaktadır. Söz konusu çalıřmanın zaman boyutunun on yıl olması nedeniyle mikro panel kapsamında deđerlendirilerek durađanlık durumları göz ardı edilmiřtir.

3.6. Çalıřmanın Temel Varsayım Testleri

Herhangi bir deđiřken özelinde üretilen panel modellemelerine ait bulguların dođru olarak ele alınabilmesi için belirli temel varsayımları karřılaması gerekmektedir. Panel veri modellemelerine ait temel varsayımlarının karřılanmadıđı durumlarda ise gerekli düzeltici dirençli tahmincilerin kullanılması gerekmektedir.

Model içerisinde çoklu dođrusal problemin varlıđı birbirleri ile yüksek korelasyon iliřkisine sahip farklı deđiřkenlerin aynı modelde kullanıldıđının bir belirtisidir. Literatürde çoklu dođrusal bađlantı probleminin tespiti için çeřitli yöntemler geliřtirilse de genellikle tercih edilen yöntem varyans artış faktörü (VIF–Variance Inflation Factor) hesaplanmasıdır. Çoklu dođrusal bađlantı probleminin olup olmadıđının belirlenmesi için VIF deđerleri hesaplanmış ve deđiřkenlere iliřkin VIF deđerleri Tablo 4’te verilmiřtir.

Tablo 4. Çalıřmada Kullanılan Deđiřkenlere İliřkin VIF Deđerleri

Sembol	R ²	VIF Deđeri
\$B	0,67	3,03
CON_ACC	0,14	1,16
\$Y	0,55	2,22
YKBÜ	0,42	1,72
YKBA	0,15	1,17

VIF değeri 5 ve 5’in üzerinde ise modelin bağımlı değişkenine bağlı olarak çoklu bağlantı sorunu olduğu söylenebilir. Tablo 4’te görüldüğü gibi değişkelere ait VIF değerleri kritik değerlerin altında olduğundan çalışma modelinde çoklu doğrusal bağlantı problemine neden olabilecek bir değişken bulunmamaktadır.

Modelde diğer bir temel varsayım otokorelasyon probleminin olup olmadığının kontrol edilmesidir. Çalışmada otokorelasyon probleminin belirlenmesi için literatürde genellikle tercih edilen yöntemlerden Durbin-Watson test istatistiği ile Baltagi-Wu LBI test istatistikleri kullanılmıştır. Aşağıda Tablo 5’te otokorelasyon test sonuçları verilmektedir.

Tablo 5. Otokorelasyon Test Sonuçları

Test	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
Durbin-Watson Testi	2.18	P>0.05
Baltagi-Wu LBI Testi	2.25	P>0.05

Durbin-Watson test istatistiği ile Baltagi-Wu LBI test istatistik değerlerinin 2 ve 2’ye yakın değer alması beklenmektedir. Çalışma kapsamında kullanılan test istatistik değerlerinin Tablo 5’te olduğu gibi 2’ye yakın değerler aldığı görülmektedir. Bu nedenden dolayı modelde otokorelasyon probleminin olmadığı tespit edilmiştir. Bir diğer dikkat edilmesi gereken varsayım ise modelde değişen varyans probleminin olup olmadığının kontrol edilmesidir. Panel veri modelleme çalışmalarında geliştirilen modellemeler sabit varyans üzerine kurulmaktadır. Birimlerdeki değişmelerden dolayı varyans değişiyorsa bu durum değişen varyans probleminin olduğuna işaretler. Değişen varyans probleminin tespiti için Değiştirilmiş Wald Testi uygulanmış ve sonuç aşağıda Tablo 6’da verilmiştir.

Tablo 6. Değişen Varyans Test Sonuçları

Test	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
Değiştirilmiş Wald Testi	91.15	0.000

Söz konusu bu modelde değişen varyans probleminin belirlenmesi için yapılan Değiştirilmiş Wald testi, değişen varyans probleminin olduğunu göstermektedir. Değişen varyans problemi, dirençli tahminci kullanılarak düzeltilmiştir. Modelinde yatay kesit bağımlılık durumunun belirlenmesi için yapılan testler aşağıdaki Tablo 7’de sunulmuştur. Yatay kesit bağımlılığının varlığını tespit etmek için yapılan testlerden ikisi modelde yatay kesit bağımlılık probleminin olmadığını ortaya koymaktadır.

Tablo 7. Yatay Kesit Bağımlılık Test Sonuçları

Test	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
Breusch-Pagan LM Testi	373.03	0.030
Pesaran Scaled LM Testi	1.88	0.059
Pesaran CD Testi	0.96	0.330

Çalışma kapsamında daha doğru sonuçlar alabilmek için panel modelleme temel varsayım durumları kontrol edilmiştir. Geliştirilen modelde otokorelasyon problemi ve yatay kesit bağımlılık problemi yok iken, değişen varyans problemi ile karşılaşmıştır. Değişen varyans

probleminin etkilerini ortadan kaldırmak adına Huber, Eicker ve White dirençli tahmincisi kullanılmıřtır. Söz konusu dirençli tahminciler sayesinde model kapsamında elde edilen bulgular temel varsayım hatalarından arındırılmıřtır. Diđer taraftan çalıřma kapsamında rakamsal deęeri yüksek olan deęiřkenlere logaritmik dönüşüm uygulanmıřtır. Logaritmik dönüşüm uygulanan deęiřkenlerin başına LN ifadesi eklenerek gösterilmiřtir.

Literatürde üç temel panel veri analiz yaklařımı mevcuttur. Söz konusu bu yaklařımlar; tesadüfi etkiler yaklařımı, sabit etkiler yaklařımı ve havuzlanmıř model yaklařımlarıdır. Bu yaklařımlar arasından çalıřma modeli için en uygun tahminin yapılması için Chow F testi ve Hausman testi uygulanmıřtır. Chow F testi, havuzlanmıř model ile sabit etkiler modeli arasında tercih yapılmasına imkân tanımaktadır. Tesadüfi etkiler ile sabit etkiler arasında tercih yaparken ise Hausman testi dikkate alınmaktadır. Geliřtirilmek istenen modelin söz konusu bu üç temel yaklařım içerisinden hangisine uygun olduęunun belirlenmesi için uygulanan Chow F ve Hausman testlerine iliřkin sonuçlar Tablo 8’de verilmiřtir. Tablo 8’de görüldüęü gibi geliřtirilmek istenen modele en uygun yaklařımın tesadüfi etkiler yaklařımıdır.

Tablo 8. Chow F ve Hausman Test Sonuçları

Test	İstatistik Deęeri	Olasılık Deęeri
Chow F Testi	71,85	0,000
Hausman Testi	9,24	0,09

4. Bulgular

Tesadüfi etkiler yaklařımı kullanılarak yapılan analizlerden elde edilen Tablo 9’da yer almaktadır. Modelin bütünsel olarak anlamlı olup olmadıęı F istatistik ve F ihtimal deęerlerine bakılması gerekmektedir. Tablo 9’da yer alan ilgili göstergelere bakıldıęında modelin %1 düzeyinde anlamlı olduęu görülmektedir. Çalıřmanın amacına uygun olarak kullanılan modelde seçilen bağımsız deęiřkenlerin bağımlı deęiřkeni açıklama oranının %67 olarak görülmektedir.

Tablo 9. Kazanç Kalitesine Ait Panel Veri Analiz Sonuçları

Bağımlı Deęiřken: Kazanç Kalitesi

Yöntem: Regression with Huber, Eicker ve White Standard Errors

Dönem: 2012-2021

Yatay Kesit: 26

Toplam Gözlem Sayısı: 260

Bağımsız Deęiřkenler	Katsayı	Huber, Eicker ve White Standart Hata	t-İstatistik deęeri	Olasılık Deęeri
LNŞB	-0,0001235	0,000116	-1,06	0,288
CON_ACC	-0,0805116	0,0377934	-2,13	0,034**
LNŞY	0,102338	0,0057064	17,93	0,000*
LNŞYKBÜ	0,1424067	0,011934	11,93	0,000*
YKBA	-0,019132	0,0359589	-0,53	0,595
C	2,423767	0,0249013	97,34	0,000*
R ² : 0,67	F-statistic: 156,05		Prob (F-Statistic): 0,000	

Not: “*, ** ve ***” iřaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde istatistiksel anlamlılıęı ifade etmektedir.

Çalışma kapsamında değişkenlere ait bulgular incelendiğinde şirket büyüklüğünün kazanç kalitesi üzerinde anlamlı bir ilişkisinin olmadığı görülmektedir. Muhafazakâr muhasebe düzeyi ile kazanç kalitesi arasında %5 düzeyinde anlamlı ters yönde bir ilişki olduğu görülmektedir. Şirketlere ait muhafazakâr muhasebe düzeyinde 1 birimlik artış gerçekleşmesi durumunda şirketlere ait kazanç kalitesinde 0.0805116 birimlik bir azalış olabileceği öngörülmektedir. Kurumsal yönetim göstergelerinden şirket yaşı ve yönetim kurulu büyüklüğü ile kazanç kalitesi arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğu görülmektedir. Bu doğrultuda kurumsal yönetim göstergelerinden şirket yaşında %1 düzeyinde bir artışın gerçekleşmesi durumunda şirketlere ait kazanç kalitesinde 0,102338 birimlik bir artışın olabileceği öngörülmektedir. Şirketlere ait yönetim kurulu büyüklüğünde %1 düzeyinde bir artışın olması durumunda, kazanç kalitelerinde 0,1424067 birimlik bir artış olabileceği öngörülmektedir. Şirketlerin yönetim kurulu bağımsızlığı ile kazanç kalitesi arasında anlamlı bir ilişki görülemediği. Bu bulgular doğrultusunda çalışmanın hipotezlerinin kabul ve red durumları Tablo 10’da gösterilmektedir.

Tablo 10. Çalışmanın Hipotezlerinin Kabul ve Red Durumu

Hipotezler	Kabul / Red Durumu
H ₁ : Şirket büyüklüğünün kazanç kalitesi üzerine etkisi vardır.	Red
H ₂ : Muhafazakâr muhasebenin kazanç kalitesi üzerine etkisi vardır.	Kabul
H ₃ : Kurumsal yönetimin kazanç kalitesi üzerine etkisi vardır.	Kabul

Bu sonuçlara göre “şirket büyüklüğünün kazanç kalitesi üzerine etkisi vardır” hipotezi (H₁) reddedilmiştir. Bununla birlikte “muhafazakâr muhasebenin kazanç kalitesi üzerine etkisi vardır” hipotezi (H₂) ise kabul edilmiştir. Muhafazakâr muhasebe ve şirket büyüklüğünün kazanç kalitesine negatif anlamlı etkisine yönelik elde edilen bu bulgular, Pratiwi ve Pralita’nın (2021) sonuçlarıyla uyumludur. Ayrıca, Azarifar ve Ayanoğlu’nun (2020) muhafazakârlık ve kazanç kalitesi arasındaki negatif yönlü etkisine dair sonuçları da yapılan bu çalışmanın bulgularıyla desteklenmektedir. Son olarak kurumsal yönetimin; şirket yaşı ve yönetim kurulu büyüklüğüne ilişkin olarak bulunan anlamlı etkisinden dolayı genel olarak “kurumsal yönetimin kazanç kalitesi üzerine etkisi vardır” hipotezi (H₃) kabul edilmiştir. Kurumsal yönetime dair elde edilen bu bulgular, kurumsal yönetim göstergelerinin muhafazakârlık ve finansal performansla ilişkin etkilerini vurgulayan çalışmalar (Gümüş vd., 2017; Gör ve Tekin, 2018) ile uyumludur.

5. Sonuç

Çalışmada, şirket büyüklüğü, muhafazakâr muhasebe, kurumsal yönetim değişkenlerinin kazanç kalitesi üzerine etkisi incelenmiştir. Holding ve yatırım şirketlerinin 2012-2021 dönemlerine ait verileri panel veri analizine tabi tutulmuştur. Çalışmada, kazanç kalitesi göstergelerinden gelir kalitesi oranı bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Şirket büyüklüğü, muhafazakâr muhasebe göstergesi tahakkuk esasına göre ölçülen muhafazakâr muhasebe ölçüm yöntemi ve kurumsal yönetim göstergelerinden şirket yaşı, yönetim kurulu büyüklüğü, yönetim kurulu bağımsızlığı ise bağımsız değişken olarak modelde kullanılmıştır.

Çalışma sonucunda şirket büyüklüğünün kazanç kalitesi üzerine anlamlı bir etkisinin olduğu görülmemiştir. Muhafazakâr muhasebenin ise kazanç kalitesi üzerinde negatif ve anlamlı bir etkisinin var olduğu belirlenmiştir. Kurumsal yönetim göstergelerinden yönetim kurulu bağımsızlığı ile kazanç kalitesi arasında da herhangi bir anlamlı ilişki belirlenemez iken diğer iki

kurumsal yönetim göstergesinden olan Őirket yaşı ve yönetim kurulu büyüklüğü ile kazanç kalitesi arasında ise pozitif ve anlamlı ilişkili tespit edilmiştir.

Çalışmadan elde edilen bulgular, muhafazakâr muhasebe ve kazanç kalitesi arasındaki ters yönlü ilişkinin varlığını ortaya koyan Azarıfar ve Ayanođlu (2020), Gör ve Tekin (2018) ve Gümüş ve diđerlerinin (2017) çalışmalarının sonuçlarıyla uyumludur. Çalışma, muhafazakâr muhasebe uygulamalarının azalması ile Őirketlerin kazanç kalitelerinde bir artış sağlanacağına dair kanıtlar sunmaktadır. Ayrıca Őirket yaşı ve yönetim kurulu büyüklüklerinin de Őirketlere ilişkin bir deneyim göstergesi olarak kabul edilerek kazanç kalitesinin artırılmasında olumlu katkı sağlayacağı noktasında literatüre katkı sunulmaktadır.

Kurumsal yönetim, muhafazakâr muhasebe ve Őirket büyüklüğünün birlikte deđişken olarak kullanılarak, üç deđişkenin de kazanç kalitesine etkisinin araştırılmasının literatüre katkı sağladığı düşünölmektedir. Daha sonra yapılacak çalışmalarda, örneklem genişletilebilir, sektörel karşılařtırmalar yapılabilir veya farklı deđişkenler kullanılarak her bir deđişkenin kazanç kalitesine etkisine bakılabilir.

Arařtırmacıların Katkı Oranı Beyanı

Yazarlar makaleye eşit oranda katkı sağlamış olduklarını beyan eder.

Arařtırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Arařtırma ve Yayın Etiđi Beyanı

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

Kaynakça

- Akdoğan, Y.E. ve Boyacıoğlu, M.A. (2010). Türkiye’de kurumsal yönetim: Genel bir değerlendirme. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 24, 11-30. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/susbed>
- Azarıfar, D. ve Ayanoğlu, Y. (2020). Koşullu ve koşulsuz muhafazakârlığın kazanç kalitesi üzerine etkisi: BİST 100’de bir çalışma. *Muhasebe ve Denetime Bakış*, 20(61), 37-54. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/mbbakis>
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24(1), 3–37. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(97\)00014-1](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(97)00014-1)
- Bezirgan, E. ve Sakarya Ş. (2022). Kazanç kalitesinin ölçümünde muhasebe esaslı yaklaşımlar: Türk bankacılık sektöründen bulgular. *Bankacılar Dergisi*, 120, 43-67. Erişim adresi: <https://www.tbb.org.tr/tr/bankacilik/arastirma-ve-yayinlar/bankacilar-dergisi/>
- Caba, N. (2017). Finansal kaldıraç ve firma büyüklüğünün finansal performans üzerine etkisi: BIST Sınai Endeksinde işlem gören işletmeler üzerine bir uygulama. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 13(13), 796-811. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ijmeb>
- Cullinan, C.P., Wang, F., Wang, P. and Zhang J. (2012). Ownership structure and accounting conservatism in China. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 21(1), 1-16. <https://doi.org/10.1016/j.intaccudtax.2012.01.001>
- Durak, G. ve Gürel, E. (2014). Finansal raporların kalitesine etki eden ülkeye özgü faktörler. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 64, 95-110. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/mufad>
- Fauzi, M.R. (2015). *Pengaruh profitabilitas, investment opportunity set (IOS), Dan Good Corporate Governance (GCG) Terhadap Kualitas Laba* (Unpublished doctoral dissertation). Universitas Islam Negeri Syarif Hidayatullah, Jakarta.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P.M. and Schipper, K. (2004). Costs of equity and earnings attributes. *The Accounting Review*, 79(4), 967-1010. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Gör, Y. ve Tekin, B. (2018). Muhafazakâr muhasebe uygulamalarının kurumsallaşmış şirketlerdeki etkisi üzerine bir çalışma. *İşletme Çalışmaları Dergisi*, 10(2), 13-26. Erişim adresi: <https://isarder.org/index.php/isarder>
- Gujarati, D. (2016). Örneklerle ekonometri (Çev. N. Bolatoğlu). Ankara: BB101 Yayınları.
- Gümüş, G.K., Gümüş, Y. ve Altunal, I. (2017). Bankacılık sektöründe kurumsal yönetim ve finansal performans ilişkisi: Türkiye ve Kazakistan örneği. *Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16(2), 104-121. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/iibfdkastamonu>
- Kung, F.H.A., Ting, C.W. and James, K. (2008). Accounting conservatism in greater China: The influence of institutions and incentives. *Asian Review of Accounting*, 16(2), 134-148. <https://doi.org/10.1108/13217340810889933>
- Pamukçu, F. (2011). Finansal raporlama ile kamuyu aydınlatma ve şeffaflıkta kurumsal yönetimin önemi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 50, 133-148. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/mufad>
- Pratiwi, W. and Pralita, T. (2021). The influence of corporate governance mechanism, accounting conservatism, and company size on earnings quality. *Journal of Economics, Finance and Management Studies*, 4(1), 26-34. doi:10.47191/jefms/v4-i1-04
- Putra, N.Y. and Suwowo, S. (2016). The effect of accounting conservatism, investment opportunity set, leverage, and company size on earnings quality. *Accounting Analysis Journal*, 5(4), 299-306. Retrieved from <https://journal.unnes.ac.id/sju/index.php/aaj/index>
- Sakarya, Ş. ve Koçak, Z.S. (2016). Kazanç kalitesi ve yönetiminin işletmelerin finansal performansı üzerine etkisi: İSO 500 işletmeleri üzerine bir çalışma. *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 23(3), 733-749. <https://doi.org/10.18657/yonveek.281958>

- Sarı, E.S. ve Gngr, N. (2020). Kurumsal ynetim uygulamalarının Trkiye’de faaliyet gsteren katılım bankalarının finansal performanslarına etkisi. *Muhasebe Bilim Dnyası Dergisi*, 22(4), 669-694. <https://doi.org/10.31460/mbdd.743581>
- Tatođlu, F.Y. (2012). *Panel veri ekonometrisi: Stata uygulamalı*. İstanbul: Beta Yayıncılık.
- Yunos, R.M., Ahmad, S.A. and Sulaiman, N. (2014). The influence of internal governance mechanisms on accounting conservatism. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 164, 501–507. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2014.11.138>

THE INFLUENCE OF CORPORATE GOVERNANCE, CONSERVATIVE ACCOUNTING AND COMPANY SIZE ON EARNINGS QUALITY

EXTENDED SUMMARY

Research Subject and Purpose

The study was conducted to reveal the effects of corporate governance, conservative accounting, and company size on earnings quality. In this context, data on holding and investment companies in Borsa Istanbul was obtained. Panel data analysis was used on the data obtained from the financial statements of holding and investment companies that were traded on Borsa Istanbul between the years 2012–2021.

Literature

Financial reports that provide information about the financial performance of a company in a certain period are important for making investments correctly. Accurate reflection of earnings, which is one of the main focal points in financial reporting, is effective in increasing the quality of earnings and making the right decisions for financial statement users. Company earnings that do not provide accurate information on the performance of company management can be misleading to users. For this reason, it is necessary to ensure corporate governance and accountability to shareholders. There are various research results regarding the impact of corporate governance mechanisms on earnings quality.

In the literature reviews of the studies, it is seen that there are separate studies on the effects of corporate governance, conservative accounting, and company size variables on earnings quality. However, no studies were found in which all three variables were evaluated together. It is aimed at filling this gap by drawing attention to the scarcity of studies on conservative accounting. The study contributes to the literature studies by using the conservative accounting variable in addition to the corporate governance and company size variables.

Method

Since the 2012–2021 period of holding and investment companies' data collected for the study contains both horizontal and time-sectional data, it was examined with panel data analysis. In the analysis process, necessary assumption tests were carried out to determine whether there were multicollinearity, varying variance, and autocorrelation problems, as well as to determine the horizontal dependence. The F and Hausman tests were applied to estimate with the right panel model, and it was decided to estimate by choosing the random effects approach.

Results

According to the random effects approach, the results of the study provide evidence that conservative accounting and corporate governance have an impact on earnings quality. As a result of the study, it was not seen that company size had a significant effect on earnings quality.

Conservative accounting, on the other hand, has been found to have a negative and significant effect on earnings quality. There is no significant relationship between the independence of the board of directors and the quality of earnings, one of the corporate governance indicators. However, the age of the company and the size of the board of directors, among other corporate governance indicators, have a positive and significant effect on earnings quality.

Consistent with the findings of Azarifar and Ayanoglu (2020), G6r and Tekin (2018), G6m6ş et al. (2017), this study revealed the existence of an inverse relationship between conservative accounting and earnings quality. The study provides evidence of an increase in company earnings quality as conservative accounting practices decline. In addition, literature findings suggesting that companies with larger boards and more experience in the market have higher boiler quality are supported.

It is thought that the study will contribute to the literature on conservative accounting, earnings quality, and corporate governance. A contribution is made to the literature by using corporate governance, conservative accounting, and company size as variables together and determining the effects of all three variables on earnings quality. In future studies, the sample can be expanded, sectoral comparisons can be made, or the effect of each variable on earnings quality can be examined by using different variables. In addition, future studies can make comparisons between developing and developed countries.

İKTİSAT TARİHİNDE YÖNTEM KAYMASI: YENİ İKTİSAT TARİHİ AKIMINA ELEŐTİREL BİR BAKIŐ

Method Shift in Economic History: A Critical Approach to the New Economic History Movement

Erdem Selman DEVELİ*

Öz

İktisat tarihinin kendi tarihini arařtırmak, bu bilim dalında yařanan dönüşümün ortaya konulabilmesi açısından son derece önemli bir konudur. Bu dönüşüm ise 20. yüzyılda meydana gelen iki önemli gelişme sonucunda ortaya çıkmıřtır. Bu gelişmelerden birincisi, iktisat tarihi çalışmalarına nicel yöntemleri dâhil eden "Yeni İktisat Tarihi (Kliometri)" akımının, 20. yüzyılın ikinci yarısından itibaren yoğun bir şekilde tartışılmaya başlanmasıdır. İkincisi ise, Yeni İktisat Tarihi alanında çalışan Amerikalı iki iktisatçıya (Douglass C. North ve Robert W. Fogel) 1993 yılında Nobel Ekonomi Ödülü'nün verilmesidir. Bu iki gelişme sayesinde iktisat tarihi çalışmalarında giderek daha fazla nicel yöntemlerin kullanılması, aslında bu bilim dalının kendi arařtırma yöntemlerinden uzaklaşmasına neden olmaktadır. Kendi arařtırma yöntemlerinden giderek uzaklaşmanın sonucu ise iktisat tarihinin iktisat bilimine olan katkısının, sadece nicel yöntemler üzerinden değerlendirilme ihtimalidir. Böyle bir ihtimalin ortadan kaldırılmasına yönelik bir katkı sağlamayı amaçlayan bu makale, iktisat tarihi çalışmalarında önemli bir yöntem kayması olarak kabul edilen nicel yöntemlerin kullanılmasına ilişkin eleřtirel bir bakıő açısı sunmaktadır.

Anahtar Kelimeler:

İktisat Tarihi,
Yeni İktisat Tarihi,
Kliometri.

JEL Kodları:

A12, B23, N01.

Keywords:

Economic History,
New Economic
History,
Cliometric.

JEL Codes:

A12, B23, N01.

Abstract

Researching the history of economics itself is an extremely important issue in terms of revealing the transformation in this branch of science. This transformation emerged as a result of two important developments that took place in the 20th century. The first of these developments is that the "New Economic History (Cliometry)" movement, which includes quantitative methods in economic history studies, has been discussed intensively since the second half of the 20th century. The second is the 1993 Nobel Prize in Economics awarded to two American economists (Douglass C. North and Robert W. Fogel) working in the field of New Economic History. Thanks to these two developments, the increasing use of quantitative methods in economic history studies actually causes this branch of science to move away from its own research methods. The result of gradually moving away from his own research methods is the possibility of evaluating the contribution of economic history to economic science only through quantitative methods. Aiming to contribute to the elimination of such a possibility, this article presents a critical perspective on the use of quantitative methods, which is considered an important method shift in economic history studies.

* Dr. Öğr. Üyesi, Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, Gülşehir Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu, Türkiye, erdemsdeveli@nevsehir.edu.tr, ORCID: 0000-0003-2097-207X

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 17.01.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 10.08.2022



1. Giriş

Bir bilim dalı ile ilgili çalışmaların sağlam temellere oturtulabilmesi için, öncelikli olarak o bilim dalının tarihinin bilinmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda iktisat tarihinin “tarihini” araştırmak, bu bilim dalı açısından son derece önemli bir konudur. Bu noktada iktisat tarihinin ayrı bir bilim dalı olarak ortaya çıkması ile ilgili Birleşik Krallık merkezli üç farklı görüşün ön plana çıktığı görülmektedir. Bu görüşlerden birincisine göre iktisat tarihinin başlangıcı İskoçyalı ahlak felsefesi profesörü olan Adam Smith’in “Milletlerin Zenginliği” isimli kitabını yayımladığı yıl olan 1776’ya kadar uzanırken, ikinci görüş İskoçyalı iktisatçı William Cunningham tarafından 1882 yılında yayımlanan “İngiliz Sanayi ve Ticaretinin Gelişimi” isimli kitabını başlangıç noktası olarak kabul etmektedir. Üçüncü görüş ise İngiliz iktisat tarihçisi Sir William James Ashley için Harvard Üniversitesi’nde bir iktisat tarihi kürsüsünün kurulduğu yıl olan 1892 yılını esas almaktadır.

İktisat tarihinin ayrı bir bilim dalı olarak ortaya çıkış tarihi ile ilgili tartışmalar bir kenara bırakılırsa, 20. yüzyıla gelindiğinde bu alanda önemli gelişmelerin yaşandığı görülmektedir. Simon Kuznets tarafından 1941 yılında yayımlanan bir makalede iktisat tarihi araştırmalarının istatistiksel yöntemlerle desteklenmesi gerektiğine vurgu yapılmıştır. Amerikalı iki iktisatçı olan John R. Meyer ve Alfred H. Conrad tarafından 1957 yılında düzenlenen bir konferansta sunulan tebliğler ise ilerleyen yıllarda önce “Yeni İktisat Tarihi” daha sonra “Kliometri” olarak adlandırılacak olan iktisat tarihindeki bu dönüşümün ortaya çıkmasında büyük rol oynamıştır. Böylece 1870’li yıllarda ortaya çıkan Marjinalist Devrim’den sonra iktisadın nicel yöntemlere teslim olmasının üzerinden yüz sene geçmeden, iktisat tarihi de aynı sonu yaşayacağını ipuçlarını vermeye başlamıştır.

İktisat tarihinin yaşadığı bu dönüşümde birçok iktisatçının katkısı olmakla birlikte, İsveç Kraliyet Bilimler Akademisi tarafından 1969 yılında verilmeye başlanan Nobel Ekonomi Ödülü, Yeni İktisat Tarihi alanında yaptıkları öncü çalışmalar nedeniyle 1993 yılında Amerikalı iktisatçılar Douglass C. North ve Robert William Fogel’a verilmiştir. Ancak, özellikle Nobel Ekonomi Ödülü’nün bu alanda çalışan iktisatçılara verilmesi ile birlikte altın çağını yaşamaya başlayan Yeni İktisat Tarihi akımı, eleştirilmekten de kurtulamamıştır. Eleştirilerin yoğunlaştığı nokta ise, tıpkı iktisatta olduğu gibi iktisat tarihinde de matematik, istatistik ve ekonometrinin yoğun bir şekilde kullanılmaya başlanmasıdır. Bu yöntem değişikliğinin iktisat tarihini daha soyut ve karmaşık bir bilim dalı haline getireceğinden duyulan endişe, bu alanda çalışan bazı akademisyenlerin Yeni İktisat Tarihi akımına karşı çıkmalarına neden olmaktadır.

Bu açıklamalar doğrultusunda bu çalışmanın aslında birbiri ile bağlantılı olan iki önemli amacı bulunmaktadır. Birincisi, iktisat tarihinin kendi bilim tarihi içerisinde ortaya çıkan önemli gelişmeleri ve bu gelişmeler sonucunda yaşanan yönetsel dönüşümü ortaya koymaktır. İkincisi ise giderek nicel yöntemlerin ağırlıkta olduğu bir bilim dalı haline gelen iktisat tarihinde yaşanan bu dönüşümü eleştirel bir bakış açısıyla inceleyerek aslında nicel yöntemlerin kullanılmadığı dünya ekonomisi araştırmalarında tarihsel, bölgesel ve küresel faktörlerin daha çok dikkate alındığını ortaya koymaktır. Bu yönüyle ele alındığında bir yöntem çalışması gibi görünen bu çalışma, aslında dünya ekonomisi ile ilgili araştırmaların hangi zeminde ele alınması gerektiğine odaklanmaktadır. Bu doğrultuda çalışma giriş ve sonuç bölümleri hariç, dört ana bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünü takip eden ikinci bölümde, iktisat tarihinin ayrı bir bilim dalı olarak ortaya çıkışı ele alınmış ve sonraki gelişim sürecinde hangi iktisatçıların ön plana çıktığına değinilmiştir. Üçüncü bölümde, iktisat tarihinde nicel yöntemlere ağırlık verilerek bir dönüşüm

yařanması gerektiđinin ilgili akademik camiada tartıřılmasından sonra literatüre giren “Yeni İktisat Tarihi (Kliometri)” akımı detaylı bir řekilde incelenmiřtir. Dördüncü bölümde, önemli iktisat tarihi dergilerinde yayımlanan makaleler arasında nicel yöntemlere ađırlık veren çalıřmaların sayısındaki ciddi artıřtan bahsedilmiřtir. Beřinci bölümde, bu akıma eleřtirel bir bakıř açısı getirilerek, iktisat tarihinin matematik, istatistik ve ekonometriye teslim edilmemesi gerektiđi ana hatlarıyla vurgulanmıřtır. Sonuç kısmında ise dört ana bölümde anlatılanlar göz önünde bulundurularak, iktisat tarihi çalıřmalarında nicel yöntemlere gerçekten ihtiyaç olup olmadıđı tartıřılmıřtır.

2. İktisat Tarihinin Geliřimi

İktisat ve tarih bilimlerinden esinlenen iktisat tarihinin her ikisinden de bađımsız bir bilim dalı olarak ortaya çıkması ile ilgili farklı görüřler ileri sürülmektedir (Kurmuř, 2009: 379). Bu görüřlerden birincisi, İskoçya’daki Glasgow Üniversitesi’nde 1751 yılında mantık profesörü ve 1752 yılında ahlak felsefesi profesörü olarak görev yapmakla birlikte kendisine ‘*iktisadın babası*’ unvanı yakıřtırılan Adam Smith (1723-1790) merkezlidir. İktisat ile ilgili birçok konuda önemli bir referans olarak kabul edilen Smith, 1776 yılında yayımlanan “Milletlerin Zenginliđi” isimli kitabında; buđdayın fiyatı, vergiler, gümüşün deđeri, faiz oranları, bankacılık ve kredi sistemi, merkantilist sistem, sömürgecilik ve dıř ticaret gibi konularda tarihsel analiz yöntemini tercih etmiřtir. Bu yöntem tercihi ise iktisat tarihinin ne zaman ortaya çıktığı ile ilgili tartıřmaların 1776 yılına kadar uzanmasına neden olmuřtur. İkinci görüř, İskoçyalı iktisatçı William Cunningham (1849-1919) tarafından 1882 yılında yayımlanan “İngiliz Sanayi ve Ticaretinin Geliřimi” isimli kitabını bařlangıç noktası olarak kabul etmektedir. Kendisini İngiliz iktisat tarihine adayan Cunningham, bu kitabı yazmasının iki amacı olduđunu belirtmiřtir: İngilizlerin siyasi ve ekonomi tarihinin ne kadar yakından bađlantılı olduđunu göstermek ve İngiltere’nin ekonomik geliřimini bir bütün halinde incelemek. Bu iki amaç dođrultusunda özellikle I. Elizabeth döneminden (1558-1603) itibaren meydana gelen ve İngiliz ekonomisinin geliřiminde etkili olan olayları tarihsel bir süreç içerisinde incelemesi, Cunningham’ın iktisat tarihinin öncülerinden biri olarak anılmasını sađlamıřtır. Üçüncü görüř ise İngiliz iktisat tarihçisi Sir William James Ashley (1860-1927) ile iliřkilidir. 1888-1892 yılları arasında Toronto Üniversitesi’nde politik iktisat profesörü olarak görev yapan Ashley, iktisat eđitiminin sađlam temellere oturtulabilmesi için iktisadın tarihsel yönünü ön plana çıkartan yeni bir bölüm kurmuř ve böylece iktisat biliminin tarihi köklerinden ayrılamayacađını ortaya koymuřtur. İktisat tarihi alanında yaptıkları sayesinde 1892 yılında Harvard Üniversitesi’ne kabul edilmiř ve aynı yıl, dünyada ilk kez ve kendisi için özel olarak iktisat tarihi kürsüsü kurulmuřtur. Böylece iktisat tarihine verilen önemi gösteren bu kürsü nedeniyle, bazı arařtırmacılar 1892 yılını iktisat tarihinin dođuşu olarak kabul etmektedirler (Cunningham, 1907; McCready ve Ashley, 1955: 34; Çakır, 2003: 9; Kurmuř, 2009: 81).

İlgili literatürde iktisat tarihinin dođuşu genel olarak Smith, Cunningham ve Ashley’ye dayandırılmakla birlikte, iktisatçılar tarafından tam olarak mutabık kalınan bir tarih henüz belirlenememiřtir. Çünkü iktisat tarihinin ayrı bir bilim dalı olarak ortaya çıkıřı bir anda gerçekteřmemiř, uzun yıllar boyunca yapılan çalıřmaların sonucunda tartıřılmaya bařlanan bir alan olarak varlıđını kabul ettirmeye odaklanmıřtır. Mesela Smith ve Cunningham tarafından yazılan kitapların ortaya çıkması için üstünde uzun yıllar çalıřıldıđı muhakkaktır. Benzer bir řekilde 1892 yılında Ashley’nin kendisi adına özel bir kürsü kurulması, onun yıllarca verdiđi çabaların bir sonucu olarak deđerlendirilmektedir. Böylece Smith, Cunningham ve Ashley, iktisat

tarihçisi olarak anılmadan yıllar önce aslında bir iktisat tarihçisi olarak çalışmaya başlamışlardır. Ancak her şeye rağmen iktisat tarihinin ortaya çıkışı ile ilgili kesin bir tarih belirlemeye çalışmak, bugün bile tartışılan bir konu olarak güncelliğini korumaktadır.

İktisat tarihinde ön plana çıkan bir diğer tartışma konusu ise, iktisat tarihinin tanımı ve dolayısıyla da inceleme alanı ile ilgili iktisatçılar tarafından kabul edilen ortak bir açıklamanın bulunmamasıdır. İktisat tarihi ile ilgili yapılan tanımların bir kısmı şöyle özetlenebilir (Shryock, 1944: 23; Kurmuş, 2009: 345; Güran, 2019: 6):

İngiliz iktisat tarihçisi John Harold Clapham (1873-1946) tarafından; “geçmişin sosyal kurumlarının ekonomik yönlerini araştıran” bir bilim olarak tanımlanmıştır. İngiliz iktisat tarihçisi George Unwin (1870-1925) tarafından; “yazılı tarih boyunca insanoğlunun içinde bulunduğu iktisadi şartları araştıran” bir bilim olarak tanımlanmıştır. Kanadalı iktisat profesörü Norman Scott Brien Gras (1884-1956) tarafından; “iktisadi olayları kronolojik olarak sıralayan ve bu olaylar arasındaki ilişkileri ortaya çıkaran” bir bilim olarak tanımlanmıştır. İngiliz iktisatçı Sir John Richard Hicks (1904-1989) tarafından; “iktisat tarihi, geçmiş çağların uygulamalı iktisadıdır” şeklinde tanımlanmıştır. İsveçli iktisat tarihçisi Eli Filip Heckscher (1879-1952) tarafından iktisat tarihinin amacının; “kıt ve yetersiz kaynakların insanların amaçları uğrunda çağlar boyunca nasıl kullanıldığının ve bu alandaki değişmelerin insan hayatını ve toplumları ne şekilde etkilediğinin araştırılması” olduğu belirtilmiştir. İskoçyalı iktisatçı William Cunningham (1849-1919) tarafından; “özel bir grup olgunun incelenmesi değil, bir ulusun tarihindeki bütün olguların özel bir bakış açısı ile incelenmesidir” şeklinde tanımlanmıştır. Amerikalı medikal tarihçi Richard Harrison Shryock (1893-1972) tarafından; “iktisadın zamansal yönü” olarak tanımlanmıştır.

Şüphesiz ki farklı iktisatçılar ve tarihçiler tarafından yapılan bu tanımları genişletmek mümkündür. Ancak yapılan tanımlar birbirinden farklı olmakla birlikte, aslında bu tanımların ortak bir noktaya vurgu yaptıkları görülmektedir. Bu ortak nokta ise insanlık tarihi boyunca elde edilen tecrübelerin, iktisat tarihinin önemli dinamiklerinden biri olduğunun ortaya konulmaya çalışılmasıdır. Bu doğrultuda iktisat tarihinin genel amacı, geçmiş deneyimlerin ışığında günümüz dünyasındaki ekonomik gelişmeleri anlamaya ve gelecekle ilgili bazı tahminlerde bulunmaya yardımcı olmaktır. İktisat tarihinin bu amacını somut bir şekilde ortaya koyabilmek için birçok soru yöneltilebilir: Çin’in 15. yüzyıldan sonra yavaş yavaş güç kaybetmesinin ekonomik nedenleri nelerdir? Avrupa’nın ekonomik gelişiminde Afrika Kıtası’nın rolü nedir? Sanayi Devrimi dünya ekonomisini nasıl etkilemiştir? Amerika’nın küresel bir ekonomik güce dönüşmesinde etkili olan faktörler nelerdir? 21. yüzyılın ikinci çeyreği itibarıyla hangi ülke ve/veya bölgeler ön plana çıkacaktır?

Tarihsel temellere oturtulan teorik bir çerçevede dâhilinde bu ve benzeri tüm sorulara tutarlı cevaplar arayan iktisat tarihinin ayrı bir disiplin olarak gelişiminde Alman Tarihçi Okulu’nun önemli bir rol üstlendiği bilinmektedir. Alman Tarihçi Okulu, ortaya koymaya çalıştıkları doktrin ve tarihe biçtikleri rol bakımından farklı yaklaşımlara sahip olmaları nedeniyle “Eski Tarihçi Okul” ve “Genç Tarihçi Okul” olmak üzere ikiye ayrılır. Aslında bu ayrımın Alman Tarihçi Okulu için çok gerekli olmadığını ileri süren çalışmalar bulunmakla birlikte, bazı İktisadi Düşünceler Tarihi kitaplarında böyle bir ayrımla karşılaşılabilir. Bu doğrultuda Wilhelm Roscher (1817-1894), Bruno Hildebrand (1812-1878) ve Karl Knies (1821-1898) öncülüğünde gelişen Eski Tarihçi Okul, tarihi sadece açıklayıcı ya da doğrulayıcı bir araç olarak görmüştür. Buna karşılık Gustav Schmoller (1838-1917), Max Weber (1864-1920) ve Werner Sombart’ın (1863-1941) mensubu olduğu Genç Tarihçi Okul’un en önemli ayırt edici özelliği ise tarihin tanımlayıcı fonksiyonuna vurgu yapmasıdır (Tekeoğlu, 1993: 125-129).

Kendi ierinde iki farklı grup olarak deęerlendirseler de aslında Alman Tarihi Okulu'nun genel zelliklerinden bahsetmek mmkndr (Yalın, 1976: 375):

“Tarihi Okul... gemiřin tarihi derslerinden yararlanarak, eski hataları tekrar etmemeyi arzulayan... uygun bir fikr temel olmuřtur. Tarihi Okul'un bu yn zerinde yapılan farklı yorumlar sosyal bilimlerde, fizikte olduęu gibi, sabit ve deęiřmez kanunların bulunamayacaęını ne srmektedir. Toplumsal olaylarda ngrye yardım edecek sabit ve deęiřmez kanunlar yerine; olayları anlamanın, onları yorumlamanın mmkn olduęu ileri srlmektedir. Bu nedenle beřer ilimlerle, fizik ilimlerin; tahlil, arařtırma ve izah bakımından birbirlerinden nitelik farkı ile ayrıldıklarına dikkati ekmektedirler.”

Tarihi Okul tarafından benimsenen bu yntem, aynı zamanda klasik politik iktisada ynelik ilk eleřtirilerin de ortaya ıkmasına neden olmuřtur. nk 19. yzyıl iktisatıları iin soyut, hipotetik ve tmdengelsel bir bilim olarak kabul edilen iktisat, Tarihi Okul tarafından somut ve tmevarıma dayanan bir bilim olarak tanımlanmıřtır. Aynı zamanda klasik politik iktisadı pozitif bir bilim olarak gren 19. yzyıl iktisatılarına karřı, iktisadın aslında bir “ahlk” bilimi olduęunu savunan Tarihi Okul mensupları, bu nedenle kendi yaklařımlarını “tarihi-ahlaki” olarak isimlendirmişlerdir (Buęra, 2001: 134-152).

Bylece Amerikalı iktisat tarihisi John Ulric Nef (1899-1988) tarafından “*iktisadın bir eki*” olarak deęerlendirilen iktisat tarihinin (1944: 7) aslında ayrı bir bilim dalı olma hedefiyle hareket ettięi ve bununla baęlantılı olarak, klasik iktisadın iktisat bilimini hapsettięi soyut varsayımlardan kurtulmasına da yardım etmeye alıřtıęı grlmektedir. Ancak tarihi temellere dayanan bu somut yntem anlayıřı, iktisat tarihinin kısa bir sre ierisinde nemli bir deęiřim yařamasına neden olmuř ve Alman iktisatı Wilhelm Roscher tarafından kurulan Eski Tarihi Okul'dan farklı bir yne doęru evrilmiřtir. Yeni İktisat Tarihi ya da Kliometri olarak adlandırılan bu akım, 19. yzyıldaki Marjinalist Devrim ve 20. yzyıldaki Formalist Devrim¹ ile birlikte nce istatistik ve matematięe, daha sonra ise ekonometriye teslim olan iktisadın, tarihsel temellerinin de benzer bir řekilde nicel (kantitatif) yntemlerle incelenmesi gerektięine vurgu yapmıřtır.

3. Yeni İktisat Tarihi (Kliometri) Akımı

1871 ve 1874 yıllarında İngiliz iktisatı William Stanley Jevons (*Politik İktisat Teorisi*), Avusturyalı iktisatı Carl Menger (*İktisadın İlkeleri*) ve Fransız matematiksel iktisatı Leon Walras (*Pr Politik İktisadın ęeleri*) tarafından farklı lkelerde ve birbirlerinden habersiz olarak yayımlanan kitaplar, iktisat biliminin farklı bir yne doęru evrilmesine neden olmuřtur. Bu kitapların nclęnde 1870'li yıllarda ortaya ıkan Marjinalist Devrim ile birlikte iktisadın istatistik ve matematięe teslim edilmesinin referans olarak kabul edilmesi, iktisat tarihinde de benzer bir dnřmn yařanmasına neden olmuřtur. Bu doęrultuda Amerikalı iktisatı ve istatistiki Simon Kuznets (1901-1985) tarafından 1941 yılında The Journal of Economic History'de (*İktisat Tarihi Dergisi*) yayımlanan “*Statistics and Economic History*” isimli makale, iktisat tarihinin ne yne evrileceęinin sinyallerini vermesi aısından nemli bir alıřmadır. Kuznets bu makalede, iktisat arařtırmalarında uygulanan istatistiksel analiz yntemi ile iktisat tarihileri tarafından yazılan veya yorumlanan tarih arasındaki iliřkiyi ele almıřtır. Buna gre

¹ 2. Dnya Savařı'ndan sonraki dnemde iktisadın entelektel yapısında bir dnřm yařandıęını fark eden Benjamin N. Ward, bu dnřm “Formalist Devrim” olarak adlandırmıřtır (1972: 40). nk dnemin ekonomik sorunlarını zebilemek iin daha yoęun matematiksel analizlere ihtiya duyulduęuna inanılması, tpk 1870'lerde olduęu gibi bu yeni dnřmn de bir devrim olarak anılmasına neden olmuřtur.

çalışmalarında istatistiksel analizleri kullanan iktisatçılar, geçmiş dönemlerde meydana gelen olayları iktisadi yönleriyle inceleyen iktisat tarihçilerini yeteri kadar dikkate almamışlardır. İktisat tarihçileri ise, istatistiksel araştırmanın analitik araçlarını veya temel teorik hipotezlerini çok az kullanmışlardır. Bu nedenle Kuznets, iktisat tarihi ile istatistiksel analiz arasında yakın bir ilişki kurulması gerektiğine vurgu yapmış ve bu ilişkinin sadece iktisat tarihini zenginleştirmekle kalmayacağını, aynı zamanda istatistiksel analiz ve iktisat teorisi üzerinde de önemli bir etkiye sahip olacağını belirtmiştir (1941: 26-36).

Kuznets tarafından yayımlanan bu makalede, iktisat tarihinde yaşanabilecek bu yöntem değişikliğinin aslında iktisat teorisi için de önemli katkılar sunacağı belirtilmektedir. Ancak buradaki esas amaç, tarihsel yöntemi kullanan ve bu nedenle iktisat disiplinine çok fazla katkı sağlayamadığı düşünülen iktisat tarihinin, mümkün olduğu kadar nicel yöntemlerle desteklenmesi gerektiğinin ortaya konulmasıdır. Bu noktada Joseph Schumpeter (1883-1950) tarafından 1947 yılında *The Journal of Economic History*'de yayımlanan “*The Creative Response in Economic History*” isimli makale de Kuznets'in görüşlerini destekler niteliktedir. Schumpeter bu makalede, iktisat tarihçileri ile iktisat teorisyenlerinin birlikte çalışmaları durumunda, iktisat disiplini için ilginç ve değerli katkılar sunabileceklerini belirtmiştir (1947: 149).

Ancak 1941 yılında Kuznets tarafından ileri sürülen ve 1947 yılında Schumpeter tarafından desteklenen bu yöntem değişikliğinin daha kapsamlı bir şekilde iktisat tarihine uygulanabilmesi için biraz daha zamana ihtiyaç duyulduğu görülmektedir. 1957 yılına gelindiğinde ise ekonomi alanında araştırmalar yapmak üzere 1920 yılında kurulan “National Bureau of Economic Research (*Ulusal Ekonomik Araştırmalar Bürosu*)” ve iktisat tarihi ile ilgili araştırmaları teşvik etmek amacıyla 1940 yılında kurulan “The Economic History Association (*İktisat Tarihi Derneği*)” tarafından bir konferans düzenlenmiştir. Amerikalı iktisat tarihi profesörü olan Harold F. Williamson'ın (1901-1989) başkanlığında Massachusetts'teki Williams College'da düzenlenen bu konferansta, 19. yüzyılda Amerika Birleşik Devletleri ve Kanada'da gelir ve servetin yapısını nicel yöntemlerle analiz eden tebliğler sunulmuştur. Harvard Üniversitesi'nden Amerikalı iki iktisatçı olan John R. Meyer (1927-2009) ve Alfred H. Conrad (1924-1970) tarafından sunulan iki tebliğ, ilk önce “Yeni İktisat Tarihi (*The New Economic History*)” daha sonra ise “Kliometri (*Cliometrics*)”² olarak adlandırılan iktisat tarihindeki bu yeni yaklaşımın ortaya çıkmasında önemli kilometre taşları olarak kabul edilmektedir (National Bureau of Economic Research, 1958: 95; North, 1997: 412).

Her iki iktisatçı tarafından bu konferansta sunulan tebliğler, makale olarak da yayımlanmıştır. 1957 yılında *The Journal of Economic History*'de yayımlanan “*Economic Theory, Statistical Inference, and Economic History*” adlı makalenin amacı, tarihsel nedenselliğe bağlı olarak meydana gelen birtakım sorunları ortaya koymak ve bilimsel yöntemin analitik araçlarının iktisat tarihi yazımına nasıl uygulanabileceğini açıklığa kavuşturmaktır (Meyer ve Conrad, 1957: 524). 1958 yılında *Journal of Political Economy*'de yayımlanan “*The Economics of Slavery in the Ante Bellum South*” adlı makalenin amacı ise metodolojik olduğu kadar tarihsel noktaların da üzerinde durarak 1861-1865 yılları arasındaki Amerikan İç Savaşından (*American Civil War*) önce güney eyaletlerdeki köle ekonomisinin yarattığı kârlılığı, modern sermaye teorisi açısından ölçmektir (Conrad ve Meyer, 1958: 96).

² “Nicel İktisat Tarihi” ya da “Ekonometrik Tarih” olarak da adlandırılmaktadır (Woodman, 1972: 323; Kurmuş, 2009: 61).

Ancak Yeni İktisat Tarihi akımının kökenleri Meyer ve Conrad'a dayandırılmakla birlikte, aslında bu akımın 1957 yılında kendiliğinden ortaya çıktığını düşünmek yanıltıcı olabilir. Çünkü Amerikalı iktisatçılar William N. Parker, Douglass North ve Jonathan R. T. Hughes gibi önde gelen yeni iktisat tarihçileri, 1957 yılına kadar birbirinden önemli çalışmalar ortaya koymuşlardır. Hatta Thomas S. Ashton, Marc Bloch, Earl J. Hamilton, Chester W. Wright ve Walt Whitman Rostow gibi birçok iktisat tarihçisinin çalışmaları da Kliometrik gelenek içerisinde değerlendirilebilir (Meiners ve Nardinelli, 1986: 511).

1960 yılına gelindiğinde ise bu akım ile ilgili iki önemli gelişme yaşanmıştır. Bunlardan birincisi 1960 yılının aralık ayında Purdue Üniversitesi "İktisat Tarihinde Nicel Yöntemler Semineri (*Seminar on Quantitative Methods in Economic History*)"ne sponsor olmuş ve çok verimli geçen bu seminer, daha sonra yıllık bir etkinlik haline gelmiştir (Fogel, 1966: 642). İkincisi ise, başlangıcını kesin bir tarihe dayandırmanın zor olduğu bu akımın, kavramsal düzeyde ortaya konulmasıdır. İlk olarak Lance E. Davis, Jonathan R. T. Hughes ve Stanley Reiter tarafından 1960 yılında *The Journal of Economic History*'de yayımlanan "*Aspects of Quantitative Research in Economic History*" adlı makalede kullanılan "Kliometri" kavramı (1960: 540), tarih anlamına gelen "clio" kelimesi ile ölçüm anlamına gelen "metric" kelimesinin birleşmesinden oluşmaktadır. Bu doğrultuda Kliometri kavramı ile Douglass North tarafından icat edilen "Yeni İktisat Tarihi" kavramı aynı anlamda kullanılmaktadır. En basit haliyle, iktisat teorisi ile nicel yöntemlerin tarih çalışmalarına uygulanması olarak tanımlanabilen bu akımın (Goldin, 1995: 191-193), iktisat tarihi üzerinde derin bir etkisi olmuş ve iktisat tarihini anlatıdan, matematiksel bir forma dönüştürmüştür. Bu dönüşüm, teoriyi; nicel yöntemlerle, yeni ve gözden geçirilmiş verilerle ve en son tekniklerle birleştirmiş ve ekonomik büyüme hakkındaki bilgilerin gelişmesini sağlamıştır (Hauptert, 2017: 1060).

Böylece verilerin, istatistiksel veya ekonometrik yöntemlerin ve iktisat teorisinin sistematik kombinasyonu ile karakterize edilen ve bu sayede iyice olgunlaşan Kliometri, iktisat tarihi için vazgeçilmez bir araç olarak kabul edilmektedir (Diebolt, 2012: 309). Bu alanda yapılan çalışmaların ise bir taraftan iktisat teorisine ve politikasına katkı sağlarken, diğer taraftan iktisat tarihinde ön plana çıkan konular hakkında genel olarak kabul edilen birtakım bilgilerin değişmesine ve zenginleşmesine neden olduğu ileri sürülmektedir (Uzun, 2001: 86).

Bu dönüşümde en çok pay sahibi olan iktisat tarihçilerinden biri Amerikalı Douglass Cecil North (1920-2015)'tur. Yeni İktisat Tarihi akımının popüler olmasını sağlayan ve dolayısıyla da bu akımın öncülerinden biri olarak kabul edilen North, California Üniversitesi'nde iktisat tarihi alanında doktorasını yapmıştır. 1950 yılında asistan olarak göreve başladığı Washington Üniversitesi'nden emekli olduktan sonra "emeritus profesör (onursal profesör)" unvanı ile aynı üniversitede çalışmalarına devam etmiştir. 1961 yılında yayımlanan "The Economic Growth of the United States: 1790-1860" isimli kitabı, bu alanda yazılan ilk ve en önemli eserlerden biri olarak kabul edilmektedir. Amerikalı iktisatçı William N. Parker (1919-2000) ile birlikte 1960-1966 yılları arasında "The Journal of Economic History"nin editörlüğünü yapmış ve 1972 yılında "İktisat Tarihi Kurumu (*Economic History Association*)"nun başkanlığı görevine getirilmiştir (Aktan ve Yay, 2018: 63-68).

1991 yılında, dünyanın en büyük akademik onur topluluklarından biri olan "Omicron Delta Epsilon" tarafından akademik başarılarının tanınması ve ekonomi alanındaki başarıların onurlandırılması amacıyla seçkin iktisatçılara iki senede bir verilen "John R. Commons Ödülü (*The John R. Commons Award*)"nü almıştır. Bu ödülün önemi ise, iktisat tarihçisi unvanına sahip

olarak bu ödülü alan ilk iktisatçı olmasıdır. Aslında 1965 yılında bu ödülü alan Rus asıllı Amerikalı iktisatçı Evsey D. Domar (1914-1997)’ın iktisat tarihi kategorisinde değerlendirilebilecek birtakım çalışmaları bulunmakla birlikte, özellikle İngiliz iktisatçı Roy Forbes Harrod (1900-1978) ile birbirlerinden bağımsız ve farklı zamanlarda³ geliştirdikleri, ancak literatürde “Harrod-Domar Modeli” olarak anılan model nedeniyle daha çok ekonomik büyüme üzerine yoğunlaştığı kabul edilmektedir. Bu nedenle bir iktisat tarihçisinden ziyade; büyüme, gelir ve sermaye gibi konulara ağırlıklı veren bir iktisatçı olarak düşünülebilir.

Douglass North’un yapmış olduğu tüm bu katkılara rağmen, “Kliometrinin babası” unvanının farklı iktisatçılara verildiği görülmektedir. Bu unvanı Claude Diebolt ve Michael Hauptert, Simon Kuznets’e (2021: 5); Graham Brownlow, İsveçli politik iktisatçı ve iktisat tarihçisi Eli Heckscher’e yakıştırmıştır (2012: 94-95). Ancak bu iki iktisatçıya göre bu unvanı daha çok hak ettiği düşünülen kişi ise iktisat tarihinin yaşadığı bu dönüşümde belki de en çok payı olan, Amerikalı iktisat tarihçisi Robert William Fogel (1926-2013)’dır (Küçükkalay, 2014: 469).

1948 yılında lisans eğitimini tamamladığı Cornell Üniversitesi’ndeki öğrencilik yıllarında Fogel’in bilimsel ilgi alanları fizik ve kimyadan, iktisat ve tarihe kaymıştır. Yaşadığı bu değişimin temel nedeni, Büyük Buhran’dan kaynaklanan küresel işsizlik nedeniyle, özellikle 1940’ların ikinci yarısında ekonominin geleceğine ilişkin karamsarlığın artmasıdır. Bu nedenle ekonomik istikrarsızlık ve eşitsizlik gibi sorunlara çözüm bulmak amacıyla iktisat ve tarih ağırlıklı çalışmalara yoğunlaşmış ve bu sayede birçok sorunun kesin bir şekilde cevaplanabileceğine inanmıştır: Demiryolları veya çelik fabrikaları gibi yeni teknolojilerin ekonomik büyümeye olan katkısının niteliği ve büyüklüğü nedir? 19. yüzyıldaki ekonomik ve kurumsal değişimde fabrika sisteminin rolü hakkında gerçekten ne biliyoruz? Bu tür soruları yanıtlamak için nicel kanıtlardan çok daha fazla yararlanılması gerektiği sonucuna ulaşan Fogel, bu nedenle o zamanlar iktisat bölümlerinde öğretilen en gelişmiş analitik ve istatistiksel yöntemler üzerinde çalışmaya başlamıştır. Columbia Üniversitesi’ndeki yüksek lisans yıllarında Amerikalı iktisat tarihçisi Carter L. Goodrich (1897-1971)’ten etkilenen Fogel, Goodrich’in iktisatta matematiksel ve istatistiksel yöntemleri kullanmamasına rağmen, kendisini bu konuda teşvik ettiğini belirtmiştir. Bu doğrultuda Simon Kuznets danışmanlığında hazırladığı doktora tezine dayanarak 1964 yılında çıkardığı ilk önemli kitabının (*Railroads and American Economic Growth: Essays in Econometric History*) iktisat tarihindeki bu değişim tartışmalarının yoğun olduğu bir dönemde Kliometrik bir bakış açısı sunması, kendi akademik çizgisini de belirleyen önemli bir tercihtir. Daha sonraki çalışmalarında da iktisat tarihçilerinin yoğunlaştığı karmaşık ve uzun vadeli süreçlerin incelenmesinde matematiksel modellerin ve istatistiksel yöntemlerinin daha geniş kullanımını teşvik etmek amacıyla hareket eden Fogel, böylece Yeni İktisat Tarihi akımının öncülerinden biri haline gelmiştir (The Nobel Prize, 2022a).

Yaklaşık 30 yıl boyunca hem North hem de Fogel tarafından yapılan tüm bu katkıların sonucunda Yeni İktisat Tarihi alanında meydana gelen en önemli gelişme ise 1993 yılında İsveç Kraliyet Bilimler Akademisi tarafından Nobel Ekonomi Ödülü’nün bu iki iktisatçıya verilmesidir. Bu ödülün, Yeni İktisat Tarihi ya da Kliometri olarak adlandırılan bu alanda öncü olarak kabul edilen Amerikalı iki iktisatçıya verilme nedeni olarak; “ekonomik ve kurumsal değişimi

³ Roy F. Harrod tarafından geliştirilen model, 1939 yılında “The Economic Journal” dergisinde yayımlanan “An Essay in Dynamic Theory” isimli makale ile gündeme gelirken; Evsey Domar tarafından geliştirilen model ise 1946 yılında “Econometrica” dergisinde yayımlanan “Capital Expansion, Rate of Growth, and Employment” isimli makaleden sonra tartışılmaya başlanmıştır.

açıklamak için ekonomik teori ve nicel yöntemleri uygulayarak ekonomi tarihi alanındaki arařtırmaları yeniledikleri için” açıklaması yapılmıřtır (The Nobel Prize, 2022b).

Böylece 20. yüzyılın ikinci yarısından itibaren sürekli artan bir ilgi ile takip edilen Yeni İktisat Tarihi akımı, Nobel Ekonomi Ödülü’nün bu alanda çalışan iktisatçılara verilmesi ile birlikte altın çağını yaşamaya başlamıřtır. Ancak iktisat tarihinde yöntem tartıřmalarının başlamasından itibaren Nobel Ekonomi Ödülü’nün verilmesine kadar geen süreçte, hem bu alanda yazılan makalelerin akademik dergilerde daha fazla yayımlanmaya başlanması hem de bu alana ilgi duyan farklı akademisyenleri bir araya getiren kongrelerin düzenlenmesi, Yeni İktisat Tarihi akımının günümüze kadar olan gelişimine de önemli katkılar sağlamıřtır.

Bu doğrultuda, 1941 yılında yayımlanmaya başlayan ve 1960-1966 yılları arasında North ve Parker’ın editörlüğünü yaptıđı The Journal of Economic History’de, matematiksel modellerin ve nicel yöntemlerin kullanıldıđı makalelerin sayısında 1960 yılından sonra yavaş yavaş bir artış yaşanmaya başladığı görölmektedir. 1960 yılında Amerikalı iktisat profesörü George Macesich tarafından yayımlanan “*Sources of Monetary Disturbances in the United States, 1834-1845*” isimli makalede kullanılan matematiksel ve logaritmik denklemler, bir iktisat tarihi dergisinin yařadığı dönüşümü ortaya koymasından son derece önemlidir. North ve Parker’ın editörlüğünü yapmaya başladığı dönemde meydana gelen bu dönüşüm, özellikle 1970’li yıllardan sonraki sayılarda daha net bir şekilde görölmektedir. The Journal of Economic History dışında, Yeni İktisat Tarihi alanında önemli dergilerinden kabul edilen “The Economic History Review” ve “Explorations in Economic History” dergilerinde de bu dönüşüm dikkat çekmektedir. 21. yüzyıla gelindiğinde ise günümüzün önemli kliometrisyenlerinden biri olarak kabul edilen iktisat profesörü Claude Diebolt’un editörlük görevini üstlendiđi ve 2007 yılında yayımlanmaya başlanan “*Cliometrica*” dergisi, bu akıma verilen önemi ortaya koymaktadır.

Akademik dergilerde somut bir şekilde görölen bu deđişimin dışında, Kliometri çalışmalarını teşvik etmek ve geliřtirmek amacıyla 1983 yılında “Kliometri Topluluđu (*The Cliometric Society*)” kurulmuřtur. Bu topluluk tarafından; “iktisadi olayları tanımlamak ve açıklamak için iktisat teorisi ve nicel tekniklerin uygulanması” olarak tanımlanan Kliometrinin gelişimi için yıllık konferanslar düzenlenmiř ve bu konferansların sonuncusu 24-26 Haziran 2021 tarihleri arasında gerekleřtirilmiřtir. 2022 yılındaki konferansın ise 20-21 Mayıs tarihlerinde Amerika’daki Vanderbilt Üniversitesi’nde yapılacağı duyurulmuřtur (The Cliometric Society, 2022a). Ayrıca bu konferansların dışında, 1985-2017 yılları arasında dünyanın dört bir yanından 500’den fazla iktisat tarihisinin katıldıđı toplam sekiz tane kongre düzenlenmiřtir. Bu kongrelerden birincisi (*The First World Congress on Cliometrics*) Amerika’da düzenlenmiř ve Amerika, İtalya, Fransa, Japonya, Almanya, İrlanda ve Birleşik Krallık’ın iktisat tarihi ile ilgili toplam 28 bildiri sunulmuřtur. İkinci kongre 1989 yılında İspanya’da (*39 bildiri*), üçüncü kongre 1997 yılında Almanya’da (*44 bildiri*), dördüncü kongre 2000 yılında Kanada’da (*44 bildiri*), beşinci kongre 2004 yılında İtalya’da (*57 bildiri*), altıncı kongre 2008 yılında İskoya’da (*72 bildiri*) ve yedinci kongre 2013 yılında Amerika’da (*83 bildiri*) düzenlenmiřtir. Kliometriye verilen önemin bir sonucu olarak katılımın giderek arttığı bu kongrelerin sekizincisi ve sonuncusu ise 2017 yılında Fransa’da düzenlenmiř ve bu kongrede toplam 87 bildiri sunulmuřtur (The Cliometric Society, 2022b).

Böylece 2. Dünya Savařı’ndan sonra Amerika’nın ekonomik gemişine ışık tutmak amacıyla Neoklasik teori ve nicel yöntemlerin uygulandıđı bir iktisat tarihi pratiđi olarak ortaya çıkan (Rojas, 2007: 75) ve nicel ekonomik verilerin analizine güçlü istatistiksel yöntemlerin

uygulanmasını sağlayan Yeni İktisat Tarihi yaklaşımı (Salerno, 2002: 7); günümüzde önemli platformlarda tartışılan, yıllık konferanslar düzenlenen ve uluslararası kongrelerde bildiriler sunulan bir akım haline gelmiştir.

4. İktisat Tarihi Dergilerinde “Yeni İktisat Tarihi” Akımının Ağırlığı Üzerine

Yeni İktisat Tarihi alanında meydana gelen tüm bu gelişmelerle bağlantılı olarak, bu akımın önemli iktisat tarihi dergilerinde yayımlanan makaleler içerisindeki ağırlığı da giderek artmaya başlamıştır. Bu doğrultuda iktisat tarihi alanında dünya genelinde birçok önemli dergi bulunmakla birlikte, bu dergilerin büyük bir kısmına erişim sorunu yaşanmaktadır. Tamamen veya kısmen erişim imkânı bulunan dergiler ise The Journal of Economic History, The Economic History Review ve European Review of Economic History’dir. Bu 3 dergide incelenen toplam 3724 makale, aslında iktisat tarihinde yaşanan yöntem değişimini çok net bir şekilde ortaya koymaktadır. Yüzyıllar boyu meydana gelen iktisadi gelişmeler, iktisat tarihçileri tarafından incelenmiş ve dünya ekonomisinin bir bütün halinde ele alınması noktasında önemli katkılar sunmuştur.

İktisat tarihine yön veren önemli dergilerden biri olarak kabul edilen “The Journal of Economic History”de 1941-2021 yılları arasında yayımlanan makaleler içerisinde erişim imkânı bulunan⁴ toplam 1.893 makale incelenmiştir. Buna göre iktisat tarihi çalışmalarında ilk olarak 1954 yılında George Heberton Evans ve 1957 yılında John R. Meyer ve Alfred H. Conrad tarafından kullanılan kantitatif yöntemler, özellikle 1970’li yıllardan itibaren daha sık tercih edilmeye başlanmıştır. Genel olarak bakıldığında ise 1941-1966 yılları arasında yayımlanan 418 makalenin sadece 10 tanesinde kantitatif yöntemler kullanılırken, 1967-1990 yılları arasında yayımlanan 576 makale içerisinde bu yöntemlerin kullanıldığı makale sayısı 274’e yükselmiştir. 1990’lı yıllardan itibaren ise matematiksel denklemlerin ve/veya ekonometrik modellerin kullanıldığı makale sayısında çok ciddi bir artış yaşanmıştır. 1991-2021 yılları arasında yayımlanan 899 makale içerisinde kantitatif yöntemlerin kullanıldığı makale sayısı 665 olup, özellikle son 10 yıllık periyotta (2011-2021) yayımlanan 298 makalenin ise 249’unda bu yöntemler kullanılmıştır. Böylece The Journal of Economic History’de yayımlanan makaleler içerisinde kantitatif yöntemlerin kullanıldığı makalelerin oranı dönemsel olarak ele alındığında; 1941-1966 yılları arasında %2, 1967-1990 yılları arasında %48 ve 1991-2010 yılları arasında %69 olan bu oranın, 2011-2021 yılları arasında %84’e yükseldiği görülmektedir.

Bir diğer önemli dergi olan “The Economic History Review”de 1927-2016 yılları arasında yayımlanan toplam 1536 makale incelenmiştir. İlk olarak 1953 yılında Eric Kerridge tarafından kullanılan matematiksel yöntemlere ilerleyen yıllarda farklı makalelerde de karşılaşılmaktadır. Bu doğrultuda 1927-1979 yılları arasında yayımlanan 559 makalenin 14’ünde, 1980-2004 yılları arasında yayımlanan 546 makalenin 107’sinde ve 2005-2016 yılları arasında yayımlanan 431 makalenin 171’inde kantitatif yöntemlerin tercih edildiği görülmektedir. Böylece toplam 1536 makalenin 292’sinde (%19) kullanılan nicel analiz yöntemleri, 1927-1952 yılları arasında yayımlanan makalelerde hiç kullanılmamış, bununla birlikte 2011-2016 yılları arasında yayımlanan 271 makalenin 122’sinde (%45) kullanılmıştır. Bu verilere bakıldığında aslında

⁴ 2016 yılında yayımlanan makalelerin 21’ine ve 2018 yılında yayımlanan makalelerin ise 25’ine erişilememiştir. Ancak erişilemeyen bu 46 makalenin, ilgili dergide yayımlanan toplam 1.939 makale içerisindeki ağırlığı sadece %2,3’tür.

1927-2016 yılları arasında yayımlanan makaleler içerisinde önemli bir paya sahip olmayan nicel yöntemlerin, özellikle son yıllarda daha fazla kullanılmaya başlandığı anlaşılmaktadır. Ancak burada önemli olan husus, bu makalelerin sayısından ziyade iktisat tarihinde yaşanan yöntem değişimini ortaya koymalarıdır. Böylece hem önceki dönemlerde ortaya çıkan düşük oranların dikkate alındığında hem de özellikle 2011-2016 yılları arasında yayımlanan makalelerin neredeyse yarısında kantitatif yöntemlerin tercih edildiği göz önünde bulundurulduğunda, muhtemelen 21. yüzyılın ikinci çeyreğinden itibaren bu yöntemlerin daha ağırlıklı olarak kullanılabilmesi tahmin edilebilir.

Bu anlamda incelenen son dergi ise “European Review of Economic History”dir. 1997-2009 yılları arasında yayımlanan 173 makalenin 117’sinde (%68) ve 2010-2015 yılları arasında yayımlanan 122 makalenin 94’ünde (%74) kantitatif yöntemlerin kullanıldığı görülmektedir. Böylece 1997-2015 yılları arasında yayımlanan toplam 295 makale incelenmiş olup, bu makalelerin 211’inde (%72) nicel analiz yöntemi tercih edilmiştir.

Böylece bu üç dergi dikkate alındığında, incelenen toplam 3724 makale içerisinde kantitatif yöntemlerin kullanıldığı makale sayısının 1452 ve bu makalelerin toplam içerisindeki payının ise %39 olduğu görülmektedir. Ancak toplam içerisindeki bu paydan ziyade dergilerin dönemler itibarıyla ele alınması, genel eğilimin hangi yönde olduğunun anlaşılmasını sağlayacaktır. Bu doğrultuda The Journal of Economic History’de 1941-1966 yılları arasında ve The Economic History Review’de 1927-1979 yılları arasında yayımlanan makaleler içerisinde kantitatif yöntemlerin kullanıldığı makale sayılarının son derece sınırlı olduğu dikkati çekmektedir. Bununla birlikte her üç dergide özellikle 2010-2011 yıllarından sonra yayımlanan makaleler incelendiğinde, kantitatif yöntemlerin kullanıldığı makale sayılarında çok ciddi bir artış yaşandığı anlaşılmaktadır. Bu artış ise iktisat tarihi çalışmalarındaki yöntem değişimini net bir şekilde ortaya koymaktadır.

5. Yeni İktisat Tarihi Akımına Eleştirel Bir Bakış

Farklı bilim dallarında ortaya atılan yeni fikirler, kendisine eleştirel bakan ve bazen farklı alternatifler sunabilen “en yeni” fikirleri de beraberinde getirmiştir. Yeni İktisat Tarihi akımının gelişimi de böyle değerlendirilebilir. Çünkü dünyanın farklı üniversitelerinde görev yapan birçok akademisyen tarafından ilgiyle takip edilen bu akım, eleştirilmekten de kurtulamamıştır. Bu eleştirilerin yoğunlaştığı esas nokta ise, tıpkı iktisatta olduğu gibi iktisat tarihinde de matematik, istatistik ve ekonometrinin, yani kısaca nicel yöntemlerin yoğun bir şekilde kullanılmaya başlanmasıdır.

İktisat tarihinin bu alana sürüklenmesinin en önemli nedenlerinden birisi ise 1870’lerdeki Marjinalist Devrim ile 1950’lerdeki Formalist Devrim arasındaki seksen yıllık dönemde iktisatta matematik kullanımının başlangıç seviyesinden çok daha yoğun bir aşamaya geçmesidir. Bu doğrultuda klasik iktisadın o dönemin koşullarında var olan problemlerinin, 1870’lerde ortaya çıkan ve Neoklasik iktisadın başlangıcı olarak kabul edilen Marjinalist Devrim ile çözüldüğüne inanılmıştır. Ancak 20. yüzyılın ilk yarısında dünya ekonomisinin yaşadığı problemler matematiksel denklemlerle açıklanamayınca, Formalist Devrim ile birlikte adeta bir üst seviyeye geçilerek ekonometrik modeller oluşturulmuştur. Böylece iktisat bilimi, matematiksel denklemler kullanılarak meydana gelen yöntem tartışmalarını bir çözüme kavuşturmadan, içinde daha çok kaybolacağı yeni bir yönetime doğru kaymaya başlamıştır. İktisatta yaşanan bu dönüşüm ise, aynı

zamanda iktisat tarihinin de nicel yöntemlerle analiz edilmesi düşüncesinin ortaya çıkmasına neden olmuştur.

Ayrıca bu düşünce ile birlikte dönemin akademik dergilerinde iktisat tarihi çalışmalarının yeteri kadar yer bulamadığı ve bu nedenle iktisat tarihinin önemini kaybedeceği endişesi, birçok iktisat tarihçisini yeni alternatifler aramaya itmiştir. Bu doğrultuda Simon Kuznets, John R. Meyer ve Alfred H. Conrad gibi iktisatçıların öncü çalışmalarından sonra Douglass C. North ve Robert William Fogel’a 1993 yılında Nobel Ekonomi Ödülü’nün verilmesi, aslında hem bu alana yönelik ilginin artmasını sağlamış hem de iktisat tarihinin kendi araştırma alanından giderek uzaklaşmasına neden olmuştur. Böylece Marjinalist Devrim ile başlayan iktisadın nicel yöntemlere teslim olma yolculuğu, iktisat tarihini de içine alan daha kapsamlı bir aşamaya geçmiştir.

Bu noktada iki önemli soru sorulabilir: İktisat tarihinin, iktisat bilimi açısından taşıdığı önemin anlaşılabilmesi için mutlaka nicel yöntemlerle mi desteklenmesi gerekiyor? Nicel yöntemlerle desteklenmeyen iktisat tarihi, iktisat bilimi açısından sınırlı düzeyde mi katkı sağlıyor? Her iki soruya da “hayır” cevabını vermek mümkündür. Çünkü geçmişteki olayları iktisadi yönleriyle ortaya koymaya çalışan, buradan aldığı referanslarla geleceğe yönelik tahminlerin tarihsel arka planını oluşturan ve bu sayede iktisat bilimi içerisinde çok önemli bir görev üstlenen iktisat tarihi, bunu pekâlâ nicel yöntemler olmadan da başarabilir.

İktisat tarihinin bunu başarabilmesi ise, iktisat biliminin geneli için de nicel yöntemlerin sorgulanmasına yol açabilir. Ancak bunun tam tersine her doğruyu matematik ve/veya ekonometri üzerinden ispatlamaya çalışma ısrarının devam etmesi, iktisadın bir bilim olup olmadığı tartışmalarının da tekrar gündeme gelmesine neden olabilir. Çünkü sosyal bilimlere fen bilimlerinin teknikleri ile analiz etmek, sorunu bir süre sonra iktisat özelinden çıkararak sosyal bilimlerin bilimsel katkısının tartışılmasına kadar götürebilir. Böylece iktisat tarihi özelinde başlayacak bir değişim hareketi, iktisadın uzun vadede nicel yöntemlerin hâkimiyetinden kurtularak kendi teorik alanına dönmesini ve aynı zamanda olası bir sosyal bilimlere eleştirisinin de önüne geçilmesini sağlayacaktır.

Ayrıca sağlam bir tarihsel arka planı olmayan iktisat tarihi araştırmalarının nicel yöntemlerle desteklenerek hızlı bir şekilde sonuca ulaşılacak istenilmesi durumunda, konunun sadece rakamsal anlamda yorumlanmasının ilerisine geçilememektedir. Bu ise araştırma konusundaki somut olayların nedenleri ve sonuçları ile ilgili yazarların katkısının tartışılmasına neden olmaktadır.

Diğer taraftan Yeni İktisat Tarihcileri tarafından tarihin, iktisat teorisinin sürekli olarak test edildiği bir laboratuvar olarak görülmesi ve farklı tarihlerde gözlemlenen ekonomik olayların kontrollü ve tekrarlanabilen bir deney tarafından üretilen homojen ampirik veriler gibi ele alınması, iki önemli sorunu da beraberinde getirmektedir. Birincisi, niceliksel terimlerle kolayca formüle edilmeye uygun olmayan veya istatistiksel verilerin mevcut olmadığı konuların küçümsenme veya tamamen ihmal edilme eğiliminde olması nedeniyle, bu yaklaşımın iktisat tarihinde incelenebilecek soru türlerini sınırlamasıdır. Yeni İktisat Tarihi’nin ikinci ve daha önemli sorunu ise teori ile tarih arasında kurduğu ilişkidir. Tarihsel olaylar arasındaki nedensellik ilişkilerini tanımlamak için kullanılan teori, devam eden tarihsel süreçte ortaya çıkan yeni kanıtlarla her zaman yanlışlanabilir. Başka bir deyişle, Yeni İktisat Tarihcilerinin “ölçüm ve teori arasındaki yakın ilişki” olarak nitelendirdikleri şey, aslında bir kısır döngüden ibarettir (Salerno, 2002: 8-10).

Dolayısıyla iktisat tarihini, tarih disiplininin hâkimiyeti altından kurtarmayı amaçladığı ileri sürülen Yeni İktisat Tarihi yaklaşımı (Kurmuş, 2009: 61), aslında uzun vadede iktisat tarihinin, nicel yöntemlerin ağırlıkta olduğu bir bilim dalı haline dönüşebileceği tehlikesini yaratmıştır. Tüm bu nedenlerden dolayı iktisat tarihinin, nicel yöntemlerin kendisini hapsedmek istediği soyut ve karmaşık bir alana hapsedilmesi için köklerine, yani “tarihine” sıkı sıkıya bağlı kalması gerekmektedir.

6. Sonuç

Kuznets, Conrad ve Meyer’in iktisat tarihinde yeni bir dönemin başlayacağını sinyallerini veren çalışmaları ve 1993 yılında North ve Fogel’in Nobel Ekonomi Ödülü’nü alması, Yeni İktisat Tarihi akımına yönelik ilginin giderek artmasını sağlamıştır. Artan bu ilgiyle beraber iktisat tarihi çalışmalarında nicel yöntemler yoğun bir şekilde kullanılmaya başlanmıştır. Ancak tıpkı iktisatta olduğu gibi iktisat tarihinde de araştırma konusunun verileri arasındaki neden-sonuç ilişkisinin sadece rakamlar ve/veya denklemler yardımıyla ortaya konulabileceğine inanılması, bu yeni yöntemin zaman zaman eleştirilmesine neden olmuştur. Bu eleştirilerin odaklandığı nokta ise iktisat tarihinin nicel yöntemlere olan bağımlılığının, onu kendi çalışma alanından giderek uzaklaştırdığı yönündedir. Bu nedenle iktisat tarihinin kendi sınırlarına dönüp, nicel yöntemler ile arasındaki ilişkiyi “amaç-araç” çerçevesinde yeniden değerlendirmesi gerekmektedir. Ayrıca iktisat tarihinin matematiksel denklemlerle veya ekonometrik modellerle incelenmesi, aslında her dönemin kendi dinamiklerinin göz ardı edilmesine neden olmaktadır. Hâlbuki nicel yöntemlerden arındırılmış bir iktisat tarihi, rakamlardan ziyade sürece odaklanılmasını sağlayarak hem geçmişin değerlendirilmesinde hem de geleceğin tahmin edilmesinde önemli bir rol üstlenecektir.

İktisat tarihinin üstleneceği bu rol ise rakamlarla ve denklemlerle kuşatılan ve adeta matematiğin bir alt dalı haline getirilen iktisadın, uzun vadede kendi teorik çizgisine dönüşü anlamına gelebilir. Tam da bu noktada, iktisat biliminin teorik altyapısı ile iktisat tarihinin kendi araştırma yöntemlerinin nicel analizler kullanılmadan bir araya getirilmesinin, iktisat biliminin uzun süredir yaşadığı yöntem sorununun çözülmesine yönelik önemli bir katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Böylece nicel yöntemlerin kullanılması anlamında iktisattan iktisat tarihine doğru bir süreç işlerken, bu yöntemlerin hâkimiyetinin azaltılması noktasında ise iktisat tarihinden iktisada doğru bir süreç başlatılabilir.

Son olarak ifade etmek gerekirse bu çalışmada, iktisat tarihinin kendi bilim tarihi içerisindeki evrimi ve sonucunda ortaya çıkan Yeni İktisat Tarihi akımına yönelik eleştirel yaklaşım, ana hatlarıyla ele alınmış ve yönetsel tercih anlamında genel eğilimin hangi yönde olduğu ortaya konulmaya çalışılmıştır. Bu nedenle, daha sonra yapılacak farklı çalışmalar ile birlikte hem iktisat tarihindeki yönetsel değişim hem de Yeni İktisat Tarihi akımına yönelik ana hatlarıyla ortaya konulan eleştiriler spesifik alana özgü olarak incelenebilir.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

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

Arařtırmacıların Katkı Oranı Beyanı

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

Arařtırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Aktan, C.C. ve Yay, S. (2018). Nobel ekonomi ödülü sahibi Douglass C. North'un iktisat bilimine katkıları: Yeni iktisat tarihi ve kurumsal iktisat. *Hukuk ve İktisat Araştırmaları Dergisi*, 10(2), 62-82. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/hiad>
- Brownlow, G. (2012). How do we ensure a useful future for Irish Cliometrics? *Irish Economic and Social History*, 39, 94-102. doi:10.7227/IESH.39.1.6
- Buğra, A. (2001). *İktisatçılar ve insanlar: Bir yöntem çalışması* (3. bs.). İstanbul: İletişim Yayınları.
- Conrad, A.H. and Meyer, J.R. (1958). The economics of slavery in the Ante Bellum South. *Journal of Political Economy*, 66(2), 95-130. <https://doi.org/10.1086/258020>
- Cunningham, W. (1907). *The growth of English industry and commerce in modern times: The mercantile system*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Çakır, C. (2003). Türkiye'de iktisat tarihi çalışmalarının tarihi üzerine bir deneme. *Türkiye Araştırmaları Literatür Dergisi*, 1(1), 7-63. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/talid>
- Davis, L.E., Hughes, J.R.T. and Reiter, S. (1960). Aspects of quantitative research in economic history. *The Journal of Economic History*, 20(4), 539-547. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Diebolt, C. (2012). Where are we now Cliometrics? *Historical Social Research*, 37(4), 309-326. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Diebolt, C. and Hauptert, M. (2021). *Cliometrics: Past, present, and future* (HAL Working Paper No. 03345558). Retrieved from <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-03345558/document>
- Fogel, R.W. (1966). The New Economic History-1: Its findings and methods. *The Economic History Review*, 19(3), 642-656. <https://doi.org/10.2307/2593168>
- Goldin, C. (1995). Cliometrics and the Nobel. *The Journal of Economic Perspectives*, 9(2), 191-208. doi:10.1257/jep.9.2.191
- Güran, T. (2019). *İktisat tarihi*. Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Yayınları.
- Hauptert, M. (2017). The impact of Cliometrics on economics and history. *Revue D'économie Politique*, 127(6), 1059-1082. doi:10.3917/redp.276.1059
- Kurmuş, O. (2009). *Bir bilim olarak iktisat tarihinin doğuşu*. İstanbul: Yordam Kitap.
- Kuznets, S. (1941). Statistics and economic history. *The Journal of Economic History*, 1(1), 26-41. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Küçükkalay, A.M. (2014). *Dünya iktisat tarihi*. İstanbul: Beta Yayınları.
- Mainers, R.E. and Nardinelli, C. (1986). What was happened to the New Economic History? *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 142(3), 510-527. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- McCready, H. and Ashley, W. (1955). Sir William Ashley: Some unpublished letters. *The Journal of Economic History*, 15(1), 34-43. <https://doi.org/10.1017/S0022050700066122>
- Meyer, R.J. and Conrad, A.H. (1957). Economic theory, statistical inference, and economic history. *The Journal of Economic History*, 17(4), 524-544. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- National Bureau of Economic Research. (1958). *Investing in economic knowledge*. Retrieved from <https://www.nber.org/system/files/chapters/c4144/c4144.pdf>
- Nef, J.U. (1944). What is economic history. *The Journal of Economic History*, 4, 1-19. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- North, D. (1997). Cliometrics-40 years later. *The American Economic Review*, 87(2), 412-414. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Rojas, A.M. (2007). Cliometrics: A market account of a scientific community (1957-2006). *Lecturas de Economía*, 66, 47-82. Retrieved from <http://www.scielo.org.co/>

- Salerno, J.T. (2002). Introduction. In M. N. Rothbard (Eds.), *A history of Money and banking in the Unites States: The colonial erat o World War II* (pp. 7-44). Alabama: Ludwig von Mises Institute.
- Schumpeter, J.A. (1947). The creative response in economic history. *The Journal of Economic History*, 7(2), 149-159. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Shryock, R.H. (1944). What is economic history: Comment. *The Journal of Economic History*, 4, 20-24. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Tekeođlu, M. (1993). *İktisadi dūřūnceler tarihi*. Adana: ukurova Őniversitesi Basımevi.
- The Cliometric Society. (2022a). *2021 conferences*. Retrieved from <https://www.cliometrics.org/conferences/>
- The Cliometric Society. (2022b). *World cliometric conferences*. Retrieved from <https://www.cliometrics.org/conferences/world-cliometrics-conferences/>
- The Nobel Prize. (2022a). Robert W. Fogel: Biographical. Retrieved from <https://www.nobelprize.org/prizes/economic-sciences/1993/fogel/biographical/>
- The Nobel Prize. (2022b). The Sveriges Riksbank prize in economic sciences in memory of Alfred Nobel 1993. Retrieved from <https://www.nobelprize.org/prizes/economic-sciences/1993/summary/>
- Uzun, A. (2001). Yeni iktisat tarihi akımı ve iktisat tarihi yazımına katkıları. *Cumhuriyet Őniversitesi İİBF Dergisi*, 2(1), 80-93. Eriřim adresi: <http://eskidergi.cumhuriyet.edu.tr/>
- Ward, B. (1972). *What's wrong with economics?* New York: The Macmillan Press Ltd.
- Woodman, H.D. (1972). Economic history and economic theory: The New Economic History in America. *The Journal of Interdisciplinary History*, 3(2), 323-350. <https://doi.org/10.2307/202334>
- Yalçın, A. (1976). *İktisadî doktrinler ve sistemler tarihi*. Ankara: Ekonomik ve Sosyal Yayınlar.

METHOD SHIFT IN ECONOMIC HISTORY: A CRITICAL APPROACH TO THE NEW ECONOMIC HISTORY MOVEMENT

EXTENDED SUMMARY

Purpose of the Study

The increasing use of quantitative methods in economic history studies actually causes this branch of science to move away from its own research methods. The result of moving away from his own research methods is the possibility of evaluating the contribution of economic history to economic science only through quantitative methods. Aiming to contribute to the elimination of such a possibility, this article presents a critical perspective on the use of quantitative methods, which is considered an important method shift in economic history studies.

Methodology

In this study, the transformation of the methods used in economic history studies in the historical process is examined and a critical approach to the New Economic History movement, which emphasizes that these studies should be supported by quantitative methods, is presented. In this direction, firstly, the development of the history of economics within its own discipline was examined and the new economic history movement, which emphasized the need to benefit from quantitative methods in economic history research, was discussed. Secondly, the weight of this trend in the articles published in important economic history journals is mentioned. Thirdly, the support of economic history studies with quantitative methods, which is a frequently preferred method in the relevant literature especially since the last quarter of the 20th century, has been criticized on the grounds that it actually causes this branch of science to move away from its own analysis limits. In addition, research and publication ethics were complied with in this study, which did not require of the Ethics Committee or legal/special approval.

Conclusion

Two important developments in the field of economic history in the 20th century are very important in terms of signaling the direction in which this branch of science will evolve. The first of these developments; The "New Economic History (Kliometrics)" movement, which emerged as a result of the work done by Simon Kuznets, Joseph Schumpeter, John R. Meyer, Alfred H. Conrad, Lance E. Davis, Jonathan R. T. Hughes and Stanley Reiter, and included quantitative methods in economic history research. It has been discussed intensively since the second half of the 20th century. The second is the 1993 Nobel Prize in Economics awarded to two American economists (Douglass C. North and Robert W. Fogel) working in the field of New Economic History. As a result of all these developments that took place in about fifty years, it is seen that there has been a significant increase in the number of articles using quantitative methods among the articles published in important economic history journals. However, the intensive use of quantitative methods in economic history studies actually causes this branch of science to move away from its own research methods. The result of gradually moving away from his own research

methods is the possibility of evaluating the contribution of economic history to economic science only through quantitative methods.

Concern about the realization of such a possibility causes criticism of the New Economic History movement. Because, with this trend, there are some question marks in the sense of its own scientific future in the economic history, which is tried to be made into a branch of science in which quantitative methods are predominant. However, examining the economic history with mathematical equations or econometric models actually causes the dynamics of each period to be ignored. However, an economic history free from quantitative methods will play an important role in both evaluating the past and predicting the future by focusing on the process rather than numbers. In addition, bringing together economic theory and economic history without using quantitative methods will make an important contribution to solving the method problem that the science of economics has been experiencing for a long time.

YÜKSEK HAVA KİRLİLİĞİ YAŞANAN ÜLKELERDE DOĞUMDA YAŞAM BEKLENTİSİ VE ÇEVRESEL BOZULMA BAĞLANTISI

Life Expectancy at Birth and Environmental Degradation Link in Countries with High Air Pollution

Güller ŞAHİN*

Öz

Bu çalışmanın amacı, Dünya Hava Kalitesi Raporu'nda (2021) tehlikeli, çok sağlıksız ve sağlıksız hava kirliliği yaşayan ülke kategorilerinde yer alan toplam 32 ülkenin 2000-2019 yılları arasındaki PM2.5 hava kirliliği, kamu sağlık harcamaları, doğurganlık ve ölüm oranlarının doğumda yaşam beklentisi üzerindeki etkilerinin panel kantil regresyon modeli ile incelenmesidir. Amaç doğrultusunda öncelikle korelasyon analizi, çoklu doğrusal bağlantı, normallik sınamaları ve Hausman testi metodolojileri takip edilmektedir. Ardılı 10th-90th kantil aralığı için panel kantil regresyon analizi yapılmakta, bulgular heterojenlik varsayımının doğrulandığı durum için robust standart hatalarla tahmin edilerek yorumlanmaktadır. Robust standart hatalara sahip tahmin sonuçlarında, model içerisindeki tüm değişkenlerin %5 anlam seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğuna ulaşılmaktadır. Sonuçlara göre, PM2.5 hava kirliliğinde, doğurganlık ve ölüm oranlarında meydana gelen %1'lik bir artış doğumda yaşam beklentisini, sırasıyla, ~%0.02, ~%0.17 ve ~%0.09 oranlarında azaltmakta, sağlık harcamalarında meydana gelen %1'lik bir artış ise doğumda yaşam beklentisini ~%0.04 oranında artırmaktadır. Bu bağlamda doğumda yaşam beklentisini en fazla etkileyen değişkenin doğurganlık oranı, en az etkileyen değişkenin ise PM2.5 hava kirliliği olduğu görülmektedir.

Anahtar Kelimeler:

Doğumda Yaşam Beklentisi, PM2.5 Hava Kirliliği, Panel Kantil Regresyon Modeli.

JEL Kodları:

I10, Q51, C10.

Keywords:

Life Expectancy at Birth, PM2.5 Air Pollution, Panel Quantile Regression Model.

JEL Codes:

I10, Q51, C10.

Abstract

The aim of this study is to examine the effects of PM2.5 air pollution, public health expenditures, fertility and mortality rates on life expectancy at birth between 2000-2019 in a total of 32 countries, which are in the categories of countries with hazardous, very unhealthy and unhealthy air pollution in the World Air Quality Report (2021), using a panel quantile regression model. Correlation analysis, multicollinearity, normality tests and Hausman test methodologies are followed in line with the aim. Panel quantile regression analysis is performed for the consecutive 10th-90th quantile range, and the findings are interpreted by estimating with robust standard errors for the case where the heterogeneity assumption is confirmed. In the estimation results with robust standard errors, it is reached that all variables in the model are statistically significant at 1% significance level. According to the results, a 5% increase in PM2.5 air pollution, fertility and mortality rates decreases life expectancy at birth by ~0.02%, ~0.17% and ~0.09%, respectively, while a 1% increase in health expenditures increases life expectancy at birth by ~0.04%. In this context, it is seen that the variable that affects life expectancy at birth the most is the fertility rate, and the variable that affects the least is PM2.5 air pollution.

* Dr., Kütahya Sağlık Bilimleri Üniversitesi, İdari ve Mali İşler Daire Başkanlığı, Türkiye, guller.sahin@ksbu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-5987-359X

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 25.06.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 25.09.2022



1. Giriş

Hızla büyüyen dünya ekonomisinin en kritik endişeleri arasında iklim değişikliği, küresel ısınma, sera gazı emisyonları (özellikle karbon salımları) ve hava kirliliği konuları ön planda yer almaktadır. Belirtilen endişeler arasında özellikle hava kirliliği, dünya genelinde ölümler ve çeşitli hastalıklar için büyük riskler içermektedir. Dolayısıyla hava kirliliğine maruz kalmak doğumda yaşam beklentisini kısalttığı için kirlilik seviyelerini azaltmak insanların daha uzun yaşamasına katkı sağlamaktadır. Bununla birlikte hava kirliliğine bağlı olarak artan hastalık yükü ve sağlık harcamaları, ülke ekonomileri ve toplumsal refah için geniş kapsamlı etkileri olan hem politika yapıcılarının hem de halk sağlığı yetkililerinin karşılaştığı en büyük zorluklar arasındadır (HEI, 2022: 8). Örneğin, Tarín-Carrasco vd. (2019) çalışmalarında hava kirliliğine bağlı erken ölümlerin yılda 158 milyar Euro maliyetle Avrupa’daki en önemli çevre sorunu olduğunu belirtmekte, yalnızca iklim değişikliği nedeniyle 2022-2100 senaryosunda maliyetlerin %17 artacağını tahmin etmektedir. Yin vd. (2017) tarafından 2012 yılında Çin’de ince partiküler madde (PM2.5) kirliliğinin, sağlık etkilerinin ve dış maliyetlerinin incelendiği bir diğer çalışmanın sonuçları ise PM2.5 konsantrasyonuna bağlı dış maliyetlerin bölgesel GSYH’nin yaklaşık %0.3 ila %0.9’una eşdeğer olduğunu ve tüm sağlık etkileri arasında erken ölümlerden kaynaklanan ekonomik kayıpların, genel dış maliyetlerin %80’inden fazlasını oluşturduğunu göstermektedir.

İklim değişikliği, biyolojik çeşitlilik kaybı, okyanus asitlenmesi, çölleşme ve dünyadaki tatlı su kaynaklarının tükenmesi gibi hava kirliliği de dünyanın destek sistemlerini istikrarsızlaştırmakta ve insanların hayatta kalmasını tehlikeye atmaktadır. Hava kirliliğinin insan sağlığı üzerindeki etkileri oldukça fazladır ve bu etkiler hastalıkların artmasına, doğumda yaşam beklentisinde azalmaya ve bulaşıcı olmayan hastalıklara (kronik hastalıklar) atfedilebilecek akut ölümlere neden olmaktadır. Çevresel bozulma, toplum sağlığını çeşitli şekillerde olumsuz etkilemektedir. Şiddetli dış hava kirliliği, kronik hastalıkların (örn. astım, kalp hastalıkları, akciğer kanseri) ve erken ölümlerin artmasından sorumludur. Bununla birlikte yapılan çalışmalar da çevresel bozulmanın ekosistemlerdeki değişkenliği ve sel, kuraklık gibi doğal afetlerin olma olasılığını artırdığı sonuçlarına varılmaktadır. Özellikle endüstriyel emisyonlar, araç egzozları ve toksik kimyasalların neden olduğu hava kirliliğinin, son 100 yılda arttığı ve en büyük artış oranlarının ise hızla gelişen düşük ve orta gelirli ülkelerde olduğu raporlanmıştır. Hava kirliliği, 2015 yılında tahmini 9 milyon insanın ölümünden ve büyük ekonomik kayıplardan sorumlu küresel bir sağlık tehdidi haline gelmiştir. Dünya Sağlık Örgütü (WHO), 2016 yılında dünya genelinde 4,2 milyon erken ölümün ortam hava kirliliğinden kaynaklandığını ve dünya nüfusunun her 10 kişisinden 9’unun tehlikeli hava kalitesine sahip yerlerde ikamet etmesi nedeniyle bunun daha da artacağını belirtmektedir. Sonuç olarak çevresel bozulma, gıda üretimi ve su kalitesinde olumsuz değişikliklere neden olmakta, bu da özellikle bebek ve yaşlı nüfus ile düşük sosyo-ekonomik geçmişe sahip savunmasız insanlar arasında daha yüksek ölüm oranlarına ve azalan doğumda yaşam beklentisine katkıda bulunmaktadır (Landrigan vd., 2018: 1; Tarín-Carrasco vd., 2021: 1; Rahman vd., 2022: 2).

Son zamanlarda yapılan çok sayıda çalışmada, çevresel bozulma doğumda yaşam beklentisinin en kritik belirleyicisi olarak nitelendirilmektedir. Söz konusu çalışmalar, küresel ekosistemler için ciddi bir tehdit oluşturan ve hem iklim değişikliğini hem de küresel ısınmayı artıran hava kirliliğinin dünya genelindeki zararlı etkilerini göstermektedir. Dolayısıyla hava kirliliği, halk sağlığı için ciddi bir tehdit oluşturmaktadır (Mahalik vd., 2022: 2). Bu nedenle

doğumda yaşam beklentisinin belirleyicilerini anlamak, hükümetlerin çevre kirliliği politikaları başta olmak üzere sağlık ve ekonomi politikaları için de oldukça önemli bir yere sahiptir.

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde doğumda yaşam beklentisinin dinamikleri üzerine yapılan mevcut çalışmalarda hem mikro hem de makro düzeyde çeşitli parametrelerin kullanıldığı görülmektedir. Bu bağlamda Cohen vd. (2017) ve Etchie vd. (2018) ve Gedikli vd. (2019) ve Hadei vd. (2020) ve Hill vd. (2019) ve Jakovljevic vd. (2016) ve Jorgenson vd. (2021) ve Kim vd. (2020) ve Linden ve Ray (2017) ve Martins ve Carrilho da Graça (2020) ve Matthew vd. (2018) ve Meng vd. (2021) ve Pautrel (2009) ve Pope III vd. (2015) ve Qi vd. (2021) ve Rodriguez-Alvarez (2021) ve Sarkodie vd. (2019) ve Wu vd. (2020) ve Xie vd. (2019) ve Yin vd. (2020) ve Yuan vd. (2015) tarafından yapılan çalışmalarda PM2.5, PM10 ve NO_x hava kirlilikleri, PM2.5 içerisindeki toksik metaller, sera gazı emisyonları, kamu ve özel sağlık harcamaları, araç emisyon standartları, doğal havalandırma kullanımı, doğurganlık ve ölüm oranları parametreleri kullanılmıştır.

PM2.5 partikülleri, kamu sağlık harcamaları, doğurganlık ve ölüm oranlarının tehlikeli, çok sağlıksız ve sağlıksız hava kirliliği yaşayan ülkelerde doğumda yaşam beklentisi üzerindeki bütünleşik etkilerini panel metodolojisi çerçevesinde inceleyen mevcut bir çalışma bulunmamaktadır. Matthew vd. (2018) tarafından 1985-2016 zaman aralığı için Nijerya özelinde yapılan çalışmada sera gazı emisyonları, kamu sağlık harcamaları, doğurganlık ve ölüm oranlarının doğumda yaşam beklentisi üzerindeki etkileri ARDL Sınır Testi ile incelenmiş olsa da hava kirliliğine ilişkin parametre, örneklem evreni, metodoloji ve dönem aralığı farklılıkları söz konusudur. Literatürdeki bu boşluk, yüksek hava kirliliğine maruz kalan ülkelere doğumda yaşam beklentisi ile çevresel bozulma arasındaki bağı ilişkin literatüre ampirik bir katkı sağlamak amacıyla yönelik olarak bu çalışmanın motivasyon kaynağını oluşturmaktadır.

Kalkınma ekonomistleri, çoğunlukla sağlıklı bir nüfusun artan üretkenliğe katkıda bulunduğu konusunda hemfikirdirler ve genellikle hem daha sağlıklı bir yaşamı hem de uzun ömürlülüğü ölçmek için bir vekil olarak doğumda yaşam beklentisini kullanmaktadırlar. Dolayısıyla doğumda yaşam beklentisi, ülkelerin sosyoekonomik gelişmişliklerinin önemli bir özet göstergesi olarak görülmektedir (Mahalik vd., 2022: 1). Bu bağlamda çalışmanın amacı, tehlikeli, çok sağlıksız ve sağlıksız ülke kategorilerinde yer alan toplam 32 ülkenin 2000-2019 yılları arasındaki PM2.5 hava kirliliği, kamu sağlık harcamaları, doğurganlık ve ölüm oranlarının doğumda yaşam beklentisi üzerindeki etkilerinin panel kantil regresyon modeli ile değerlendirilmesidir.

Çalışmanın amacı kapsamında ikinci kısımda doğumda yaşam beklentisi ve PM2.5 hava kirliliği arasındaki ilişki açıklanmakta, üçüncü kısımda doğumda yaşam beklentisini etkileyen faktörlere yönelik alan yazın incelemesine yer verilmektedir. Dördüncü kısımda çalışmanın ampirik analizi sunulmakta, beşinci kısımda sonuçlar tartışılmakta, altıncı kısımda ise politika önerileri belirtilmektedir.

2. Doğumda Yaşam Beklentisi ve PM2.5 Hava Kirliliği Arasındaki İlişki

Yaşam beklentisi, bir bireyin yaşaması beklenen ortalama yaşam süresinin, yani doğumdan ölüme kadar geçen yılların istatistiksel bir tahminidir. Tahmin işlemlerinde yaş ve cinsiyet, bireyin sağlık öyküsü, sigara içme, beslenme ve hava kirliliği gibi risk faktörleri dâhil olmak üzere tüm faktörler göz önünde bulundurulmaktadır. Arařtırmacılar, belirli bir faktörün yaşam

beklentisi üzerindeki etkisini tahmin etmek için farklı yaşlarda söz konusu faktörle ilgili hastalıklardan ölme olasılığını ölçmekte ve risksiz yaşam beklentisini hesaplamaktadırlar. Risk faktörü olan ve olmayan yaşam beklentisi arasındaki ortalama fark, bu faktöre atfedilebilen yaşam beklentisindeki ortalama değişikliği nicelleştirmektedir (State of Global Air, 2022a). Doğumda yaşam beklentisi ise bir takvim yılında görülen bir dizi ölüm oranı göz önüne alındığında, yeni doğanın yaşayabileceği ortalama yıl sayısı olarak tanımlanmaktadır (Rabbi, 2013: 479).

Doğumda yaşam beklentisi, toplumun sağlığının önemli bir ölçütüdür. Basitçe ifade edildiğinde, daha uzun doğumda yaşam beklentisi daha sağlıklı bir nüfusa işaret etmektedir. Birçok faktör sağlığın bozulmasına neden olmakta ve doğumda yaşam beklentisini azaltmaktadır. Bu faktörlerden birisi olan hava kirliliği, günümüzde yaklaşık 7 milyon ölümlü dünya çapında tütün, beslenme, dumandan sonra önde gelen dördüncü ölüm nedenidir (State of Global Air, 2022b).

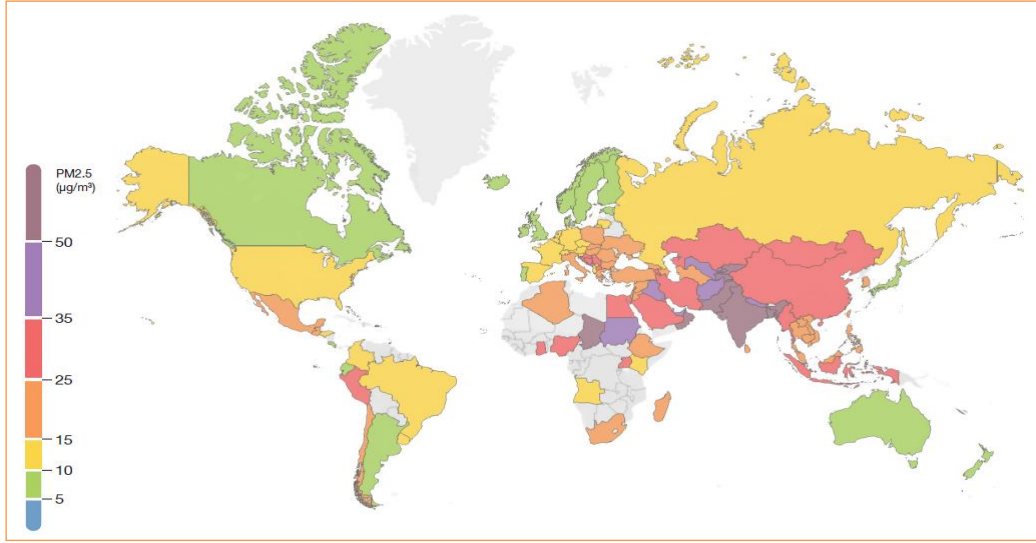
Küresel olarak, 2000 yılında 66,4 yıl olan ortalama yaşam süresi 2015 yılında 71,4 yıla yükselmiş ve ortalama yaşam süresinde dikkate değer kazanımlar elde edilmiştir. Söz konusu dönem içerisinde 9,4 yıl (50,6 yıldan 60 yıla) artışla en yüksek kazanımlar Afrika bölgesinde olmasına rağmen, bölge hala dünyanın en düşük doğumda yaşam beklentisine sahip bölgesidir (Etchie vd., 2018: 146). Ortalama doğumda yaşam beklentisi son yıllarda önemli ölçüde artarken sağlıkta eşitsizlikler artmaya devam etmekte, hatta bazı ülkelerde keskin bir şekilde genişlemektedir. Örneğin, Singh ve Siahpush (2006) çalışmalarında, ABD’deki en zengin ve en yoksul gruplar arasındaki doğumda yaşam beklentisindeki mutlak farkın 1980-2000 yılları arasında yaklaşık %60 arttığını göstermektedir.

PM2.5, aerodinamik çapı 2.5 mikron veya daha küçük olan ince aerosol parçacıklarından oluşan partiküller maddesidir. Bu büyüklükteki partiküller solunum sistemi yoluyla dolaşım sistemine girerek çeşitli kardiyovasküler hastalıklara, akciğer kanserine ve erken ölümlere neden olmaktadır (Kim vd., 2020: 81). PM2.5, rutin olarak ölçülen hava kirletici kriterlerinden birisidir. Çevredeki yaygınlığına bağlı olarak geniş bir yelpazede yer alması nedeniyle insan sağlığına en zararlı partiküllerden birisi olarak kabul edilmektedir. PM2.5 birçok kaynaktan üretilmekte ve hem kimyasal bileşimlerinde hem de fiziksel özelliklerinde değişiklikler göstermektedir. PM2.5’in yaygın kimyasal bileşenleri arasında sülfatlar, nitratlar, siyah karbon ve amonyum bulunmaktadır. En yaygın antropojenik kaynakları, içten yanmalı motorlar, enerji üretimi, endüstriyel ve tarımsal süreçler, inşaat sektörü, konutlarda odun ve kömür yakılmasını içermektedir. PM2.5 için en yaygın doğal kaynaklar ise toz ve kum fırtınaları ile orman yangınlarıdır (IQAir, 2021: 5).

Hızlı sanayileşme, ekonomik gelişme ve kentleşme süreci, PM2.5 hava kirliliğini tetikleyerek özellikle yoğun nüfuslu bölgelerde ciddi sağlık tehlikelerine ve ekonomik kayıplara neden olmuştur. Söz konusu süreç, hava kirliliğini küresel olarak üstesinden gelinemez çevresel bir risk faktörü haline getirmiştir. PM2.5, insan sağlığı, ekosistemler ve sürdürülebilir ekonomik ilerleme üzerinde olumsuz etkilere neden olmuştur. Sağlıkla ilgili ekonomik kayıpları ölçen önemli sayıda çalışmada ekonomik kayıp değerlendirme yöntemleri uygulanmıştır. PM2.5 standardı ilk olarak 1997 yılında Amerika Birleşik Devletleri (ABD) tarafından önerilmiş, 2006 yılında ABD Çevre Koruma Ajansı tarafından revize edilmiştir. 2010 yılına kadar, ulusal standartlarında PM2.5 hava kirliliğini içeren ve zorunlu kısıtlamalar getiren ABD ve Avrupa Birliği’ndeki bazı ülkeler dışında çoğu ülke PM2.5 izlemi yapmamış, yalnızca PM10’u izlemiştir. 1 Ocak 2011 tarihinden itibaren, PM2.5 ölçümünü ilk kez standartlaştıran ülke olan Çin’de ortam

havasında PM10 ve PM2.5 ölçümü için gravimetrik yöntem yürürlüğe girmiştir. Ayrıca 2012 yılında revize edilen WHO'nun ortam hava kalitesi standartlarına, izlem göstergesi olarak PM2.5 eklenmiştir. Sonrasında ABD, Fransa, Almanya ve Hindistan da dâhil olmak üzere dünyadaki diğer ülkeler de PM2.5 hava kirliliğini azaltmak için kademeli olarak politikalar ve stratejiler geliştirmeye başlamışlardır (Wang vd., 2020: 1).

Şekil 1 içerisindeki görsel, Doğu Asya, Güneydoğu Asya ve Güney Asya bölgelerinde yer alan ülkelerin nüfus ağırlıklı en yüksek yıllık ortalama PM2.5 konsantrasyonundan zarar gördüğünü açıklamaktadır. Dolayısıyla bu ülkeler için kaynakların kitlesel kullanımının ve sağlık tabanında düşük çevresel kalitenin tehlikelerini vurgulamak önemlidir. Gri renkli ülkeler, veri mevcudiyeti yokluğuna işaret etmektedir.



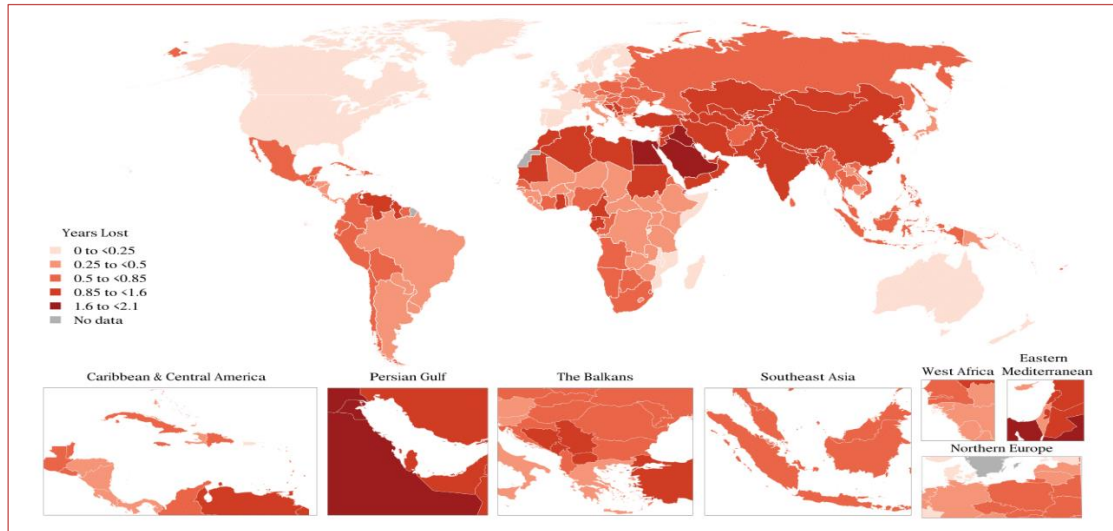
Şekil 1. Yıllık Ortalama PM2.5 Konsantrasyonu: 2021 Yılı
Kaynak: IQAir, 2021: 8.

PM2.5 konsantrasyonu, nefes alma yoluyla kanserojen etkiler de dâhil olmak üzere çeşitli ölümcül solunum ve sistemik toksik etkilere neden olabilmekte, böylece insan ömrünü kısaltabilmektedir. Son zamanlarda ince partiküler madde kirliliği, PM2.5'e atfedilebilen hastalık yükü, ölüm oranı, yeni olgu sayıları, erken ölümler, hastaneye yatışlar, kaybedilen yaşam yılları ve yeti kaybına uyarlanmış yaşam yılları metrikleri ile bağlantılı olarak küresel, bölgesel, ulusal ve şehir ölçeklerinde tahmin edilmiştir (Liu vd., 2022: 1-2). Çalışmalardan ulaşılan kanıtlar, küresel hava kalitesindeki iyileştirmelerin dünyanın birçok bölgesinde daha uzun ve daha sağlıklı yaşamlara yol açabileceğini göstermektedir (HEI, 2022: 8).

Dış mekân ve iç mekân kirlilikleri ile odun ve kömürün yanması gibi farklı sebeplerden kaynaklanan PM2.5 hava kirliliği, insan ömrünü ortalama 1 yıl 8 ay azaltmıştır. Bu kirleticilerin birleşik etkileri, özellikle dünyanın düşük gelirli ülkelerinde yüksek olup ömrü yaklaşık olarak 2 ila 3 yıl kısaltmıştır. Dış mekân PM2.5 hava kirliliğinin doğumda yaşam beklentisi üzerindeki etkisi, özellikle hızla büyüyen orta gelirli ülkelerde (örneğin, insan ömrünün ~1,5 yıl kısalttığı Hindistan ve Çin gibi) oldukça yüksektir. İnsan ömrü üzerindeki bu etkiler, diğer önemli hastalıklara ve insan sağlığına yönelik tehditlere kıyasla oldukça büyüktür (HEI, 2022: 8; State of Global Air, 2022c).

Küresel Hava Durumu Raporu’nda (2020) 2019 yılında dünya çapında hava kirliliğine atfedilebilecek 6,67 milyon ölüm kaydedilmiştir. Bunlar arasında ortamdaki ince partiküler madde kirliliği özellikle dikkat çekmektedir. Ortamdaki PM2.5 hava kirliliğine kısa ve uzun süreli maruz kalma ile ölüm veya yeni olgu sayıları arasındaki bağlantının temelde kardiyovasküler hastalıklara (iskemik kalp hastalığı, felç gibi), solunum yolu hastalıklarına (astım, akut ve kronik bronşit gibi), akciğer kanseri, tip 2 diyabet ve erken doğuma neden olduğu dünya çapındaki deneysel çalışmalarda belgelendiğine dair artan sayıda kanıtlar bulunmaktadır. PM2.5 hava kirliliğine kısa süreli maruz kalmalar, günlük ölüm oranlarındaki artışlarla ilişkilendirilemeyeceği uzun süreli maruz kalmalar, insan sağlığı üzerinde kronik etkilere yol açmaktadır (Yin vd., 2017: 356-357; Sarkodie vd., 2019: 490; Tarín-Carrasco vd., 2021: 1-2; Sang vd., 2022: 1-2). PM2.5 hava kirliliği, 2015 yılında küresel olarak 4,2 milyon ölüme ve 103,1 milyon yeti kaybına uyarlanmış yaşam yılına sebep olan en büyük değiştirilebilir çevresel risk faktörü olmuştur (Wu vd., 2020: 1-2).

Şekil 2 içerisinde PM2.5 seviyelerine atfedilebilen doğumda yaşam beklentisi kayıpları görselleştirilmektedir. Bu kapsamda bölgeler arasındaki farklılıklara yönelik değerlendirme; hava kirliliğinin doğumda yaşam beklentisi üzerindeki etkisinin, birçok insanın dış mekân ve iç mekân PM2.5 hava kirliliğine maruz kalması nedeniyle çifte yüke maruz kaldığı az gelişmiş bölgelerde en fazla olduğu görülmektedir. Hava kirliliğine atfedilebilir doğumda yaşam beklentisi kayıpları, 2 ila 2,8 yıl kadar yüksek olan Okyanusya, Güney Asya ve Sahra altı Afrika bölgelerinde yer alan bazı ülkelerde en yüksek orana sahiptir. Hava kirliliğine bağlı doğumda yaşam beklentisi kayıplarının en yüksek olduğu ülkeler, Papua Yeni Gine (3,2 yıl), Nijer (3,1 yıl) ve Somali (3,04 yıl)’dir. Hâlihazırda en yüksek PM2.5 hava kirliliğine maruz kalan ülkeler, hava kirliliğini azaltmaktan en fazla kazanç elde edecek ülkeler olacaklardır (State of Global Air, 2022a).



Şekil 2. PM2.5 Seviyelerine Atfedilebilen Yaşam Beklentisi Kayıpları: 2019 Yılı
Kaynak: State of Global Air (2022a).

3. Alan Yazın İncelemesi

Mushkin (1962) tarafından yapılan çalışma, sağlığı bir yatırım olarak gören temel çalışmalar arasında yer almaktadır. Çalışmanın bulgularında doğumda yaşam beklentisini

desteklemenin sađlık hizmetlerinden daha fazlasını ierdiđi savunulmakta, evre sađlığı programlarının bir parası olarak gvenilir su kaynakları ve halk sađlığı hijyen kořullarının 1900-1917 dneminde ABD’deki lm oranlarının azalmasına byk lde katkıda bulunduđu belirtilmektedir. Mushkin’in nc alıřmasından sonra dođumda yařam beklentisi, hava kirliliđi ve sađlık parametreleri arasındaki iliřkinin arařtırılmasında, alan yazında eřitli deđiřkenlerin farklı rneklem evrenleri kullanılarak gerekleřtirildiđi grlmektedir.

Pautrel (2009) evre politikasının byme zerindeki etkisini, AK-tipi bir byme modeli erevesinde kirlilik ve dođumda yařam beklentisi arasındaki bađlantıyı dikkate alarak arařtırmaktadır. Bulgular, kirliliđin sađlık yoluyla dođumda yařam beklentisini olumsuz etkilediđi durumda kuřak devir etkisinin arttıđını, evre politikası ile bymenin sabit durumda ters-U řeklinde bir iliřkiye sahip olduđunu, kirliliđin sađlık zerindeki etkisinin nemli olduđunu ve kamu sađlık harcamalarının dřk olduđu durumlarda evre politikasının bymeyi teřvik etme olasılıđının daha yksek olduđunu aıklamaktadır. Bilgel ve Tran (2011) 1975-2002 dneminde Kanada’da sađlık harcamalarının gelir esnekliđi byklđn ve gelir dıřı belirleyicilerinin etkisini GSYH, sađlık hizmetlerinin fiyatı, kamu sađlık harcamaları, yařlı nfus ve dođumda yařam beklentisine iliřkin panel verileri kullanarak ortaya koymaktadır. Bulgular, dođumda yařam beklentisindeki bir yıllık artıřın sađlık harcamalarında %19’luk bir azalmayı belirlediđini gstermektedir.

Pope III vd. (2015) 1980-2000 yılları arasında ABD’de gelir, hava kirliliđi ile dođumda yařam beklentisi arasındaki deđiřimlere iliřkin katkı sunmaktadır. Bulgularda PM2.5 konsantrasyonundaki azalmalar sayesinde hava kalitesinde nemli iyileřmeler olduđunu ve hava kirliliđinde daha fazla azalma olan alanlarda dođumda yařam beklentisinde daha byk kazanımlar yařandıđına dair kanıtlar bulunmaktadır. Yuan vd. (2015) alıřmalarında, Kuzey in’de PM2.5 hava kirliliđi nedeniyle Huaihe Nehri’nin kuzeyindeki blgelerde yařayan beř yz milyon inlinin, toplamda 2,5 milyar yıl beklenen yařam sresi kaybına uđrayacađını belirtmektedir. Ayrıca Kuzey inlilerin dođumda yařam beklentisinin, Gney inlilerinkinden 5,5 yıl daha kısa olacađını ifade etmektedir. Jakovljevic vd. (2016) 1989-2012 dneminde Dođu Avrupa’nın  ana alt blgesinde dođumda yařam beklentisi ve sađlık harcamaları arasındaki eđilimleri, veri zarflama analizini kullanarak deđerlendirmektedir. Bulgular, dengeli dođumda yařam beklentisi ve sađlık harcamalarındaki artıř aısından en iyi performansı gsteren lkelerin Avrupa Birliđi 2004 yeleri olduđunu; rneklem kmesindeki tm lkelerde, dođumda yařam beklentisi ile sađlık harcamaları arasında nemli bir pozitif korelasyon olduđunu ortaya koymaktadır.

Cohen vd. (2017) 1990-2015 dnem aralıđında kresel, blgesel ve lke dzeylerinde hava kirliliđine atfedilebilen lm ve hastalık ykndeki meknsal ve zamansal eđilimleri arařtırmaktadır. Bulgular, 2015 yılında PM2.5 hava kirliliđinin beřinci sıradaki lm risk faktr olduđunu; PM2.5 hava kirliliđine maruz kalmanın 103,1 milyon yeti kaybına uyarlanmış yařam yılına neden olduđunu; PM2.5 hava kirliliđine atfedilebilir lmlerin 1990 yılında 3,5 milyondan 2015 yılında 4,2 milyona ykseldiđini, bunun ise kresel lmlerin %7.6’sını oluřturduđunu ve bu lmlerin blgesel dzeyde %59’unun Dođu ve Gney Asya’da grldđn aıklamaktadır. Linden ve Ray (2017) 1970-2012 yılları arasında kamu sađlık harcamalarının GSYH iindeki payına gre  kmede gruplandırılmış 34 OECD lkesi iin dođumda yařam beklentisi ile sađlık harcamaları arasındaki iliřkiyi incelemektedir. Panel VAR modelleri ve etki-tepki analizi bulguları, GSYH iinde kamu sađlık harcamalarının payı dřk olan lkeler grubunda dođumda

yaşam beklentisi ile sağlık harcamaları arasında pozitif bir ilişki bulunduğunu, ancak özel sağlık harcamaları için bu ilişkinin doğrulanamadığını vurgulamaktadır.

Etchie vd. (2018) Nijerya’da yerel alt-ulusal düzeyde ortam PM2.5 hava kirliliğindeki azalmalardan kaynaklanan kayıpları ve uzun ömürdeki kazanımları 2015 yılı için yaşam tablosu yaklaşımını kullanarak tahmin etmektedir. Yüksek derecede kirli, kirli ve orta derecede kirli yerlerde yaşayan insanların, sırasıyla, yaklaşık 3,8-4,0; 3,0-3,6 ve 2,7 yıl doğumda yaşam beklentisi kaybettikleri; ancak 10 mg/m³’lük küresel hava kalitesi kılavuzuna ulaşıldığı varsayıldığında doğumda yaşam beklentisinin sırasıyla 2,6-2,9; 1,9-2,5 ve 1,6 yıl artacağı bulguları elde edilmektedir. Matthew vd. (2018) 1985-2016 döneminde sera gazı emisyonlarının Nijerya’daki sağlık sonuçları üzerindeki kısa ve uzun vadeli etkilerini incelemektedir. ARDL Sınır Testi bulguları, emisyonlardaki %1’lik artışın doğumda yaşam beklentisini %0.04 oranında azalttığını, bu durumun sağlık sonucunun bir göstergesi olarak kullanılması halinde ölüm oranının %146.6 olacağını göstermektedir. Ayrıca kamu sağlık harcamalarındaki %1’lik artışın doğumda yaşam beklentisini %18.10 oranında artırdığını belirtmektedir.

Gedikli vd. (2019) 2000-2015 zaman aralığında Türkiye, Azerbaycan, Kazakistan, Kırgızistan, Tacikistan, Türkmenistan ve Özbekistan’da doğumda yaşam beklentisi ve sağlık harcamaları arasındaki ilişkiyi araştırmaktadır. Panel eşbütünleşme analizi bulguları, değişkenler arasında çift yönlü uzun dönemli ilişkinin varlığına ve sağlık harcamalarındaki %1’lik bir artışın doğumda yaşam beklentisini %0.05 artırdığına işaret etmektedir. Hill vd. (2019) kirlilik seviyeleri ve doğumda yaşam beklentisi arasındaki bağlantıda gelir eşitsizliğinin rolünü vurgulamakta, hava kirliliğinin, daha adaletsiz gelir dağılımı ile karakterize edilen ABD eyalet nüfusunun sağlığına zararlı olup olmadığını araştırmaktadır. 2000-2010 döneminde PM2.5 hava kirliliği, gelir eşitsizliği ve doğumda yaşam beklentisini eyalet düzeyinde modellemek için 49 ABD eyaleti ve Columbia Bölgesinin boylamsal verilerini panel regresyon teknikleri ile analiz etmektedir. Bulgular, daha yüksek PM2.5 konsantrasyonuna sahip eyaletlerin daha düşük ortalama doğumda yaşam beklentisi sergileme eğiliminde olduklarını ve bu ilişkinin daha yüksek gelir eşitsizliği seviyelerine sahip eyaletlerde yoğunlaştığını doğrulamaktadır.

Sarkodie vd. (2019) 2000-2016 yılları arasında Kuzey Amerika, Avrupa, Orta Asya, Doğu Asya ve Pasifik bölgelerinde yer alan 54 ülkede hava kirliliği, ölüm oranı ve doğumda yaşam beklentisinin belirleyicilerini incelemektedir. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (EKK) yönteminden ulaşılan bulgular, PM2.5 seviyelerindeki %1’lik bir artışın, doğumda yaşam beklentisini %0.004 ve ölüm oranını %0.02 oranlarında azalttığını; ortam hava kirliliğinin, azalan doğumda yaşam beklentisine ve artan ölüm oranlarına önemli ölçüde katkıda bulunduğunu ifade etmektedir. Xie vd. (2019) PM2.5 ve ozon kirlilikleri ile ilgili sağlık etkilerini entegre bir yaklaşıma dayanarak karşılaştırmaktadır. Bulgular, Çin’deki doğu illerinin PM2.5 hava kirliliğinden daha ciddi kayıplar yaşadıklarını ve kirlilik azaltma politikalarından daha fazla yararlandıklarını, buna karşın daha düşük gelirli batı illerinin ozon kirliliği nedeniyle daha ciddi sağlık etkileri ve ekonomik yüklerle karşılaştıklarını, güney ve orta illerdeki etkilerin ise nispeten daha düşük olduğunu göstermektedir. Ayrıca kontrol politikaları ile 2030 yılında ortam hava kirliliğine atfedilebilecek doğumda yaşam beklentisi kayıplarının önemli ölçüde azaltılabileceği ifade edilmektedir.

Hadei vd. (2020) İran’ın 25 şehrinde nüfusun PM2.5 hava kirliliğine maruz kalmasını ve kısa vadeli kirlilik zirvelerini ortadan kaldırmanın ölüm sayısı, kaybedilen yaşam yılı süresi ve ekonomi üzerindeki etkilerini yaşam tablosu yaklaşımı ile ölçmektedir. Bu doğrultuda PM2.5

hava kirliliğinin gerçek sađlık etkilerini tahmin etmek için gözlemlenen konsantrasyonları dikkate alan Senaryo A ve hava kirliliđi olaylarının etkisini kontrol eden Senaryo B tanımlanmaktadır. Bulgular, şehirlerdeki yıllık ortalama PM2.5 konsantrasyonunun WHO'nun kılavuz deđerinden 1.5-6.1 kat daha yüksek olduđunu; 10 yıllık dönemde toplam kaybedilen yařam yılı süresinin 486,289 yıl olduđunu ve doğumda yařam beklentisi kaybının ise 0,43-1,87 yıl arasında deđiřtiđini göstermektedir. Ayrıca senaryo B dikkate alındığında, çok kirli günlerden kaçınmanın genel sađlık veya ekonomik etkilerde %5'lik bir azalma ile sonuçlandıđını belirtmektedir. Kim vd. (2020) Fransa ve İtalya'da PM2.5 hava kirliliđi için daha katı araç emisyon standartları uygulamasının sađlık yararlarını ve maliyet etkinliđini, duyarlılık analizi ve olasılıksal Monte Carlo simülasyon modeline göre incelemektedir. Bulgular, ABD araç emisyon standartlarını benimsemenin Fransa'da ve İtalya'da tasarruf sađlayacađına ve kalite ayarlı doğumda yařam beklentisini, sırasıyla, 0,04 ve 0,31 artıracađına iřaret etmektedir.

Martins ve Carrilho da Graça (2020) dünya çapında farklı kentsel konumlardaki dođal havalandırma çalıřma alanlarındaki diř mekân PM2.5 hava kirliliđine maruz kalma nedeniyle doğumda yařam beklentisinin azalmasının bina termal ve hava akıřı simülasyon çalıřmasını sunmaktadır. Bulgulara göre bir çalıřanın tipik bir yařam süresi için, günün ılıman sıcak saatlerinde dođal havalandırma kullanmak 1,2-7,3 aylık bir doğumda yařam beklentisi azalması ile sonuçlanmaktadır. Bununla birlikte dođal havalandırma kullanımının her saati, Kaliforniya ve Avrupa şehirlerinde doğumda yařam beklentisi 2 dakikaya kadar, řanghay ve Pekin'de ise 3 ila 6 dakika azalmaktadır. Yeni Delhi'de dođal havalandırma kullanmak, saatte bir sigara içmekle karřılařtırılabilir azalan doğumda yařam beklentisi etkisine yol açmaktadır. Wu vd. (2020) 2013-2017 döneminde Çin'in kentsel nüfusunda PM2.5 seviyelerindeki varyasyonların ve doğumda yařam beklentisindeki deđiřikliklerin iliřkilerini deđerlendirmektedir. Bulgular, ülke çapında yıllık ortalama PM2.5 konsantrasyonunun 2013 yılında 67.78 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 'ten, 2017 yılında 45.25 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 'e düřtüđünü; kentsel nüfusun ortalama doğumda yařam beklentisinin 78,53'ten 79,86 yıla yükseldiđini; PM2.5 hava kirliliđinde 10 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 'lük bir azalmanın, doğumda yařam beklentisinde 0,18 yıllık bir artışla iliřkilendirildiđini; düşük PM2.5 hava kirliliđinin, Çin'in doğusunda daha uzun doğumda yařam beklentisine neden olduđunu açıklamaktadır.

Yang vd. (2020) 2013-2016 yılları arasında Çin'in 96 şehrinde PM2.5 konsantrasyonu ile kaybedilen yařam yılı arasındaki iliřkileri ortaya koymak için genelleřtirilmiř bir katkı modeli uygulamaktadır. Bulgularda, 3 günlük hareketli ortalama PM2.5 hava kirliliđinin her 10 mg/m^3 artıřı, toplam solunum yolu hastalıklarından beklenen yařam süresinde 0,16 yıllık artışla iliřkilendirilmektedir. En yüksek etki, doğumda yařam beklentisinde 0,42 yıllık artışla Çin'in güneybatı bölgesinde gözlemlenmektedir. WHO'nun hava kalitesi standartlarına ulařarak, her şehirde toplam solunum yolu kaynaklı ölümlerin neden olduđu ortalama 782,09 kaybedilen yařam yılının önlenebileceđi tahmin edilmekte, bunun ise toplam kaybedilen yařam yılının %1.15'ine ve doğumda yařam beklentisinde 0,12 yıllık artışa karřılıklı geldiđi belirtilmektedir. Ayrıca günlük PM2.5 seviyelerindeki azalmanın solunum yolu kaynaklı ölümlerden daha uzun doğumda yařam beklentisine yol açabileceđi gösterilmektedir. Yin vd. (2020) 1990-2017 döneminde Çin'in 33 şehrinde hava kirliliđine maruz kalmanın ölüm, hastalık yükü ve doğumda yařam beklentisi kaybı üzerindeki etkisini tahmin etmektedir. Bulgularda, PM2.5 hava kirliliđine maruz kalmanın 2017 yılında 52.7 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ olup, bu oranın 1990 yılına göre %9 daha düşük olduđuna; 2017 yılında 1,24 milyon ölümün hava kirliliđi ile iliřkilendirildiđine; hava kirliliđine atfedilebilen yařa göre standartlařtırılmıř yeti kaybına uyarlanmıř yařam yılları oranının ise 100,000'de 1,513 ve erkeklerde kadınlardan daha yüksek olduđuna ulařılmaktadır. Aynı zamanda hava kirliliđine

atfedilebilen yaşa göre standartlaştırılmış ölüm oranının, 1990-2017 yılları arasında ülke genelinde %60.6 oranında azaldığı, buna rağmen 12 ilde artış eğilimi gösterdiği ifade edilmektedir.

Chen ve Chen (2021) 2015 yılında Çin özelinde hava kirliliğinin sağlık harcamaları üzerindeki nedensellik etkisini incelemektedir. Kanıtlar, hava kirliliğinin sağlık harcamalarını doğrusal olmayan bir şekilde etkilediğini; PM2.5 hava kirliliğinin sağlık harcamalarının ana nedeni olduğunu; erkeklerin, yüksek gelirli, yüksek eğitilmiş, sağlık sigortası olan bireylerin ve yaşlıların hava kirliliğine daha duyarlı olduğunu göstermektedir. Jorgenson vd. (2021) doğumda yaşam beklentisi ile PM2.5 hava kirliliği arasındaki ilişkiyi 1990-2017 döneminde 136 ülke için kesitsel regresyon modellerini kullanarak ölçmektedir. Bulgularda, değişkenler arasında negatif bir ilişki olduğu görülmekte ve gelir eşitsizliği düzeyi ne kadar yüksekse bu ilişkinin derecesinin o kadar güçlü olduğuna ulaşılmaktadır.

Meng vd. (2021) karayolu trafik emisyonlarından kaynaklanan PM2.5 hava kirliliğinin mekânsal dağılımlarını araştırmakta ve makine öğrenimine dayalı PM2.5 konsantrasyonunun tahmini için bir mekânsal dağılım modeli ortaya koymaktadır. Bulgular, PM2.5 konsantrasyonunun yoldan 0-120 m mesafede $74\mu\text{g}/\text{m}^3$ 'ten, $43\mu\text{g}/\text{m}^3$ 'e ve 0-60 m yükseklikte $73\mu\text{g}/\text{m}^3$ 'ten, $42\mu\text{g}/\text{m}^3$ 'e düştüğünü; belirtilen konumlarda maksimum doğumda yaşam beklentisindeki azalmanın 5,11 yıl olduğunu kanıtlamaktadır. Ayrıca yükseklik 60 metrenin üzerinde ve mesafe yoldan 120 metre uzaklıkta iken PM2.5 konsantrasyonunun $40-45\mu\text{g}/\text{m}^3$ arasında dengelendiğini; bu lokasyonlardaki doğumda yaşam beklentisindeki azalmanın, 0,62 yıldan 0,91 yıla kadar stabilize edildiğini belirtmektedir. Qi vd. (2021) 2013-2016 zaman aralığında Çin'in 96 şehrinde ortam PM2.5 hava kalitesi standartlarına ulaşarak iskemik kalp hastalıkları ile ilgili doğumda yaşam beklentisindeki iyileşmeyi tahmin etmektedir. Bulgular, uygun PM2.5 standartlarında insanların daha yüksek hava kalitesine sahip bir ortamda daha uzun yaşayabileceğini göstermekte ve doğumda yaşam beklentisindeki iyileştirmelerin ülke çapında bir resmini sunmaktadır. Ayrıca ortalama olarak, doğumda yaşam beklentisinin her ölüm için 0,15 yıl iyileştirilebileceğine ulaşılmaktadır.

Rodriguez-Alvarez (2021) 2005-2018 döneminde 29 Avrupa ülkesinde sağlık ve hava kirliliği arasındaki ilişkiyi, potansiyel ve gözlemlenen sağlık arasında farklılaşmaya izin veren yeni bir yaklaşım kullanarak incelemektedir. Bulgular, Avrupa ülkelerini etkileyen ana kirlleticiler olan NOx, PM10 ve PM2.5 hava kirliliğinin doğumda yaşam beklentisi üzerinde olumsuz etkilerini, partiküler maddelerle ilgili olarak çapı $2.5\mu\text{m}$ 'den küçük olanların Avrupa vatandaşlarının sağlığı üzerinde daha büyük partiküllerden daha fazla etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Wang vd. (2021) Çin'de 2010-2050 aralığında PM2.5 ve ozon konsantrasyonlarını hesaplamak için dört temsili konsantrasyon yolu senaryosu altında Goddard Dünya Gözlem Sistemi kimyasal taşıma modelini kullanmaktadır. Bulgular, farklı temsili konsantrasyon yolu senaryolarında PM2.5 konsantrasyonunun 2010 yılına kıyasla 2050 yılına kadar -%31.5 ila %14.5 oranında değişeceğini, PM2.5 hava kirliliği ile ilişkili ölüm oranında -%13.5 ila -%9.4; kaybedilen yaşam yılında ise -%25.7 ila -%0.6 değişikliklerle sonuçlanacağını açıklamaktadır.

Alharthi vd. (2022) 2000-2019 yılları arasında Orta Doğu ve Kuzey Afrika ekonomilerinde yenilenebilir enerji ve çevre kirliliğinin sağlık ve hane halkının gelir durumu üzerindeki rolünü panel veri analizi ile incelemektedir. Havuzlanmış Ortalama Grup regresyon bulgularında, atmosferdeki yüksek PM2.5 konsantrasyonunun sağlık sorunlarını artırdığı ve söz konusu

ekonomilerde hane halkının gelirlerini olumsuz etkilediđi görölmektedir. Hou vd. (2022) Çin’de 338 il düzeyindeki PM2.5’e maruz kalma ile ilgili sađlık etkilerini ulusal düzeyde deđerlendirmektedir. Bulgular, izlem verileri ile HindcastDatabase verileri arasında önemli bir fark olmadıđını, senaryo simölasyonlarına göre önemli sađlık faydaları elde etmek için Pekin, Chongqing, Tianjin ve diđer řehirlerin PM2.5 hava kirliliđi kontrolünde öncelikli alanlar olması gerektiđini ortaya koymaktadır.

Liu vd. (2022) Çin genelinde PM2.5 içindeki toksik metallerin (As, Cd, Cr (VI), Mn ve Ni) neden olduđu hastalık yükünün mekânsal modellerini netleřtirmektedir. Bulgularda, $19,8 \pm 4,5$ yıllık her ölüm için potansiyel yařam kaybı yıllarının, öncelikle akciđer kanseri için gözlemlendiđini, ardılı kronik obstrüktif akciđer hastalıđı ve zatürrenin geldiđi belirtilmektedir. Ayrıca belirtilen toksik metallerle maruz kalmaya atfedilebilecek potansiyel yařam kaybı yılları oranının, farklı illerde 457 yıl olduđu; söz konusu illerde Cr(VI) toksik metalinin söz konusu toksik metaller arasında en yüksek potansiyel yařam kaybı yıllarına %72.7 ile katkıda bulunduđu görölmektedir.

Alan yazın incelemesi, PM2.5 hava kirliliđinin doğumda yařam beklentisi üzerindeki olumsuz etkilerinin pek çok çalışmada belgelendiđinin kanıtlarını sunmaktadır. Bununla birlikte çevresel bozulmanın doğumda yařam beklentisi üzerindeki olumlu etkileri de alan yazın çalışmalarında yer almaktadır. Bu çalışmaları, çevresel bozulma düzeyi daha yüksek olan geliřmekte olan ölkelerde yařayan insanların aynı zamanda daha sađlıklı olduklarını göstermektedir. Örneđin, en kirli ölkelerde insanlar sađlıklı kalabilmek için sađlık harcamalarını artırma eğilimindedir. Daha fazla sađlık harcaması, daha iyi sađlık hizmet sunumu ile ilişkilidir ve bu da doğumda yařam beklentisinin uzamasına yol açmaktadır (Mahalik vd., 2022; Rahman vd., 2022).

4. Ampirik Analiz

Bu çalışmanın amacı, Dünya Hava Kalitesi Raporu’nda (2021) tehlikeli, çok sađlıksız ve sađlıksız hava kirliliđi yařayan ölkelerinde yer alan toplam 32 ölkenin 2000-2019 yılları arasındaki PM2.5 hava kirliliđi, kamu sađlık harcamaları, doğurganlık ve ölüm oranlarının doğumda yařam beklentisi üzerindeki etkilerinin panel kantil regresyon modeli ile incelenmesidir.

4.1. Model, Deđişken Tanımlamaları ve Tanımlayıcı İstatistikler

Amaç doğrultusunda Matthew vd. (2018) tarafından yapılan çalışma dikkate alınarak çalışmanın modeli ařađıdaki şekilde kurulmuřtur:

$$\ln LE_{i,t} = \partial_0 + \beta_1 \ln PM_{i,t} + \beta_2 \ln HE_{i,t} + \beta_3 \ln FR_{i,t} + \beta_4 \ln DR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

Model içerisinde yer alan ∂_0 , sabit parametreyi; $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ ve β_4 parametre katsayılarını; i , ölkeler, t , zaman etkisini; ϵ , hata terimini; \ln ise deđişkenlerin logaritmik form yapısını ifade etmektedir. Alt notasyon t , 2000-2019 dönemini; i , örneklem evrenindeki tehlikeli hava kalitesine sahip olan Bangladeř, Çad, Pakistan, Tacikistan, Hindistan, Umman ve Kırgızistan; çok sađlıksız hava kalitesine sahip olan Bahreyn, Nepal, Sudan, Özbekistan, Katar ve Birleřik Arap Emirlikleri; sađlıksız hava kalitesine sahip olan Endonezya, Nijerya, Ermenistan, Mođolistan, Suudi

Arabistan, Çin, Kazakistan, İran, Kuveyt, Peru, Mısır, Bosna Hersek, Uganda, Gana, Myanmar, Lübnan, Sırbistan, Makedonya ve Hırvatistan ülkelerini belirtmektedir.

Denklem 1 içerisinde gösterilen model değişkenlerinin parametre katsayılarının β_1, β_3 ve $\beta_4 < 0$, $\beta_2 > 0$ olması beklenmektedir. Bu doğrultuda bağımsız değişkenler için önsel beklenti, PM2.5 hava kirliliği seviyelerindeki, doğurganlık ve ölüm oranlarındaki azalışların; sağlık harcamalarındaki artışların ise toplum sağlığını olumlu yönde etkileyerek doğumda yaşam beklentisini artıracığı varsayılmaktadır. Tablo 1, Model 1’de kullanılan değişkenlerin açıklamalarını, tanımlamalarını ve veri kaynaklarını sağlamaktadır.

Tablo 1. Değişken Tanımlamaları

Değişken	Notasyon	Açıklama	Veri Kaynağı
Doğumda yaşam beklentisi	LE	Doğumda beklenen yaşam süresi, toplam (yıl)	Dünya Bankası
İnce partiküler madde	PM	Nüfus Ağırlıklı PM2.5 [$\mu\text{g}/\text{m}^3$]	Washington Üniversitesi
Sağlık harcamaları	HE	Kamu sağlık harcamaları (kamu harcamalarının %’si)	Dünya Bankası
Doğurganlık oranı	FR	Doğurganlık oranı, toplam (kadın başına doğum)	Dünya Bankası
Ölüm oranı	DR	Ölüm oranı, brüt (1.000 kişi başına)	Dünya Bankası

Tablo 2, doğal logaritmaları alınarak analize dâhil edilmiş tüm değişkenlerin minimum, maksimum, ortalama, standart hata ve toplam değerleri ile gözlem sayılarının bilgisini vermektedir. Bu kapsamda modelin 640 gözlem sayısından oluşan dengeli bir panel yapısına sahip olduğu görülmektedir. Ampirik analiz işlemleri Eviews ve Stata ekonometri paket programları aracılığı ile gerçekleştirilmiştir.

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

İstatistikler	lnLE	lnPM	lnHE	lnFR	lnDR
Minimum	1.664914	1.201397	0.109278	0.098298	0.051924
Maksimum	1.904321	1.954243	1.366186	0.866524	1.252732
Ortalama	1.852773	1.575188	0.869158	0.397331	0.843668
Standart Hata	0.050604	0.164597	0.215405	0.184186	0.259679
Toplam	1176.775	1012.132	541.1800	267.5526	506.7584
Gözlem	640	640	640	640	640

4.2. Ekonometrik Yöntem

Analiz işlemlerinde geleneksel regresyon metodolojisinin kullanılması, ilgili katsayıların fazla veya eksik tahmin edilmesine yol açabilmektedir. Söz konusu bu yöntemler, ortalama etkilere odaklandığından önemli bir ilişkiyi tespit etmede yetersiz kalabilmektedir (Khan vd., 2020: 861). Koşullu Kantil Regresyon (Conditional Quantile Regression: CQR), bağımlı değişken ortalamasının bağımsız değişken/lerin sabit değerlerine şartlı olarak modellenmesi yerine bağımlı değişkenin şartlı dağılımının bütününün analizine imkân tanıyan kantil regresyon tahmincisinin panel veri yapısına uyarlanmış halidir ve bu şekilde robust tahminlere ulaşılmaktadır. Belirtilen modeller, şartlı kantillerin aralığını belirlemeye izin vererek şartlı değişkenliği açığa çıkarmakta ve gözlemlenemeyen bireysel etkiyi kontrol etmektedir. Bağımlı değişkenin dağılımının kantilleri ile bağımsız değişkenler arasındaki bağlantıyı ayrıntılı şekilde açıklamak için yapılan kantil

regresyon, asimetrik ağırlıklandırılmış mutlak artık karelerinin minimizasyonuna dayanmaktadır. Kantiller, bağımlı deęişkenin dağılımı hakkında tam bilgiye ulařılmasını saęladığından kantil regresyon şartlı ortalamaya dayanan EKK regresyonuna önemli bir alternatif olmaktadır (Saçaklı Saçıldı ve Kořan, 2015: 163, 167).

Koenker ve Bassett (1978) tarafından yapılan “Kantil Regresyon” bařlıklı alıřmada literatüre kazandırılan havuzlanmış kantil regresyon modeli, panel serilerinde yatay kesit veri modelleri göz önünde bulundurularak hesaplanmıştır. Modelin matematiksel formu ařağıdaki gibidir (Kaya, 2021: 46):

$$Q_{y_{it}}(\tau|x_{it}) = x'_{it}\beta_0(\tau) + u_{it} \quad (2)$$
$$i = 1,2, \dots, N \quad t = 1,2, \dots, T_N$$

Denklem (2) ierisindeki Q , y_{it} 'nin kořullu kantilini; y_{it} , bağımlı deęişken vektörünü; x'_{it} , sabit parametrelerinde dâhil edildięi bağımsız deęişken metrięini; u_{it} , hata terimini; $\beta_0(\tau) = \beta$ ise ortak eęim parametresini açıklamaktadır. Bağımlı deęişkenin kořullu dağılımının τ . kantil deęerindeki ($0 < \tau < 1$) bağımsız deęişkenin marjinal etkisine iřaret etmektedir. Alt notasyon i , birim sayısını; t ise zaman aralıklarını belirtmektedir ve N, T_N 'nin alt indisine karřılık geldięi için ihmal edilmektedir.

Havuzlanmış kantil regresyon modeli, gözlemlenemeyen heterojenlięi doęrudan belirlemede yetersiz kaldığı için ardılı Koenker (2004), Lamarche (2010) ve Galvao (2011) tarafından sabit ve rassal etkili panel kantil modelleri önerilmiştir. Bu alıřmada Hausman testi bulgularına göre sabit etkili panel kantil regresyon modeli tercih edilmiştir. Koenker (2004), gözlemlenemeyen sabit etkilerin varlıęı durumunda farklı nicelikler için ortak deęişken etkileri ile birlikte tahmin edilecek bir parametre olarak sabit etkileri göz önüne alarak uygun bir metodoloji geliřtirmiřtir. Koenker, rassal etkiler tahmincisini sabit etkiler için cezalandırılmış EKK tahmincisi olarak yorumlamıştır. Literatürde cezalı kantil regresyon olarak tanımlanan söz konusu yöntem, sabit etkiler varlıęında ařağıdaki model ierisinde gösterilmektedir (Khan vd., 2020: 861; Uygur ve Han, 2021: 20; Acar ve Topdaę, 2022: 276):

$$\min_{\alpha, \beta} \sum_{j=1}^j \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N w_j P_{tj}(y_{it} - x_{it}\beta - \alpha_i) + \lambda \sum_{i=1}^N |\alpha_i| \quad (3)$$

Denklem (3) ierisinde yer alan i , temsil edilen ülkeler (N) indeksini; T , ülkeler için gözlem sayısını; j , nicelik indeksini; α_i , sabit etkileri; β , ortak eęim parametresini; Σ , toplamsal etkileri; y_{it} , bağımlı deęişkeni; x_{it} ise bağımsız deęişkenler matrisini göstermektedir. Notasyon P_{tj} , $P_{tj}(u) = u(T_j - i(u \leq 0))$ eřitlięini saęlamakta ve paralı lineer kantil kayıp fonksiyonu ifade etmektedir. Birim etkinin ve cezanın tahmini üzerindeki niceliklerin etkisini kontrol eden göreceli ağırlıklar ise w_j notasyonunu açıklamaktadır. Denklemdeki λ , β' 'nin tahminini iyileřtirmek ve birim etkileri sıfıra indirgemek için kullanılan ayarlama parametresini temsil etmekte; $\lambda|\alpha_i|$ ise birim etki tahminlerini sıfıra doęru yakınlılařtırmak için kullanılmaktadır.

4.3. Bulgular

Parametreler arasındaki olası iliřkilerin yönü ve derecesi hakkında öngörü sahibi olabilmek için Spearman korelasyon analizi yapılmıştır. Tablo 3 ierisinde yer alan bulgular incelendięinde, doęumda yařam beklentisinin saęlık harcamaları, doęurganlık oranı ve ölüm oranı ile %5

anlamlılık seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı; PM2.5 hava kirliliği ile istatistiksel olarak anlamsız korelasyon içerisinde olduğu görülmektedir. Bununla birlikte doğumda yaşam beklentisi, sağlık harcamaları ile pozitif; doğurganlık oranı ve ölüm oranı ile negatif korelasyon düzeyine sahiptir. Ayrıca doğurganlık oranı doğumda yaşam beklentisi ile en yüksek, sağlık harcamaları ise en düşük korelasyon düzeyine sahip olan parametrelerdir.

Tablo 3. Spearman Korelasyon Sınama Bulguları

Matris	lnLE	lnPM	lnHE	lnFR	lnDR
lnLE	1.0000				
	–				
lnPM	0.0607	1.0000			
	0.1246	–			
lnHE	0.4517	-0.395183	1.0000		
	0.0000 ^a	0.0000 ^a	–		
lnFR	-0.7250	0.163808	-0.4326	1.0000	
	0.0000 ^a	0.0000 ^a	0.0000 ^a	–	
lnDR	-0.5198	-0.439513	0.0470	0.0892	1.0000
	0.0000 ^a	0.0000 ^a	0.2342	0.0240 ^a	–

Not: ^a notasyonu, 0.05 hata payı ile anlamlılığı belirtmektedir.

Doğrusal regresyon modellerinin önemli varsayımlarından biri olan çoklu doğrusal bağlantı sorunu, bağımsız değişkenlerin kendi aralarında ilişki olmaması varsayımından sapmayı açıklamaktadır. Söz konusu varsayımın sınanması için bağımsız değişkenler arasındaki çoklu doğrusal bağlantı sorununun olup olmadığı VIF (Variance Inflation Factor) ölçütü kullanılarak test edilmiş, bulgular Tablo 4 içerisine aktarılmıştır. Tablo incelendiğinde, ortalama VIF ölçütü değerinin 1.44 olduğu görülmektedir. Bu kapsamda VIF ölçütü değerinin 5’ten küçük olması nedeniyle, bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı sorunu olmadığı ifade edilmektedir.

Tablo 4. Çoklu Doğrusal Bağlantı Sınama Bulguları

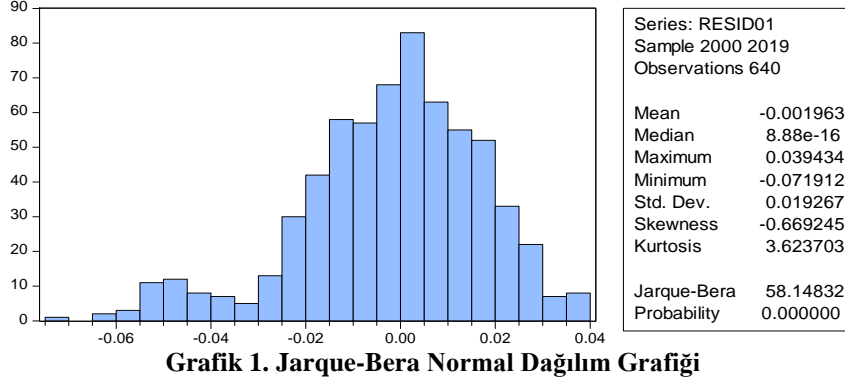
Matris	VIF	1/VIF
lnPM	1.68	0.596461
lnHE	1.29	0.774484
lnFR	1.25	0.798402
lnDR	1.56	0.643024
Ort. VIF	1.44	

Analizin bir sonraki aşamasında, kurulan modelde normal dağılım varsayımının sağlanıp sağlanmadığına yönelik Shapiro-Wilk W ve Skewness/Kurtosis normallik sınamaları yapılmıştır. Hata terimleri üzerine yapılan normal dağılım sınama bulguları Tablo 5 içerisinde özetlenmektedir. Bulgular, %5 anlamlılık seviyesinde H_0 hipotezinin reddedildiğini ve kurulan modelde normal dağılım varsayımının sağlanmadığını açıklamaktadır.

Tablo 5. Normallik Sınama Bulguları

Test	N	W	V	z	Prob>z	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	chi2(2)	Prob>chi2
Shapiro-Wilk W	640	0.9695	12.801	6.196	0.0000	–	–	–	–
Skewness/Kurtosis	640	–	–	–	–	0.0000	0.0074	39.01	0.0000

Tablo 5 ierisindeki bulgular, Grafik 1’de yer alan Jarque-Bera normallik sınama bulgusu tarafından da desteklenmektedir. Grafik 1’deki istatistiklerin deęerlendirilmesi, arpıklık (skewness) deęerinin (-0.6692) negatif olması, daęılımın sola doęru arpık olmasına; basıklık (kurtosis) deęerinin 3’ten (3.6237) buyk olması ise daęılımın normal daęılımdan daha sivri bir yapıya olduęuna iřaret etmektedir.



Grafik 1. Jarque-Bera Normal Daęılım Grafięi

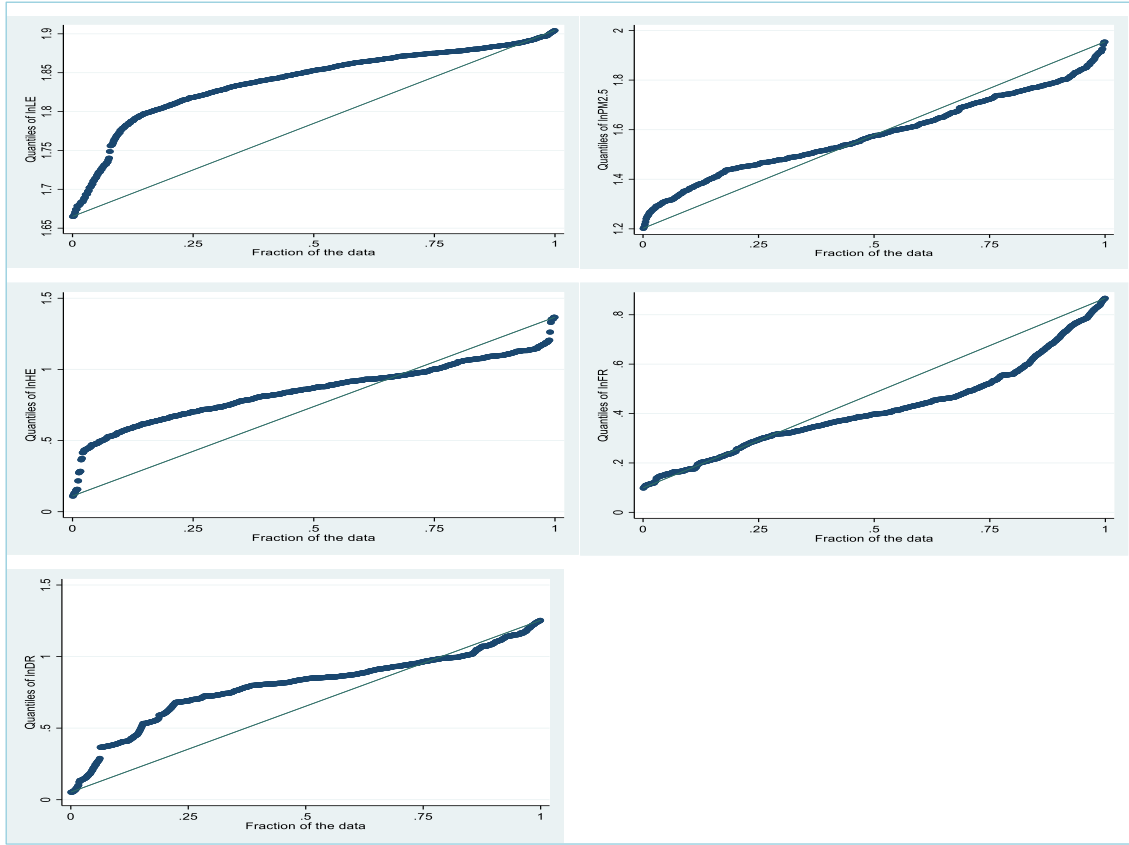
Tablo 5 ve Grafik 1 birlikte ele alındıęında, Shapiro-Wilk W, Skewness/Kurtosis ve Jarque-Bera normallik sınamalarına ait olasılık deęerinin %5 anlamlılık seviyesinden kk olması nedeniyle, hataların normal daęıldıęını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bu sonu analiz iin panel kantil regresyon modelinin uygun olduęunu gstermektedir.

Gzlemlenemeyen etki ile baęımsız deęiřkenler arasındaki iliřkinin sabit etkili model ya da rassal etkili modelin tercih iřlemleri iin Hausman testi yapılmıř, bulgular Tablo 6 ierisinde gsterilmiřtir. Ulařılan bulgular, %5 anlamlılık seviyesinde H_0 hipotezinin reddedilerek rassal etkiler tahmincisinin tutarsız sabit etkiler tahmincisinin ise tutarlı olduęunun bilgisini vermektedir.

Tablo 6. Hausman Sınama Bulguları

Test İstatistięi	Deęer
chi2(4)	108.95
Prob>chi2	0.0000

Grafik 2 ierisinde alıřmada kullanılan panel kantil regresyon modelinin daęılım grafikleri yer almaktadır. Deęiřkenlere ait grafiklerin incelemesinde, doęumda yařam beklentisinin 1.65-1.90; PM2.5 hava kirlilięinin 1.2-2; saęlık harcamalarının 0-1.5; doęurganlık oranının 0-0.80; lm oranının ise 0-1.5 kantil aralıklarında ve tm deęiřkenlerin 0-1 aralık veri kesirlerinde uygunluęunun desteklendięi grlmektedir.



Grafik 2. Değişkenlerin Kantil Dağılım Grafikleri

Tablo 7, 10th-90th aralığı için hesaplanan panel kantil modellere ait bulguları göstermektedir. Modeller dikkate alındığında, tüm değişkenlerin 10th, 20th, 30th, 40th, 50th, 60th, 70th, 80th ve 90 th (sağlık harcamaları hariç) kantil değerlerinde %5 anlamlılık seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, PM2.5 hava kirliliği, doğurganlık ve ölüm oranlarının doğumda yaşam beklentisini tüm kantil değerlerinde azalttığı; sağlık harcamalarının (90th kantil hariç) ise doğumda yaşam beklentisini artırdığı bulgularına ulaşılmaktadır. Aynı zamanda, kurulan modellerin açıklama gücünü gösteren R^2 değerinin kantil değerleri arttıkça azaldığı dikkati çekmektedir.

Tablo 7. Panel Kantil Model Tahmini 10th-90th

Kantil	Deęiřken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	p-deęeri	R ²
0.10	lnPM	-0.035342	0.013857	-2.550513	0.0110	0.702119
	lnHE	0.016490	0.003256	5.064911	0.0000	
	lnFR	-0.219830	0.009265	-23.72800	0.0000	
	lnDR	-0.086202	0.008611	-10.01089	0.0000	
	C	2.016379	0.022823	88.35020	0.0000	
0.20	lnPM	-0.032160	0.009225	-3.486060	0.0005	0.667982
	lnHE	0.028301	0.003069	9.222504	0.0000	
	lnFR	-0.198036	0.005296	-37.39053	0.0000	
	lnDR	-0.088154	0.004722	-18.67035	0.0000	
	C	2.004162	0.017059	117.4858	0.0000	
0.30	lnPM	-0.030924	0.008356	-3.700605	0.0002	0.644878
	lnHE	0.031954	0.003175	10.06550	0.0000	
	lnFR	-0.194980	0.004938	-39.48816	0.0000	
	lnDR	-0.090297	0.004306	-20.97043	0.0000	
	C	2.004113	0.015722	127.4742	0.0000	
0.40	lnPM	-0.027768	0.008740	-3.177272	0.0016	0.615633
	lnHE	0.036113	0.003698	9.766638	0.0000	
	lnFR	-0.184178	0.006768	-27.21169	0.0000	
	lnDR	-0.092354	0.005367	-17.20729	0.0000	
	C	1.998126	0.017832	112.0509	0.0000	
0.50	lnPM	-0.024134	0.007284	-3.313385	0.0010	0.595999
	lnHE	0.036087	0.004246	8.499185	0.0000	
	lnFR	-0.168625	0.007292	-23.12627	0.0000	
	lnDR	-0.091512	0.006901	-13.26005	0.0000	
	C	1.991281	0.017671	112.6893	0.0000	
0.60	lnPM	-0.027478	0.007107	-3.866300	0.0001	0.572667
	lnHE	0.029759	0.005158	5.769616	0.0000	
	lnFR	-0.165787	0.008001	-20.72139	0.0000	
	lnDR	-0.096291	0.008451	-11.39461	0.0000	
	C	2.008850	0.020506	97.96218	0.0000	
0.70	lnPM	-0.034703	0.008428	-4.117739	0.0000	0.543673
	lnHE	0.026121	0.006354	4.110956	0.0000	
	lnFR	-0.160352	0.010079	-15.91008	0.0000	
	lnDR	-0.105317	0.009112	-11.55786	0.0000	
	C	2.033499	0.025312	80.33847	0.0000	
0.80	lnPM	-0.025174	0.008466	-2.973422	0.0031	0.519207
	lnHE	0.023646	0.009309	2.540276	0.0113	
	lnFR	-0.147542	0.013069	-11.28954	0.0000	
	lnDR	-0.092899	0.008761	-10.60407	0.0000	
	C	2.010629	0.028156	71.41092	0.0000	
0.90	lnPM	-0.026225	0.008092	-3.241035	0.0013	0.504281
	lnHE	0.015105	0.010822	1.395784	0.1633	
	lnFR	-0.153561	0.015628	-9.825994	0.0000	
	lnDR	-0.090738	0.007497	-12.10370	0.0000	
	C	2.025590	0.027257	74.31566	0.0000	

10th-90th kantil aralıęı iin analiz edilen farklı panel kantil regresyonlar arasındaki heterojenlięin olup olmadıęı varsayımı, Breusch-Pagan Cook-Weisberg heterojenlik testi ile sınanmıřtır. Tablo 8, %5 anlamlılık seviyesinde H_0 hipotezinin reddedildięini ve farklı kantiller arasında heterojenlik varsayımının karřılanmadıęının bilgisini sunmaktadır.

Tablo 8. Heterojenlik Sınama Bulguları

	chi2(1)	Prob > chi2
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg	90.32	0.0000

Kurulan panel kantil regresyon modelinin heterojen olduğu dikkate alındığında, modelin robust (dirençli) standart hatalarla tahmin edilip yorumlanması gerekmektedir. Tablo 9 içerisinde yer alan robust standart hatalara sahip tahmin bulgularında, tüm değişkenlerin %5 anlamlılık seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğuna ulaşılmaktadır. Bulgulara göre, PM2.5 hava kirliliği, doğurganlık ve ölüm oranlarında meydana gelen %1’lik bir artış doğumda yaşam beklentisini, sırasıyla, ~%0.02, ~%0.17 ve ~%0.09 oranlarında azaltmakta, sağlık harcamalarında meydana gelen %1’lik bir artış ise doğumda yaşam beklentisini ~%0.04 oranında artırmaktadır. Bu bağlamda doğumda yaşam beklentisini en fazla etkileyen değişkenin doğurganlık oranı, en az etkileyen değişkenin ise PM2.5 seviyeleri olduğu görülmektedir. Modelin açıklama gücünü gösteren R^2 değerinin ise yaklaşık 0.60 olduğu elde edilmektedir.

Tablo 9. Robust Sınama Bulguları

Değişken	Katsayı	Robust Standart Hata	t-istatistik	P> t	[%95 Güven Aralığı]	
lnPM	-0.0241344	0.0072575	-3.33	0.001	-0.0383861	-0.0098827
lnHE	0.0360872	0.0053297	6.77	0.000	0.0256213	0.0465531
lnFR	-0.1686254	0.0062686	-26.90	0.000	-0.1809352	-0.1563156
lnDR	-0.0915119	0.0046767	-19.57	0.000	-0.1006957	-0.0823282
C	1.991281	0.016311	122.08	0.000	1.959251	2.023311
R^2	0.5960					

PM2.5 hava kirliliğinin doğumda yaşam beklentisini azaltmasına yönelik ulaşılan bulgu, alan yazında yer alan Etchie vd. (2018) ve Hadei vd. (2020) ve Hill vd. (2019) ve Jorgenson vd. (2021) ve Kim vd. (2020) ve Meng vd. (2021) ve Pautrel (2009) ve Pope III vd. (2015) ve Qi vd. (2021) ve Rodriguez-Alvarez (2021) ve Sarkodie vd. (2019) ve Wang vd. (2021) ve Wu vd. (2020) ve Xie vd. (2019) ve Yang vd. (2020) ve Yin vd. (2020) ve Yuan vd. (2015) tarafından yapılan çalışmaların bulguları ile örtüşmektedir. Sağlık harcamalarının doğumda yaşam beklentisini artırması bulgusu, Etchie vd. (2018) ve Gedikli vd. (2019) ve Jakovljevic vd. (2016) ve Linden ve Ray (2017) ve Matthew vd. (2018) ve Pautrel (2009); ölüm oranının doğumda yaşam beklentisini azaltması bulgusu ise Matthew vd. (2018) tarafından yapılan çalışmaların ampirik bulguları ile benzer nitelikler sergilemektedir. Doğurganlık oranının doğumda yaşam beklentisini azaltması bulgusu, Matthew vd. (2018) tarafından yapılan çalışmadan elde edilen bulgu ile örtüşmemektedir. Ancak artan doğurganlık oranının yaşam kalitesini kötüleştirilmesi nedeniyle daha düşük doğumda yaşam beklentisine yol açabileceği şeklinde yorumlanan söz konusu bulgu, iktisadi temelli kuramsal beklentilerle uyumludur.

5. Sonuç ve Tartışma

Hava kirliliği, ölüm ve hastalık üzerindeki etkisi nedeniyle önemli bir halk sağlığı sorunudur ve küresel hastalık yüküne ciddi ekonomik maliyetler yüklemektedir. Hava kirliliğini ele alan politikalar, toplumun sağlık sonuçlarını iyileştirdiği ve partiküler maddenin azalmasına yol açtığı için sürdürülebilir kalkınmanın da önemli bir göstergesidir (Cohen vd., 2017: 1907;

Sarkodie vd., 2019: 490). Hava kirliliđine, özellikle de ince partiküler madde hava kirliliđine maruz kalmanın kardiyovasküler ve solunum yolu hastalıkları üzerinde olumsuz etkileri olduđuna, bu olumsuz sađlık etkilerinin artan ölüm risklerinde gözlemlendiđine ve azalan doğumda yaşam beklentisindeki deđişikliklere yansdıđına dair alan yazında çok sayıda kanıt vardır. Hava kirliliđinin azaltılması ile iliřkili ekonomik maliyetler olduđundan, hava kirliliđini azaltma çabaları ile gelire yansıyan ekonomik refahı artırma çabaları arasında önemli dengeler bulunmaktadır (Pope III vd., 2015: 591). Son yıllarda, sađlık hizmetlerindeki geliřmeler, ileri teknoloji kullanımları, yaşam standartlarının iyileřmesi gibi faktörler nedeniyle geliřmişlik düzeyi farklı ülkelerde doğumda yaşam beklentisi süresinin arttıđı görülmektedir. Bu nedenle, günümüzde nüfusun artan sađlık ihtiyaçları nedeniyle bazı ülkelerde sađlık harcamalarının gelir artışına kıyasla daha hızlı büyüdüđüne tanıklık edilmektedir (Bayar vd., 2021: 2).

Bu çalışmada, Dünya Hava Kalitesi Raporu'nda (2021) tehlikeli, çok sađlıksız ve sađlıksız hava kirliliđine maruz kalan ülke kategorilerinde yer alan toplam 32 ülkenin 2000-2019 yılları arasındaki PM2.5 hava kirliliđi, kamu sađlık harcamaları, doğurganlık oranı ve ölüm oranının doğumda yaşam beklentisi üzerindeki etkileri panel kantil regresyon yaklaşımı ile incelenmiştir. Bu doğrultuda korelasyon analizi, çoklu doğrusal bađlantı, normallik sınamaları ve Hausman testi metodolojileri takip edilmiştir. Ardılı 10th-90th kantil aralıđı için panel kantil regresyon analizi yapılmıř, bulgular heterojenlik varsayımının doğrulandıđı durum için robust standart hatalarla tahmin edilerek yorumlanmıştır.

Ampirik sonuçlar, PM2.5 hava kirliliđinin, doğurganlık ve ölüm oranlarının doğumda yaşam beklentisini negatif; sađlık harcamalarının ise doğumda yaşam beklentisini pozitif etkilediđini göstermiştir. Ulařılan sonuçlar, yüksek düzeyde çevresel bozulmaya, doğurganlık ve ölüm oranlarına, düşük düzeyde sađlık harcamalarına sahip ülkelerin azalan doğumda yaşam beklentisi yařadıđını açıklamıştır. Bu çalışmanın örneklem evrenini oluřturan Bangladeř, Çad, Pakistan, Tacikistan, Hindistan, Umman, Kırgızistan, Bahreyn, Nepal, Sudan, Özbekistan, Katar, Birleřik Arap Emirlikleri, Endonezya, Nijerya, Ermenistan, Mođolistan, Suudi Arabistan, Çin, Kazakistan, İnan, Kuveyt, Peru, Mısır, Bosna Hersek, Uganda, Gana, Myanmar, Lübnan, Sırbistan, Makedonya ve Hırvatistan ülkelerinin geliřmişlik ve gelir düzeylerinin heterojen olduđu görülmektedir. Bu doğrultuda doğurganlık oranının doğumda yaşam beklentisini azaltması sonucu, ülkelerin yaşam standartlarındaki farklılıklar dikkate alınarak artan doğurganlık oranının, yaşam kalitesini kötüleřtirmesi nedeniyle daha düşük doğumda yaşam beklentisine yol açabildiđi řeklinde deđerlendirilmiştir. Aynı zamanda örneklem kümesindeki ülkelerin doğumda yaşam beklentisini en fazla etkileyen deđiřkenin doğurganlık oranı, en az etkileyen deđiřkenin ise PM2.5 konsantrasyonu olduđu görülmüřtür. Bu bađlamda elde edilen sonuçlar, alan yazın incelemesindeki Alharthi vd. (2022) ve Cohen vd. (2017) ve Etchie vd. (2018) ve Gedikli vd. (2019) ve Hadei vd. (2020) ve Hill vd. (2019) ve Hou vd. (2022) ve Jakovljevic vd. (2016) ve Jorgenson vd. (2021) ve Kim vd. (2020) ve Linden ve Ray (2017) ve Liu vd. (2022) ve Matthew vd. (2018) ve Meng vd. (2021) ve Pautrel (2009) ve Pope III vd. (2015) ve Qi vd. (2021) ve Rodriguez-Alvarez (2021) ve Sarkodie vd. (2019) ve Wang vd. (2021) ve Wu vd. (2020) ve Xie vd. (2019) ve Yang vd. (2020) ve Yin vd. (2020) ve Yuan vd. (2015) tarafından yapılan çalışmaların sonuçları ile benzerlikler içermektedir.

6. Politika Önerileri

Çalışmanın sonuçları, PM2.5 hava kirliliğinin ülkelerin ekonomik kalkınma, sağlık gündemleri ve planlama stratejilerine dâhil edilmesini, ayrıca çevresel kirlilik ile ilgili reformların daha yüksek sağlık durumlarına yönelik politikalarla uyumlu hale getirilmesi gerektiğini göstermektedir. Bununla birlikte örneklem evrenindeki ülkelerde, kirliliğin hükümetlerin öncülüğünde sivil toplum kuruluşları ile birlikte kontrol edilmesi, kirliliğin büyüklüğü konusunda toplumsal farkındalığın artırılması ve sivil iradenin harekete geçirilmesi önerilmektedir. Başarılı kirlilik araştırmaları için çevre, sağlık ve ekonomi politikalarının bütüncül bir yaklaşımla ele alınması ve disiplinler arası işbirliklerinin gerekliliği bir diğer öneri olarak görülmektedir. Aynı zamanda hava kirliliğinin uzun vadeli ekonomik kalkınma ve sağlık üzerindeki etkilerini azaltmak için sürdürülebilir kalkınma politikaları uygulanmalıdır. Ayrıca gelişmişlik düzeyi düşük olan ülkeler, sadece tıbbi tedavilerini karşılayabilecek finansal araçlardan yoksun oldukları için değil aynı zamanda yüksek oranlarda kirlilik seviyelerine maruz kaldıkları için de sağlıkla ilgili riskleri yüksektir. Bu nedenle doğumda yaşam beklentisini artırmak için kirlilik ile ilgili çevre düzenlemelerini geliştirmek, doğum ve ölüm oranlarını azaltmak, sağlık harcamalarını artırmak önemlidir.

Jerrett vd. (2003) tarafından ifade edildiği gibi halk sağlığı ve çevre korumasına yapılan büyük miktardaki yatırımların, azaltılmış sağlık harcamaları şeklinde dış faydaları vardır. Yenilenme değerleri gibi diğer faydalarla birleştiğinde çevreyi korumaya yapılan yatırımların net sosyal faydalar sağlaması olasıdır. Ülkelerin çevresel kalitenin dikkate alınmadığı sağlık politikaları, artan sağlık harcamaları ile sonuçlanabilir. Bu sonuçlar, sağlığın çevresel belirleyicilerinin geleneksel maliyet kontrol politikalarının potansiyel tamamlayıcıları olarak dikkat çekmesini sağlamak için maliyet sınırlama tartışmasını genişletme ihtiyacını ortaya koymaktadır.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

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

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı

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

Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Acar, T. ve Topdağ, D. (2022). OECD ülkelerinde sefalet endeksi ve ekonomik kalkınma ekseninde sağlık harcamalarının belirleyicileri: Toplamsal olmayan sabit etkili panel kantil regresyon yaklaşımı. *Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi*, 82, 267-286. <https://doi.org/10.26650/jspc.2022.82.946640>
- Alharthi, M., Hanif, I. and Alamoudi, H. (2022). Impact of environmental pollution on human health and financial status of households in MENA countries: Future of using renewable energy to eliminate the environmental pollution. *Renewable Energy*, 190, 338-346. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2022.03.118>
- Bayar, Y., Gavriletea, M.D., Pinteau, M.O. and Sechel, I.C. (2021). Impact of environment, life expectancy and real GDP per capita on health expenditures: Evidence from the EU member states. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18, 13176. <https://doi.org/10.3390/ijerph182413176>
- Bilgel, F. and Tran, K.C. (2011). The determinants of Canadian provincial health expenditures: Evidence from a dynamic panel. *Applied Economics*, 45, 201-212. doi:10.1080/00036846.2011.597726
- Chen, F. and Chen, Z. (2021). Cost of economic growth: Air pollution and health expenditure. *Science of the Total Environment*, 755, 142543. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.142543>
- Cohen, A.J., Brauer, M., Burnett, R., Anderson, H.R., Frostad, J., Estep, K., ... Forouzanfar, M.H. (2017). Estimates and 25-year trends of the global burden of disease attributable to ambient air pollution: An analysis of data from the global burden of diseases study 2015. *Lancet*, 389, 1907-1918. doi:10.1016/S0140-6736(17)30505-6
- Etchie, T.O., Etchie, A.T., Adewuyi, G.O., Pillarisetti, A., Sivanesan, S., Krishnamurthi, K. and Arora, N.K. (2018). The gains in life expectancy by ambient PM2.5 pollution reductions in localities in Nigeria. *Environmental Pollution*, 236, 146-157. <https://doi.org/10.1016/j.envpol.2018.01.034>
- Galvao, A.F. (2011). Quantile regression for dynamic panel data with fixed effects. *Journal of Econometrics*, 164(1), 142-157. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2011.02.016>
- Gedikli, A., Erdoğan, S., Kırca, M. and Demir, İ. (2019). An analysis of relationship between health expenditures and life expectancy: The case of Turkey and Turkic Republics. *Bilig*, 91, 27-52. <https://doi.org/10.12995/bilig.9102>
- Hadei, M., Shahsavani, A., Krzyzanowski, M., Querol, X., Stafoggia, M., Nazari, ... Khosravi, A. (2020). Burden of mortality attributed to PM2.5 exposure in cities of Iran; Contribution of short-term pollution peaks. *Atmospheric Environment*, 224, 117365. <https://doi.org/10.1016/j.atmosenv.2020.117365>
- HEI. (2022). *How does air pollution affect life expectancy around the world?* (A State of Global Air Special Report). Retrieved from <https://www.healtheffects.org/publications>
- Hill, T.D., Jorgenson, A.K., Ore, P., Balistreri, K.S. and Clark, B. (2019). Air quality and life expectancy in the United States: An analysis of the moderating effect of income inequality. *SSM - Population Health*, 7, 100346. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2018.100346>
- Hou, X., Guo, Q., Hong, Y., Yang, Q., Wang, X., Zhou, S. and Liu, H. (2022). Assessment of PM2.5-related health effects: A comparative study using multiple methods and multi-source data in China. *Environmental Pollution*, 306, 119381. <https://doi.org/10.1016/j.envpol.2022.119381>
- IQAir. (2021). *2021 World air quality report region & city PM2.5 ranking*. Retrieved from <https://www.iqair.com/world-air-quality-report>
- Jakovljevic, M.B., Vukovic, M. and Fontanesi, J. (2016). Life expectancy and health expenditure evolution in Eastern Europe-DiD and DEA analysis. *Expert Review Pharmacoeconomics & Outcomes Research*, 16, 537-546. doi:10.1586/14737167.2016.1125293
- Jerrett, M., Eyles, J., Dufournaud, C. and Birch, S. (2003). Environmental influences on healthcare expenditures: An exploratory analysis from Ontario, Canada. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 57, 334-338. doi:10.1136/jech.57.5.334

- Jorgenson, A.K., Thombs, R.P., Clark, B., Givens, J.E., Hill, T.D., Huang, X., ... Fitzgerald, J.B. (2021). Inequality amplifies the negative association between life expectancy and air pollution: A cross-national longitudinal study. *Science of Total Environment*, 758, 143705. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.143705>
- Kaya, G. (2021). *İnternet kullanımına etki eden faktörlerin analizi: Panel kantil regresyon modeli* (Yayımlanmamış yüksek lisans tezi). İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Khan, H., Khan, I. and Binh, T.T. (2020). The heterogeneity of renewable energy consumption, carbon emission and financial development in the globe: A panel quantile regression approach. *Energy Reports*, 6, 859-867. <https://doi.org/10.1016/j.egy.2020.04.002>
- Kim, S., Xiao, C., Platt, I., Zafari, Z., Bellanger, M. and Muennig, P. (2020). Health and economic consequences of applying the United States' PM2.5 automobile emission standards to other nations: A case study of France and Italy. *Public Health*, 183, 81-87. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2020.04.024>
- Koenker, R. (2004). Quantile regression for longitudinal data. *Journal of Multivariate Analysis*, 91(1), 74-89. <https://doi.org/10.1016/j.jmva.2004.05.006>
- Koenker, R. and Bassett, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33-50. <http://dx.doi.org/10.2307/1913643>
- Lamarche, C. (2010). Robust penalized quantile regression estimation for panel data. *Journal of Econometrics*, 157(2), 396-408. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.03.042>
- Landrigan, P.J., Fuller, R., Hu, H., Caravanos, J., Cropper, M.L., Hanrahan, D. and Suk, W.A. (2018). Pollution and global health-an agenda for prevention. *Environmental Health Perspectives*, 126(8), 084501. <https://doi.org/10.1289/EHP3141>
- Linden, M. and Ray, D. (2017). Life expectancy effects of public and private health expenditures in OECD countries 1970-2012: Panel time series approach. *Economic Analysis and Policy*, 56, 101-113. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2017.06.005>
- Liu, J., Cao, H., Zhang, Y. and Chen, H. (2022). Potential years of life lost due to PM2.5-bound toxic metal exposure: Spatial patterns across 60 cities in China. *Science of the Total Environment*, 812, 152593. <http://dx.doi.org/10.1016/j.scitotenv.2021.152593>
- Mahalik, M.K., Le, T.-H., Le, H.-C. and Mallick, H. (2022). How do sources of carbon dioxide emissions affect life expectancy? Insights from 68 developing and emerging economies. *World Development Sustainability*, 1, 100003. <https://doi.org/10.1016/j.wds.2022.100003>
- Martins, N.R. and Carrilho da Graça, G. (2020). A simulation study of decreased life expectancy from exposure to ambient particulate air pollution (PM2.5) in naturally ventilated workspaces. *Journal of Building Engineering*, 30, 101268. <https://doi.org/10.1016/j.job.2020.101268>
- Matthew, O., Osabohien, R., Fasina, F. and Fasina, A. (2018). Greenhouse gas emissions and health outcomes in Nigeria: Empirical insight from auto-regressive distribution lag technique. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8(3), 43-50. Retrieved from <http://www.econjournals.com>
- Meng, M.-R., Cao, S.-J., Kumar, P., Tang, X. and Feng, Z. (2021). Spatial distribution characteristics of PM2.5 concentration around residential buildings in urban traffic-intensive areas: From the perspectives of health and safety. *Safety Science*, 141, 105318. <https://doi.org/10.1016/j.ssci.2021.105318>
- Mushkin, S.J. (1962). Investment in Human Beings. *Journal of Political Economy*, 70(5), 129-157. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/1829109>
- Pautrel, X. (2009). Pollution and life expectancy: How environmental policy can promote growth. *Ecological Economics*, 68, 1040-1051. doi:10.1016/j.ecolecon.2008.07.011
- Pope III, C.A., Ezzati, M. and Dockery, D.W. (2015). Tradeoffs between income, air pollution and life expectancy: Brief report on the US experience, 1980-2000. *Environmental Research*, 142, 591-593. <http://dx.doi.org/10.1016/j.envres.2015.08.014>

- Qi, J., Chen, Q., Ruan, Z., Qian, Z.(M.), Yin, P., Liu, ... Lin, H. (2021). Improvement in life expectancy for ischemic heart diseases by achieving daily ambient PM2.5 standards in China. *Environmental Research*, 193, 110512. <https://doi.org/10.1016/j.envres.2020.110512>
- Rabbi, A.M.F. (2013). Imbalance in life table: Effect of infant mortality on lower life expectancy at birth. *Journal of Scientific Research*, 5(3), 479-488. <http://dx.doi.org/10.3329/jsr.v5i3.14105>
- Rahman, M.M., Rana, R. and Khanam, R. (2022). Determinants of life expectancy in most polluted countries: Exploring the effect of environmental degradation. *PLOS ONE*, 17(1), e0262802. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0262802>
- Rodriguez-Alvarez, A. (2021). Air pollution and life expectancy in Europe: Does investment in renewable energy matter? *Science of the Total Environment*, 792, 148480. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2021.148480>
- Saçaklı Saçıldı, İ. ve Koşan, N.İ. (2015). Panel kantil modeller. S. Güriş (Ed.), *Stata ile panel veri modelleri* içinde (s. 163-173). İstanbul: Der Yayınları.
- Sang, S., Chu, C., Zhang, T., Chen, H. and Yang, X. (2022). The global burden of disease attributable to ambient fine particulate matter in 204 countries and territories, 1990-2019: A systematic analysis of the global burden of disease study 2019. *Ecotoxicology and Environmental Safety*, 238, 113588. <https://doi.org/10.1016/j.ecoenv.2022.113588>
- Sarkodie, S.A., Strezov, V., Jiang, Y. and Evans, T. (2019). Proximate determinants of particulate matter (PM2.5) emission, mortality and life expectancy in Europe, Central Asia, Australia, Canada and the US. *Science of the Total Environment*, 683, 489-497. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019.05.278>
- Singh, G.K. and Siahpush, M. (2006). Widening socioeconomic inequalities in US life expectancy, 1980-2000. *International Journal of Epidemiology*, 35(4), 969-979. <https://doi.org/10.1093/ije/dy1083>
- State of Global Air. (2022a). *Disparities across regions*. Retrieved from <https://www.stateofglobalair.org/health/life-expectancy#disparities-regions>
- State of Global Air. (2022b). *Impact of air pollution on life expectancy*. Retrieved from <https://www.stateofglobalair.org/health/life-expectancy>
- State of Global Air. (2022c). *Significant impact of air pollution*. Retrieved from <https://www.stateofglobalair.org/health/life-expectancy#sig-impacts>
- Tarín-Carrasco, P., Im, U., Geels, C., Palacios-Peña, L. and Jiménez-Guerrero, P. (2021). Contribution of fine particulate matter to present and future premature mortality over Europe: A non-linear response. *Environment International*, 153, 106517. <https://doi.org/10.1016/j.envint.2021.106517>
- Tarín-Carrasco, P., Morales-Suárez-Varela, M., Im, U., Brandt, J., Palacios-Peña, L. and Jiménez-Guerrero, P. (2019). Isolating the climate change impacts on air-pollution-related-pathologies over central and southern Europe - A modelling approach on cases and costs. *Atmospheric Chemistry and Physics*, 19, 9385-9398. <https://doi.org/10.5194/acp-19-9385-2019>
- The World Bank. (2022). *World development indicators* [Dataset]. Retrieved from <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- Uygur, K. ve Han, V. (2021). Finansal liberalizasyon ve gelir dağılımı ilişkisi: G10 ülkeleri için panel kantil regresyon analizi. *Bingöl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5, 11-30. doi:10.33399/biibfad.1029345
- Wang, J., Zhang, L., Niu, X. and Liu, Z. (2020). Effects of PM2.5 on health and economic loss: Evidence from Beijing-Tianjin-Hebei region of China. *Journal of Cleaner Production*, 257, 120605. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.120605>
- Wang, Y., Hu, J., Zhu, J., Li, J., Qin, M., Liao, H., Chen, K. and Wang, M. (2021). Health burden and economic impacts attributed to PM2.5 and O3 in China from 2010 to 2050 under different representative concentration pathway scenarios. *Resources, Conservation & Recycling*, 173, 105731. <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2021.105731>

- Washington University in St. Louis. (2022). *Nüfus ağırlıklı PM2.5* [Dataset]. Retrieved from <https://wustl.app.box.com/s/i3tle6m8qg00z9uev2omb0345hh0h2yc>
- Wu, Y., Wang, W., Liu, C., Chen, R. and Kan, H. (2020). The association between long-term fine particulate air pollution and life expectancy in China, 2013 to 2017. *Science of the Total Environment*, 712, 136507. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.136507>
- Xie, Y., Dai, H., Zhang, Y., Wu, Y., Hanaoka, T. and Masui, T. (2019). Comparison of health and economic impacts of PM2.5 and ozone pollution in China. *Environment International*, 130, 104881. <https://doi.org/10.1016/j.envint.2019.05.075>
- Yang, Y., Qi, J., Ruan, Z., Yin, P., Zhang, S., Liu, J., ... Lin, H. (2020). Changes in life expectancy of respiratory diseases from attaining daily PM2.5 standard in China: A nationwide observational study. *The Innovation*, 1(3), 100064. <https://doi.org/10.1016/j.xinn.2020.100064>
- Yin, H., Pizzol, M. and Xu, L. (2017). External costs of PM2.5 pollution in Beijing, China: Uncertainty analysis of multiple health impacts and costs. *Environmental Pollution*, 226, 356-369. <https://doi.org/10.1016/j.envpol.2017.02.029>
- Yin, P., Brauer, M., Cohen, A.J., Wang, H., Li, J., Burnett, R.T., ... Murray, C.J.L. (2020). The effect of air pollution on deaths, disease burden, and life expectancy across China and its provinces, 1990-2017: An analysis for the global burden of disease study 2017. *Lancet Planet Health*, 4, 386-398. [doi:10.1016/S2542-5196\(20\)30161-3](https://doi.org/10.1016/S2542-5196(20)30161-3)
- Yuan, S., Xu, W. and Liu, Z. (2015). A study on the model for heating influence on PM2.5 emission in Beijing China. *Procedia Engineering*, 121, 612-620. [doi: 10.1016/j.proeng.2015.08.1048](https://doi.org/10.1016/j.proeng.2015.08.1048)

LIFE EXPECTANCY AT BIRTH AND ENVIRONMENTAL DEGRADATION LINK IN COUNTRIES WITH HIGH AIR POLLUTION

EXTENDED SUMMARY

The Aim of Study

The aim of this study is to examine the effects of PM2.5 air pollution, public health expenditures, fertility and mortality rates on life expectancy at birth between 2000-2019 in a total of 32 countries, which are in the categories of countries with hazardous, very unhealthy and unhealthy air pollution in the World Air Quality Report (2021), using a panel quantile regression model. It is seen that there is no current study in the literature examining the integrated effects of PM2.5 particles, public health expenditures, fertility and mortality rates on life expectancy at birth in countries with hazardous, very unhealthy and unhealthy air pollution, within the framework of panel methodology. In line with the gap in the literature, this study provides an empirical contribution to the literature on the link between life expectancy at birth and environmental degradation in countries with high air pollution exposure.

Literature

The literature review provides evidence that the negative effects of PM2.5 air pollution on life expectancy at birth have been documented in many studies. In addition, the positive effects of environmental degradation on life expectancy at birth are also included in the literature studies. These studies show that people living in developing countries with higher levels of environmental degradation are also healthier. For example, in the most polluted countries, people tend to increase their health expenditures to stay healthy. More healthcare spending is associated with better healthcare delivery, leading to longer life expectancy at birth.

Methodology

Correlation analysis, multicollinearity, normality tests and Hausman test methodologies were followed for the purpose; subsequent panel quantile regression analysis was performed. Panel quantile regression models are adapted to the panel data structure of the quantile regression estimator, which allows the analysis of the entire conditional distribution of the dependent variable, instead of conditionally modeling the mean of the dependent variable to the constant values of the independent variable/s, and thus robust estimations are reached. The indicated models allow to specify the range of conditional quantiles, revealing conditional variability and controlling for unobservable individual effect. The quantile regression to explain in detail the link between the quantiles of the distribution of the dependent variable and the independent variables is based on the minimization of asymmetrically weighted absolute residual squares. Since quantiles provide complete information about the distribution of the dependent variable, quantile regression is an important alternative to the conditional mean-based Least Squares regression.

Findings

In the correlation analysis findings, life expectancy at birth was statistically significant with health expenditures, fertility rate and death rate; it is seen that there is a statistically insignificant correlation with PM2.5 concentrations. Multicollinearity findings indicate that there is no multicollinearity problem in the model; normality test results show that the normality assumption is not met. In the Hausman test, it is found that the random effects estimator is inconsistent and the fixed effects estimator is consistent. The panel quantile regression analysis findings indicate that model fit is supported in the 10th-90th quantile ranges of the adjustment parameters.

For the purpose, first of all, the model was estimated with robust standard errors in line with the findings of the Breusch-Pagan Cook-Weisberg heterogeneity test, which provides the information that the heterogeneity assumption between different quantiles is not met. In the findings, it is reached that all variables are statistically significant at the 5% confidence level. According to the findings, a 1% increase in PM2.5 concentrations, fertility and mortality rates decreases life expectancy at birth by ~0.02%, ~0.17% and ~0.09%, respectively, while a 1% increase in health expenditures increases life expectancy at birth by ~0.04%. In this context, it is seen that the variable that affects life expectancy at birth the most is the fertility rate, and the variable that affects the least is PM2.5 levels. It is obtained that the R^2 value, which shows the explanatory power of the model, is approximately 0.60.

Conclusions

The results of the study show that PM2.5 air pollution should be included in countries' economic development, health agendas and planning strategies, and that environmental pollution-related reforms should be aligned with policies for higher health status. In addition, in the countries in the sample universe, it is recommended to control pollution together with non-governmental organizations under the leadership of governments, to increase social awareness about the magnitude of pollution and to mobilize civil will. Another suggestion is that environmental, health and economic policies should be handled with a holistic approach and interdisciplinary collaborations are necessary for successful pollution research. At the same time, sustainable development policies should be implemented to reduce the effects of air pollution on long-term economic development and health. In addition, low-development countries have high health risks not only because they lack the financial means to afford their medical treatment, but also because they are exposed to high levels of pollution. Therefore, it is important to improve environmental regulations regarding pollution, reduce birth and death rates and increase health expenditures in order to increase life expectancy at birth.

NIHAL ATSIZ TÜRKÇÜLÜĞÜ VE MİLLİYETÇİ HAREKETİN YOL AYRIMI

Turkishness in Nihal Atsız's Ideas and the Crossroads of the Nationalist Movement

Sezen RAVANOĞLU YILMAZ*

Öz

Bu çalışma, etnisiteye dayalı Türk milliyetçiliğinin önemli figürlerinden olan Nihal Atsız'ın ırkçı-Turanlı fikirleri çerçevesinde kavramsallaştırdığı Türkçülük ile 1965 sonrasında Alparslan Türkeş önderliğinde CKMP (Cumhuriyetçi Köylü Millet Partisi)-MHP (Milliyetçi Hareket Partisi) çatısı altında idealize edilen ve kitleleşmeyi arzulayan Türkçülük anlayışı arasındaki temel farklılıkları ortaya koymayı amaçlamaktadır. ırkçı fikirlerini açıktan beyan etmekte hiçbir beis görmeyen tavırla hem yaşadığı dönemde hem de ölümünden sonra radikal milliyetçi gruplar tarafından her zaman sempati ile karşılanan Atsız'ın fikirleri ve yazıları Türk sağının ve Türk milliyetçiliğinin en radikal örneklerini sunar. Öyle ki, Atsız'ın düşüncelerinin radikal milliyetçilerin zihniyet kodlarındaki yansımaları bugün hala MHP'nin toplumsal tabanında görmek mümkündür. Öte yandan, Atsız'ın başını çektiği soy Türkçü grup ile 1970'lerin MHP'sini inşa eden kadroların arasındaki bir takım fikir ayrılıklarının, köktenci milliyetçiliğin Türkiye'deki seyrine damga vurduğu söylenebilir. Bu makale, bu iki kökten milliyetçi çizginin ayrı düştüğü konuları, İslam, Türkçülük, Kürt meselesi ve örgütsel yapılanma başlıkları altında incelemekte, bunu yaparken parti tabanında var olan zihniyet kalıplarından ziyade, partinin üst kadrolarının benimsediği söylem ve uyguladıkları pratikleri dikkate almaktadır. Dolayısıyla, MHP'nin kurumsallaşması ve kitleleşmesi sürecinin ana aktörü olarak görebileceğimiz Alparslan Türkeş'in ve bu kurumsallaşmanın ideolojik altyapısının hazırlanmasında büyük rol oynayan Nihal Atsız'ın bahsi geçen bu dört mesele hakkındaki görüşlerini karşılaştırmalı olarak incelenmektedir.

Abstract

This study aims to reveal the fundamental differences between, as one of the most remarkable figures of Turkish nationalism, Nihal Atsız's understanding of Turkism based on racist-Turanist ideas and the conception of Turkism that was idealized and adopted under the roof of CKMP (Republican Peasant Nation Party)-MHP (Nationalist Movement Party) led by Alparslan Türkeş after 1965. On the one hand, the ideas and writings of Atsız, who were always welcomed with sympathy by radical nationalist groups both during his lifetime and after his death, with his attitude that sees no harm in expressing his racist ideas openly, provides the most radical examples of the Turkish right and Turkish nationalism. So much so that the reflection of Atsız's thoughts in the mindset of radical nationalists can still be seen in the social base of the MHP today. On the other hand, some differences of opinion between Atsız's Turkist group and Türkeş's MHP refer to a turning point in the direction of the fundamentalist nationalism in Turkey. In this framework, this article examines the issues on which these two fundamentalist nationalist lines differ, under the headings of Islam, Turkism, the Kurdish issue and organizational structure, while taking into account the discourse adopted by Atsız and Türkeş, comparatively.

Anahtar Kelimeler:
Türkçülük,
Turanlılık,
Türk Milliyetçiliği,
Etnik Milliyetçilik
Nihal Atsız,
Milliyetçi Hareket,
Milliyetçi Hareket
Partisi.

JEL Kodları:
Z19, Z00, Y40.

Keywords:
Turkism,
Turanism,
Turkish
Nationalism,
Ethnic Nationalism,
Nihal Atsız,
Nationalist
Movement,
Nationalist
Movement Party.

JEL Codes:
Z19, Z00, Y40.

* Arş. Gör., Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Kamu Yönetimi Bölümü, Türkiye, sravanogluylmaz@gmail.com, ORCID: 0000-0003-0417-7236

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 09.04.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 27.09.2022

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



1. Giriş

Kendisine 1930’lu ve 1940’lı yıllarda, Osmanlı siyasal düşüncesinden miras alınan Türkçülük düşüncesinden farklı bir yol çizen ve “Türkçülüğü devlete ait bir tasarruf olmaktan çıkartarak bir politik akım haline getiren” (Ertekin, 2009: 351) Türkçülük hareketi; ırkçı, saldırgan ve yayılcı karakteri ile de 1960’lar ve 1970’lerdeki ülkücü hareketin düşünsel bagajı işlevi görerek, harekete bir temel sağlayan, gittikçe militanlaşan bir çizgiye sahiptir. Bu provakatif ve saldırgan politik akımın Reha Oğuz Türkkkan ile birlikte iki önemli liderinden birisi olan Nihal Atsız’ın fikirleri, Türkiye’de radikal sağın önemli kaynaklarından birisi haline gelmiştir.

Birlikte yaşama isteği ve ortak vatan temeline dayanan sivil milliyetçilik anlayışı ile ırk ve kan bağıni vurgulayan etnik milliyetçilik anlayışının iç içe geçtiği 1930’lu ve 1940’lı yıllara baktığımızda, Nihal Atsız’ın, ırkçı ve saldırgan bir milliyetçilik anlayışını dile getiren, kendisini açıkça “ırkçı” olarak tanımlayan önemli bir figür olduğunu söylemek mümkündür (Uzer, 2002: 119). Atsız’ın yazılarında ve romanlarında ırkların eşitliksizliği, militarizm, yayılcılık, anti-komünizm, yabancı düşmanlığı temaları sıkça işlenir. Kendisini siyasal konum olarak ırkçı, Türkçü ve Turancı olarak tanımlayan Atsız (Atsız, 1940), tüm varlığını “radikal milliyetçi bir siyasal programın propagandasına adanmıştır” (Bakırezer, 2009: 353). Kan, şiddet ve savaşın idealize edildiği, güçlü milletlerin ancak savaşarak ayakta kalabileceğini öngören sosyal Darwinist bir milliyetçilik anlayışa sahip olan Atsız, yekpare bir Türk milleti ve Balkanlar’dan Altaylar’a yekpare bir Türk kültürünü (Uzer, 2002: 120) savunmuş, bunu yaparken de ırkçılık ve Turancılığı Türkçülüğün iki önemli unsuru olarak nitelemiştir (Atsız, 1951).

Türkiye’de ırk ve etnik köken ayrımcılığı üzerine inşa edilen radikal milliyetçilik söyleminin kitleler tarafından tezahüratla karşılanmasında etkili olan en önemli figürlerden birisi Atsız ise, siyasal yelpazenin en sağında kendisine yer bulan bu ideolojik pozisyonun siyaset arenasındaki temsilcisi de Milliyetçi Hareketidir. Burada “Milliyetçi Hareket” ile “ırkçı-Turancı gelenekten gelen bazı entelijansiya unsurlarının Alparslan Türkeş önderliğinde birleştikleri CKMP/ MHP çizgisi” (Bora ve Can, 2000: 52) kastedilmektedir. 1958 yılında Cumhuriyetçi Millet Partisi (CMP) ile Türkiye Köylü Partisi’nin (TKP) birleşmeleri ile Osman Bölükbaşı liderliğinde kurulan Cumhuriyetçi Köylü Millet Partisi (CKMP), 1965 yılında Alparslan Türkeş’in ve ekibinin parti yönetimini ele geçirmesi ile bir dönüşüm sürecine girmiştir (Bora ve Can, 2000: 53-55). Türkeş tarafından 1965 yılında yayınlanan on altı sayfalık Dokuz Işık risalesi, partinin bu dönüşüm süreci ile birlikte benimseyeceği milliyetçi, devletçi ve korporatist söylemin çerçevesini belirlemekteydi (Türkeş, 1967). Nitekim milliyetçilik, ülkücülük, ahlakçılık, toplumculuk, ilimcilik, hürriyetçilik ve şahsiyetçilik, köycülük, gelişmecilik ve halkçılık, endüstricilik ve teknikçilik başlıklarını içeren bu ilkeler bütünü, 1967 Kasım’ında yapılan parti kurultayında, Dokuz Işık Doktrini adıyla, partinin görüşlerini özetleyen bir temel metin olarak kabul edilmiştir (Bora ve Can, 2000: 54). Partinin adının Milliyetçi Hareket Partisi (MHP), ve ambleminin de üç hilal olarak değiştirildiği 1969 Adana Kongresi ise partinin Türk-İslam sentezini resmi doktrini olarak benimsediği tarihi bir dönüm noktasına, Nihal Atsız’ın ırkçı, Türkçü ve Turancı fikirlerinin parti içerisinde Türklüğü İslam ile sentezleyen grup karşısındaki mağlubiyetine işaret eder. Müslümanlığı Türk etnik kimliğinin ayrılmaz bir parçası olarak tanımlamayı ve Türklüğe atfedilen üstünlüğü ve yükselişi İslamiyetin kabulü ile ilişkilendiren yaklaşımı sert bir şekilde eleştiren Atsız’ın fikirleri, Milliyetçi Hareket içerisinde 1969 Adana Kongresi’nde kurumsal düzeyde tasfiye edilmiştir. Bu anlamda, “Tanrı Dağı kadar Türk, Hıra Dağı kadar Müslümanız” sloganı ile İslamla

taçlandırılmış bir Türkçülüğün siyasal alanda bayraktarlığının ilan edildiği bu kurultay, Atsız'ın Türkçülük anlayışı ile Milliyetçi Hareket'in yollarını ayırdıkları bir kavşak noktasıdır.

Bu makalede esas olarak Atsız'ın ırkçı-Turancı fikirleri çerçevesinde kavramsallaştırdığı Türkçülük ile 1965 sonrasında Türkiye önderliğinde CKMP-MHP çatısı altında idealize edilen ve kitleselleşmeyi arzulayan Türkçülük anlayışı arasındaki temel farklılıklar üzerine yoğunlaşmaktadır. Bu anlamda İslam, Türkçülük, Kürt meselesi ve örgütlenme biçimi, bahsi geçen iki radikal milliyetçi zihniyet arasındaki fikri kopuşun ana meseleleri olarak ortaya çıkmaktadır. Ancak Türkçülük akımı içerisindeki bir ayrışmaya işaret eden bu başlıklara geçmeden önce, Milliyetçi Hareket'in ve Atsız'ın üzerinde mutabık oldukları ve aralarındaki geçişkenliğe işaret eden bazı noktalara değinilerek hareketin düşünsel ve söylemsel bagajında Atsız'ın izleri sürülecektir. Bu çerçevede, Türkiye'de radikal ve köktenci bir milliyetçilik anlayışının adresi olarak kurumsallaşan Milliyetçi Hareket ve Atsız'ın ırkçı-Turancı Türkçülük çizgisi arasındaki ortaklıklar ve ayrışmalar üzerinden, Türkçülüğün yekpare ve homojen bir söylemsel bütün olarak ele alınamayacağına altı çizilerek literatüre katkıda bulunulması amaçlanmaktadır.

2. Milliyetçi Hareket'in Düşünsel ve Söylemsel Repertuarında Atsız'ın İzleri

CKMP-MHP çatısı altında kurumsallaşan ve zaman içerisinde popülist bir dil ile kitlelere ulaşan korporatist-milliyetçi söylem, Cumhuriyet'in ilk senelerinden itibaren varlık gösteren ve kendi içlerinde ayrışmalar dahi "Türkçü-milliyetçi" millet tasarımı etrafında birleşen küçük entelektüel gruplardan kaçınılmaz olarak birtakım izler taşır (Bora ve Can, 2000: 52). Atsız ve O'nun faşizan fikirlerinden etkilenen soy Türkçü ekip de, 1970'lerde kitleselleşmeye başlayan Milliyetçi Hareket'in 1960'ların başında kurumsallaşırken beslediği Türkçü-Turancı gruplardan bir tanesidir. Her ne kadar Atsız'ın fikirleri 1960'ların sonlarından itibaren Milliyetçi Hareket'in benimsediği söylem içerisinde tasfiye edilmiş olsa da; Türk-İslam sentezinin devletin resmi ideolojisi haline getirildiği 12 Eylül 1980 darbesine kadar geçen süreçte ve hatta devamında, CKMP-MHP çizgisi içerisinde Atsız'ın Türkçülük düşüncesinden beslenen bir takım devamlılıkların var olduğunu söylemek kaçınılmazdır. Öyle ki, Saraçoğlu'na göre, MHP ile hiçbir dönemde organik bir bağ kurmayan ve hatta partinin lider kadrolarıyla çoğu zaman fikri anlamda ters düşen Nihal Atsız'ın yazıları ve kitapları, "ülkücü hareket için semboller, kavramlar ve imgeler deposu" işlevi görmektedir (Saraçoğlu, 2004: 103). Radikallik vurgusu, Türkçü öğelerin sürekliliği, devlet fetişizmi, düşman yaratma geleneği, şiddet, militarizm ve ahlakçılık vurgusu gibi ülkücü hareketin alt belleğine kazınmış ideolojik unsurlar, Atsız'ın yazılarının ülkücü hareket üzerinde sahip olduğu nüfuzu göstermekte, birtakım devamlılıklara işaret etmektedir (Saraçoğlu, 2004).

Atsız'ın "insanı insan yapan değer" (Atsız, 1965a) olarak değerlendirdiği milli ülkü ve bu ülküye adanmışlık, yazılarındaki ırkçı söylem ve bütünlüklü faşist eğilim, MHP'nin gençlik yapılanması olan Ülkü Ocakları'nın benimsediği söylemde ve pratiklerinde açıkça gözlemlenebilmektedir. Zira 1970'lerde paramiliter bir örgütlenmeye giderek şiddeti tırmandıran MHP'nin kitle dinamiğinin bel kemiğini oluşturan şey, Atsız'ın ırkçı milliyetçiliğinde sıklıkla rastladığımız radikalizm ve fanatizmdir (Bora, 2009: 356-357). Türkiye'de muhafazakârlığın ve milliyetçiliğin kronik komünizm düşmanlığı Atsız'ın düşüncesinde de önemli bir yer tutar (Atsız, 1964a, 1965b). O'na göre, komünizm kanın yozlaşmasının ve ırkın dejenerasyonunun önemli bir göstergesidir (Atsız, 1934; Arslan, 2009:

415) ve “şahsi kabiliyetsizliği yüzünden ilerleyemeyen, cinsi iktibaslar içinde kıvranan, kendini Türk’ten başka bir soya bağlı duyan ne kadar zayıf insan varsa hepsi komünisttir” (Atsız, 1964). Anti-komünist reaksiyonerlikle 1970’lerde kitlesel gücünü şiddet yoluyla ve devlet himayesinde var gücüyle sol cenaha yönelten MHP’nin temel argümanı “ırkın dejenerasyonu” olmasa da; komünistler, Kürtler ve Ermeniler gibi toplumun birçok farklı unsuru dönem dönem artan veya azalan bir yoğunlukta parti söyleminde “düşman” olarak etiketlenmiştir.

Öte yandan, kültürel alanın “millileştirilmesi” ve yabancı unsurlardan arındırılması konusunda da Atsız ve Milliyetçi Hareket benzer görüşlere sahiptir. Atsız’a göre Türklük; dil, edebiyat, müzik gibi günlük yaşamın her alanına nüfuz etmelidir (Atsız, 1942b, 1972; Uzer, 2002: 120). Bu, resmi ideolojinin 1930’larda önemli unsurlarından birisi haline gelen kültürel milliyetçiliktir. Ancak Atsız da farklı olan nokta, kapsayan değil, dışlayan bir milliyetçilik anlayışına sahip olmasıdır. Bu bakımdan, Anadolu’da yaşamış çeşitli uygarlıkların Türk olduklarını kanıtlama girişimindeki resmi ideolojinin bu çabalarını beyhude ve gereksiz bulur. Öz be öz Türk olmayan yabancı menşeli her tür kültür ve sanat dalı dışlanmalı, gençleri, özellikle de genç kızları zehirleyerek kendi kültürüne ve ırkına yabancılaştıracak her türlü faaliyet yasaklanmalıdır (Atsız, 1943, 1942a). Cumhuriyet kadrolarının muasır medeniyetler seviyesine ulaşmak ve Batılılaşmak konusundaki tutkusu da bu anlamda Atsız tarafından sertlikle eleştirilir (Atsız, 1942a, 1942b).

Benzer görüşler Türkeş’in Dokuz Işık Doktrini’nde yer alan “Ahlakçılık” başlığı altında da ifade edilmiştir. “Türk geleneklerine, Türk ruhuna ve Türk Milletinin inançlarına” dayanan bir ahlakın tesisi ve korunması ilkesi Türkeş tarafından benimsenmiş, aynı çerçevede ahlakçılık prensibinin temel amacı da “Türk Milletinin yükselmesi”, “Türk Milletinin yaşamasına zararlı olacak kaideler”den arınması olarak belirlenmiştir (Türkeş, 1967: 5).

3. Atsız’ın Milliyetçi Hareket’in Söyleminden Tasfiyesi: Fikri Kopuşlar

Bir önceki bölümde bahsedilen ve yolları 1960’ların sonunda ayrılan iki farklı kökten milliyetçi anlayış arasındaki devamlılığa dikkat çeken unsurlar, daha çok MHP’nin gençlik yapılanmalarında, Ülkücü hareket içerisinde yer alan insanların zihniyet dünyaları üzerinde etkili olmaya devam etmiştir. Bu bakımdan, Atsız’ın romanlarının, milliyetçi ve hatta ırkçı bir saikle militanlaştırılan gruplar üzerindeki etkisi elbette yadsınamamakla birlikte, Atsız’ın başını çektiği Türkçü grup ile 1970’lerin MHP’sini inşa eden kadroların arasındaki bir takım fikir ayrılıklarının, köktenci milliyetçiliğin Türkiye’deki seyrine damga vurduğu söylenebilir. Her ne kadar 1969 Adana Kurultayı’nda yaşanan Hilalciler ve Bozkurtçular hesaplaşması bu kopuşun başat nedeni olarak görülüyor olsa da, her iki radikal milliyetçilik anlayışı arasında farklı konularda da görüş ayrılıklarının olduğunu belirtmek gereklidir. Tam da bu sebeple, bu makale bu iki radikal milliyetçi çizginin ayrı düştüğü konuları, İslam’ın yanına Türkçülük, Kürt meselesi ve örgütsel yapılanmayı da ekleyerek inceleyecek, bunu yaparken parti tabanında var olan zihniyet kalıplarından ziyade, partinin üst kadrolarının benimsediği söylem ve uyguladıkları pratikleri dikkate alacaktır. Kısacası bahsi geçen bu üç konuda, MHP’nin kurumsallaşması ve kitleselleşmesi sürecinin ana aktörü olarak görebileceğimiz Alparslan Türkeş’in ve bu kurumsallaşmanın ideolojik altyapısının hazırlanmasında büyük rol oynayan Nihal Atsız’ın görüşleri karşılaştırmalı olarak incelenecektir.

Elbette ki 1960'lardan bu yana radikal milliyetçiliğın bařat aktörü olarak siyaset sahnesinde boy gösteren MHP'nin söylemini yekpare bir bütün olarak incelemek mümkün değıldir. Nitekim literatürdeki çalıřmalar (Bora ve Can, 2000; Bora, 2003; Erken, 2014; Arıkan, 2008) ölkücü hareketin gelişim sürecini dört farklı dönemde incelenmektedir: Türkçülüğün antikomünist reaksiyon ile bütünleştirildiğı 1965-1969 dönemi, İslamcılığın bu diğeri iki unsura eklenildiğı 1969-1980 dönemi, sosyalist hareketin çöküşü ve Türkiye'de bağımsız bir siyasal İslam hareketinin doğuşu sebebiyle partinin kimlik bunalımı yaşadığı 1980'ler ve Kürt hareketinin yükseliş ile partide yükselen bir Türkçülük söyleminin ağır bastığı 1990'lar ve sonrası. Bu çalışmada, ele alınacak olan dönem, Türkes önderliğinde gerçekleşen kuruluş ve kurumsallaşma dönemi, yani 1965'ten 1980'e kadar olan süreçtir.

3.1. İslam

İslam'a karşı eleştirel bir mesafeli bakış ve komünizm düşmanlığı Atsız'ın düşüncelerinin iki önemli uğrak noktasını oluşturur. İslam'ın Türk kültürünü Araplaştırdığı iddia edilerek, Türklerin milli dininin Şamanizm olduğu Atsız'ın yazılarında sıklıkla vurgulanır (Atsız, 1931, 1932, 1934, 1992b). İslam'ın belirleyici bir sosyal işlev gördüğü bir toplum, Atsız'a göre Türk toplumuyla bağdaşmaz. O'na göre İslam ve ümmet birliği peşinde koşanlar vatan hainidir ve en iyi yol İslam'ın Türkleştirilmesidir (Atsız, 1964b; Bakırezer, 2009: 357). Nitekim Atsız, Türkler'in Müslümanlık sayesinde değil, aksine Müslümanlığın Türkler sayesinde yükselişini ve var oluşunu tarihi bir gerçeklik olarak öne sürmektedir (Atsız, 1964b; Atsız, 1970b).

Öte yandan, 1965 Seçim bildirgesinde bir taraftan cumhuriyetin laiklik ilkesine vurgu yaparken, diğeri taraftan da "Dini Görüşümüz" başlığı altında dini eğitimin ilk ve orta dereceli okulların tüm sınıflarında okutulması, Yüksek İslam Enstitülerinin kurulması ve İmam Hatip Okullarının genişletilmesi hususlarında seçmene teminat veren CKMP, 1960'lı yılların sonunda Türkes önderliğinde İslami vurguları çok daha fazla ağır basan bir söylemi benimsemiştir.¹

Türk-İslam sentezi anlayışına yaslanan defansif bir milliyetçiliğın, cumhuriyet kadrolarını yeterince "ırkçı olmamakla" suçlayan ve İslam'a mesafeli bir duruş sergileyen grupla ilk hesaplaşması da aynı döneme denk gelir. Nitekim Türkçüler (Bozkurtlar) ile İslamcılar (Hilalciler) arasındaki bu hesaplaşma, Nihal Atsız ve grubunun, Cumhuriyetçi Köylü Millet Partisi'nin Milliyetçi Hareket Partisi adını aldığı 8 Ocak 1969 Adana Kurultayı sonrasında partiden tasfiyesi ile neticelenmiş, İslami motiflerin de en az etnik köken birliği kadar ağır bastığı bir Türkçülük anlayışı, Türkes'in "Tanrı dağı kadar Türk, Hira Dağı kadar Müslümanız" sözleriyle sloganlaşmıştır. İslam'ı, Türk kimliğinin vazgeçilmez bir unsuru olarak yorumlayan yeni bir anlayışın aynı kongrede soy Türkçü Atsız grubuyla yaşadığı çekişmeyi, parti ambleminin yeniden belirlenmesi sürecinde de görmek mümkündür. "Üç hilal" ve "Bozkurt" çevresinde fikir birliği eden grupların arasındaki mücadelede galip gelenler, Türk-İslam sentezini şiar edinen bir milliyetçilik anlayışını benimseyenler olmuş, 70'li yıllarda da devam eden aşamalı bir süreç içerisinde Nihal Atsız Türkçülüğü MHP içerisinde tasfiye edilmiştir.

Atsız, partideki bu İslami yönelimi birçok yazısında eleştirmeye devam etmiş, "Milliyetçi Hareket Partisi, adından da anlaşılacağı gibi milliyetçi bir partidir ve başkanı Alparslan Türkes eski Türkçülerden biridir. Bu parti yobazların barınacağı bir parti değildir. İslâmiyet'i yobazlık

¹ Cumhuriyetçi Köylü Millet Partisi. (1965). *1965 Seçim Bildirgesi*. TBMM Kütüphanesi, Siyasi Parti Yayınları.

sanatların bu partide işi yoktur" (Atsız, 1970: 75) sözleriyle muhalif tavrını açıkça ortaya koymuştur. MHP'yi bir kitle partisine dönüştürme arzusundaki Türkeş ve çevresinin, İslami öğeleri söyleminde barındırmayan Türkçü bir partinin mobilizasyon gücünün eksik kalacağını ve iktidar yarışında güçsüz düşeceğini kavramış olması ve bu ekseninde bir politika yürütmesi, 1980 darbesiyle birlikte devletin resmi ideolojisi haline de gelecek olan Türk-İslam sentezinin bir proje olarak ortaya çıkışıyla neticelenmiştir. Bu anlamda MHP dini araçsallaştırmış, aldığı bu pozisyon Atsız tarafından fırsatçılık olarak değerlendirilmiştir.

3.2. Türkçülük

Atsız'ın düşüncesinde, Türkçülük, Türk ırkının üstünlüğüne inanmak (Atsız, 1950); Turancılık ise bütün Türklerin birleşmesine hizmet eden, “Türk milleti için en insanca, en yüksek düşünce tutsak yaşayan soydaşlarını kurtarmak için yapacağı savaş” (Atsız, 1968), “milleti hızlandırıcı, ahlâka ve erdeme dayalı kutlu bir ülküdür” (Atsız, 1973). Bakırezer, Atsız'ın Turancılığı, “Türkçülüğün kısa gelecekteki siyasal amacı” olarak tanımladığını iddia etmektedir (Bakırezer, 2009: 353). Irkçılık, Atsız'a göre, üstün ırkın, düşük ırklarla karışmasını önleyen temel bir gerekliliktir ve Türk ırkının esas dil değil ırk ve kan olmalıdır (Uzer, 2002: 126). Atsız, çingenelerin Türkleştirilmesini, Türk ırkının ve kanının saflığına karşı işlenmiş bir cinayet olarak görür ve Çanakkale savaşını kazananın Türk ırkı olduğunu, Kürtler gibi diğer karışık grupları da kapsayan “Türk milleti” olmadığını iddia eder (Atsız, 1967b; Uzer, 2002). Bu açıdan ırkın homojenliği Atsız'ın düşüncesinde önemli bir yer tutar. Resmi milliyetçiliğin Anadolu'yu çizgisiyle ters düştükleri önemli bir nokta, Türkçülerin ve tabii ki Atsız'ın, Türk ırkından insanların yaşadığı tüm toprakları Türk vatanı olarak görüyor olmalarıdır (Bora, 2003: 445). Yayılmacı bir milliyetçilik anlayışına sahip Atsız düşüncesindeki Turancılığın temel amacı, Türkleri tek bir çatı altında toplamak ve onları yabancı ırkların etkilerinden korumaktır (Uzer, 2002: 126; Atsız, 2011).

Ziya Gökalp, Yusuf Akçura, Ahmet Ağaoğlu gibi isimlerin fikirlerinde somutlaşan ve millet fikrini ırk temelinden ziyade ortak bir kültür çerçevesinde tanımlayan birinci kuşak Türkçülüğün (Arslan, 2009: 410) milliyetçi ideali - ki Orhangazi Ertekin bunu makalesinde “İttihat Türkçülüğü” olarak da tanımlamıştır (Ertekin, 2009)- Atsız tarafından paylaşıyor olsa da, çeşitli noktalarda eleştirilmiştir. Birinci kuşak Türkçülük olarak nitelendirdiğimiz ideolojik pozisyonun temeli dil, din ve ahlak gibi bir takım kültürel karakteristiklere dayandırmakta, onların Pan-Türkçülük ideali ortak kültürel nitelikleri taşıyan insanların bir araya gelmesi düşüncesine referans vermekteydi. Her ne kadar Türklerin tek bir birlik altında toplanması ideali olarak Turancılık, iki Türkçü hattın ortak noktasıysa da, Ziya Gökalp düşüncesi Atsız tarafından “ırkçı olmamakla” eleştirilmiştir (Uzer 2002: 122). Atsız'a göre yeterince “saf” olmayan Anadolu'nun bir etnik temizliğe ihtiyacı vardır (Atsız, 1967b).

Bunun yanı sıra Nihal Atsız, Cumhuriyet kadrolarının benimsediği soyut ve anonim Türkçülük tanımına ve bu kadroların uyguladıkları politikalara karşı da çeşitli eleştiriler getirmiştir. Türklük tanımının somut ve belirgin bir şekilde yapılarak Türkçülüğün kuramsal çerçevesinin oluşturulması Atsız'ın taleplerinin bel kemiğini oluşturmuştur. Anadolu'nun Türklüğünü ispat etmek gibi bir gayrete sahne olan Birinci Tarih Kongresi'nde somutlaşan resmi Türklük anlayışına karşı muhalif bir tavır sergilemiş, resmi milliyetçiliğin sivil yüzünü temsil eden, dönemin Milli Eğitim Bakanı Hasan Ali Yücel'e ve uygulanan “hümanist” eğitim reformlarına karşı da sert bir tavır almıştır (Ertekin, 2009: 346). Uluslararası münasebetlerde

yayılmacı bir anlayışı benimseyen Atsız ve arkadaşları, İsmet İnönü'nün sürdürdüğü “denge politikası”na yoğun olarak karşı çıkmışlar, Pan-Türkist ve Turancı bir dış politika stratejisinin benimsenmesi gerekliliğine yürekten inanmışlardır (Ertekin, 2009). Atsız'ın hükümetlere yönelik getirdiği tüm bu eleştiriler, resmi milliyetçilik ile Türkçülük arasındaki mesafeyi de bizlere gösterir.

Türkeş ise Türkçülüğü “Türk milletinin hayatının her safhasında, yapacağı her şeyin Türk ruhuna, Türk geleneğine uygun olması ve Türk'e yararlı olması amacının, fikrinin ön plânda tutulması” (Türkeş, 1967: 7) olarak tanımlamış, “milliyetçilik, Türk Milletine karşı beslenen derin sevginin ifadesidir. Kalbinde başka bir ırkın gururunu taşımayan ve kendisini samimi olarak Türk hisseden ve Türklüğe adayan herkes Türktür” (Türkeş, 1967: 6) diyerek Atsız'ın ırk temelli Türklük tanımını parti söyleminden dışlamıştır. “Milliyetçiliğimiz başkalarına karşı kin, gazez duygularıyla beslenmez” (Türkeş, 1967: 15) sözleri ile Atsız'ın saldırgan ırkçılığıyla parti arasına bir mesafe koymaya girişmişse de, aşırı milliyetçiliğin mecrası haline gelen partide ırkçılığı açıktan savunan bir takım gruplar her zaman varlığını korumuştur (Arslan, 2009: 422-423). İkinci Dünya Savaşı'nın yarattığı tahribat ve Nazi zulmünün yaygın olarak kınanıyor olması, partinin kendisini açıktan “ırkçı” olarak nitelendirmesine mani olmuş, “Türk milliyetçiliği” faşizan unsurlar içeren MHP söyleminin ideolojik pozisyonunu nitelerken tercih ettiği bir sıfat halini almıştır.

3.3. Kürt Meselesi

Atsız'ın totaliter olarak nitelendirilebilecek toplum tasavvurunda, ırk ve soyluluk temeline dayanan bir hiyerarşik düzen göze çarpmaktadır (Bakırezer, 2009: 353). Anadolu'nun etnik bakımdan heterojen olan yapısından rahatsızlık duyar ve Çingeneler, Kürtler, Ermeniler gibi farklı etnik kökenden gelen gruplar için tehcir ve asimilasyon gibi türlü türdeşleştirme araçlarını önermekte hiçbir sakınca görmez; fakat O'na göre toplumun ırk bakımından homojenleştirilmesi için tehcir daha kökten bir çözümdür. Nitekim “Türk milletinin başını belaya sokmadan, kendileri de yok olmadan çekip gitsinler. Nereye mi? Gözleri nereyi görür, gönülleri nereyi çekerse oraya gitsinler. İran'a, Pakistan'a, Hindistan'a, Barzani'ye gitsinler. Birleşmiş Milletler'e başvurup Afrika'da yurtluk istesinler. Türk ırkının aşırı sabırlı olduğunu, fakat ayrıntı kabardığı zaman Kağan Arslan gibi önünde durulmadığını, ırkdaşları Ermenilere sorarak öğrensınler de akılları başlarına gelsin” (Atsız, 1967a) sözleri ile bu görüşünü de açıkça dile getirmiştir.

O'na göre, ırklar arası bir eşitlik söz konusu değildir; iktidar, güç ve yetenek sınırlı sayıda insana bahşedilmiştir. Üstün ve savaşçı Türk ırkı tabii olarak yönetme hakkına sahiptir, çünkü kalıtımsal olan soyluluğu ona bu toplumsal ayrıcalığı tanımaktadır (Bakırezer, 2009: 355). Türkeş'e göre ise, “İnsanlar hür ve eşit haklara sahip olarak doğarlar”. “Kişisel liyakat ve kabiliyet” görev paylaşımında esas alınmalı, “imkân eşitliği” sağlanmalıdır (Türkeş, 1967: 9). Kişilerin hürriyetini ve milletlerin istiklalini yegâne prensipleri arasında sayan Türkeş tarafından Kürtler kategorik olarak millet tanımından dışlanmıştır.

Atsız, Kürt kimliğini kabul etmekle birlikte, onun aşağı ve bayağı bir ırkın ifadesi olduğu yönündeki görüşlerini sıkça dile getirmiştir. Köktenci bir pozisyon benimseyerek imha ve arındırmayı nihai çözüm olarak gösteren bir nefret söylemiyle birçok başka etnik kimliği olduğu gibi Kürtleri de tahkir etmiştir. Atsız'ın “Kürtler, Türk veya Turanlı değildir. Buz gibi İranlıdır.

Konuştukları dil bozuk, ilkel bir Farsçadır. Tipleri de öyle. Aralarına karışmış az sayıda Türkler’in bulunması veya dillerindeki kelimelerin çoğunun Türkçe olması bu gerçeği değiştirmez. İngilizcedeki kelimelerden çoğunun Norman istilası hâtırası olarak Fransızca olması nasıl İngilizler’i Fransız yapmıyorsa, dokuz yüzyıllık Türk hâkimiyetinin Kürtçeye doldurduğu Türkçe kelimeler de onları Türk yapmaz” sözleri ile Türkeş’in “onlar ne kadar Kürtse ben de o kadar Kürdüm, ben ne kadar Türksem onlar da o kadar Türktür” (Atsız, 1992a: 525-530) sözleri Kürtlere yönelik ilkinin “ırkçı ve ikrarcı” ve ikincisinin “inkârcı” bakışını ortaya koymaktadır (Bora ve Can, 2011: 90).

MHP, Kürtleri aşağı bir kavim olarak gören Türkçü anlayışın aksine, Kürt kimliğini inkâr eden bir görüşü benimsemiş, bu noktada resmi ideolojinin asimilasyonist bakış açısıyla son derece tutarlı bir tavır sergilemiştir (Bora ve Can, 2011). Anadolu’da yaşayan herkesin soy bakımından Türk olduğu inancının hâkim olduğu bir yaklaşımı benimseyen MHP, Atsız’ın meselenin çözümünü arındırma ve imhada bulmuş olmasının aksine, asimilasyona dayalı bir politikayı çözüm yolu olarak benimsemiştir (Yeğen, 2009: 889). Kürt meselesini, 1960’ların siyasal ortamına uygun olarak “komünist tehdit” ile ilişkilendirerek bir “ecnebi kışkırtması” olarak yorumlamıştır (Yeğen, 2009: 889).

3.4. Örgütlenme Biçimi

1930-1940’larda Türkiye’deki faşist siyasal gruplar, kitleleri mobilize etme gücüne sahip bir hareket olabilmekten ziyade, entelektüel düzeyde kendisini var etme çabasında bir akım olarak ortaya çıkmıştır. Nihal Atsız’ın başını çektiği bu akım, Bora’nın da deyimiyle, kültürel örgütlenmelere ağırlık vererek “politikalar üstü” bir oluşum görüntüsü yaratma yoluna gitmiştir (Bora ve Can, 2000: 52). İkinci Dünya Savaşı’nın ertesinin ideolojik atmosferi çerçevesinde anti-komünizm faşizan eğilimler gösteren bu gruplar içerisinde bir kitleselleşmeye yol açmış, bu durum MHP’nin siyaset sahnesinde köktenci milliyetçiliğin kitlesel örgütlenmesi olarak tezahür etmesi sonucunu doğurmuştur (Bora ve Can, 2000). Parlamenter sistemin içinden bir siyaset tarzını benimseyen ve merkez sağa yakınlaşarak kitleselleşmeyi hedef alan MHP söylemi, Atsız tarafından da “oportünist bir oluşum” olmakla tenkit edilmiştir (Bora, 2009: 357).

1965’te CKMP yönetimini ele geçiren Türkeş ve çevresi, taşrada örgütlenmeye önem vermiş, o tarihte 25 ilde teşkilatlanabilmiş olan partinin örgüt ağını 1967’de 61 ilde etkin konuma getirebilmiştir. 1967 yılında yapılan parti kongresinde Türkeş’in “başbuğ”luğu ilan edilmiş; 1969 Adana Kongresi’nde sadece değişen partinin ismi ve amblemi olmamış, yeni tüzük ile birlikte örgütsel yapıdaki ağırlık merkezi liderlik makamı lehine yeniden düzenlenmiştir (Bora ve Can, 2000: 55). Merkezi kuvvetlendiren bir hiyerarşik yapılanmaya zemin hazırlayan bu anlayış, zaman içerisinde partinin en önemli karakteristik özellikleri arasında anılabilecek tartışılmaz liderlik kültürünün ve biat kültürünün de kökleşmesine neden olmuştur. Parti’de lider, teşkilat, doktrin anlayışının hâkim kılınması, fikir ve doktrine öncelik veren Atsız’ın MHP’ye yönelttiği eleştirilerden birisi olmuştur.

Atsız’a göre “Türkçülük bir ülkü, siyaset ise iktidara geçme taktiğidir” (Atsız, 1970c). O’nun düşüncesinde, siyasi partiler, iktidarı ele geçirmek ve iktidarda kalmak amacı güden, bu uğurda tüm inançlardan taviz vermeye hazır faydacı oluşumlardır. Gerçek Türkçülerin oyunu alabilmek adına kendilerini “Türk milliyetçisi” olarak tanımlayan siyasal partilerin esasen Türkçülük ideali ile ilgileri yoktur. Atsız’ın 1970’lerde birçok yazısında ele aldığı bu görüşleri,

MHP'nin siyasal pozisyonunu güçlendirebilmek adına ağırlık verdiđi teřkilatlanma tutkusuna ynelen keskin bir eleřtiri mahiyetindedir. Bu çerçevede, parti, zellikle Trkeř, Atsız tarafından, muktedir olabilmek uđruna Trklk lksne ihanet etmekle, onu siyasetin bir malzemesi haline getirmekle itham edilmektedir. te yandan, Atsız, parti ynetiminin yol haritasındaki kitleselleřmeyi hedefleyen deđiřime ynelik tm bu eleřtirilerine rađmen, MHP'nin tabanını oluřturan kitleler tarafından, paradoksal olarak, cořkuyla sahiplenilen nc bir figr olmayı srdrmřtr. zellikle, partinin genlik birimi olarak teřkilatlanan ve kitleselleřmesinde ok byk bir rol oynayan lk Ocakları'nın aksiyoner, saldırgan ve provokatif sylem ve eylemlerinin satır aralarında Atsız'a ve fikirlerine verilen sayısız atıftan bahsetmek mmkndr (Saraođlu, 2004).

4. Sonu

Trkiye'nin yakın siyasi tarihi gz nne alındıđında, Trk milliyetliđinin her daim farklı vehelerle karřımıza ıkmıř olduđunu, o ya da bu řekilde farklı birok ideolojiye eklenilebilme potansiyeliyle apaık karřımızda durduđunu syleyebiliriz. Etnik kkene vurgu yapan bir milliyetilik anlayıřı ile ortak kltr temelinde bir tanım yapan sivil milliyetilik anlayıřı arasındaki gelgitler, zellikle erken Cumhuriyet Dnemi Trkiye'sinin zihniyet dnyasında sıklıkla yařanmıřtır. Ancak her ne kadar resmi ideolojinin uygulamalarında zaman zaman ırkı nvelere rastlansa dahi, devlet politikası olarak keskin bir ırkılıđın benimsendiđini ve devletin kendisini aıka ırkı olarak ilan ettiđini sylemek mmkn deđildir. Bundandır ki, Nihal Atsız 1930'lar ve 1940'larda Reha Ođuz Trkkan'ın aksine devlet ideolojisine muhalif ve eleřtirel bir konum edinmiřtir. Atsız'ın fikirleri, dřnceleri ve yazıları Trk sađının ve Trk milliyetliđinin en uta duran, en radikal rneklerini sunar. Sylenebilir ki bu trden bir dřnce, Cumhuriyet tarihi boyunca hibir zaman iktidarda olmamıřtır. Ancak, Atsız'ın katıksız ırkı fikirlerinin İslam ile sulandırılmıř ve seyreltilmiř halinin 1960'lardan itibaren siyaset sahnesinde boy gsterdiđini sylemek mmkndr. Burada, "katıksız ırkı fikirler" ifadesi ile kastedilen, Trklđn ırktan bařka hibir kořula bađlanmaksızın dođuřtan gelen bir vasıf olarak kavranmasıdır. Buna gre, bir kiřinin Trk olmasında, İslam ya da herhangi bařka bir dini inanca sahip olmasının hibir ehemmiyeti yoktur. Trk ırkından olmanın bizatihi kendisi, kendinden menkul bir kıymete sahiptir. Bu grř "sulandıran", "seyrelten" řey ise, Trklđ, Trk dođmak kořulunun yanı sıra, İslam inancına sahip olmakla da iliřkilendirmek, İslam'ı Trk olmanın ayrılmaz bir parası olarak tanımlamaktır. 1960'ların sonuna kadar Atsız ile aynı izgide, katıksız ırkı fikirler çerevesinde bir Trklk tanımını benimseyen MHP'nin Trklk anlayıřındaki temel dnřm de bu eksende gerekleřmiř, bu kktenci anlayıř bir anlamda İslam ile seyreltilmiřtir.

Atsız, ırkı fikirlerini aıktan beyan etmekte hibir beis grmeyen tavrıyla hem yařadıđı dnemde, hem de lmnden sonra radikal milliyeti gruplar tarafından her zaman sempati ile karřılanmıřtır. MHP'nin toplumsal tabanına baktıđımızda, Atsız'ın fikir ve yazılarının radikal milliyetilerin dřnce kodlarına iřlemiř bir zihniyet dnyası sunduđunu sylemek yanlıř olmayacaktır. 1970'ler lkc hareketin bu denli kitleselleřebilmesi iin oluřturulan dřnsel altyapının mimarı 1930'ların, 1940'ların Atsızıdır. Bugn de kendisinin lkc hareketin bilinaltında bıraktıđı uzun sreli etkilerin izlerini srmek mmkndr.

te yandan, Atsız, siyaset sahnesinde aksiyon almaktan daha ok fikriyata nem vermekte, saldırgan ve radikal bir Trklđ btn ideolojilerin ve siyasetin stnde bir milli

ülkü olarak kavramaktadır. 60’lı yılların sonundan itibaren ise Türkçülük düşüncesi İslam ile sentezlenerek daha geniş kitlelere ulaşmayı hedefleyen bir siyasal hareket pozisyonuna evrilmeye başlamıştır. Atsız ile bu siyasal hareketin liderliğini üstlenen, 1944 Türkçülük Davası’nda birlikte yargılandığı Türkeş’in yollarının ayrılması, daha doğrusu Türkiye’de etnik milliyetçiliğin Türklük ve Müslümanlığı aynı potada eriten bir kimliği benimseyen bir siyasal parti olarak kurumsallaşması, kökten milliyetçiliğin Türkiye’deki serüveninde bir dönüşüme işaret eder. İslami öğelerin kesin bir dille reddedildiği bir Türkçülük anlayışına sahip olan Atsız’ın fikirlerinin, Soğuk Savaş döneminde anti-komünist rüzgârın sunduğu kitleleşme potansiyelinden İslam’ı araçsallaştırarak faydalanmayı hedefleyen ve bu doğrultuda “Tanrı Dağı kadar Türk, Hira Dağı kadar Müslümanız” formülünü reçete eden Milliyetçi Hareket içerisinden marjinalleştirilerek tasfiyesinin kurumsal düzeyde ilanı 1969 Adana Kongresi’dir. Bu anlamda, bahsi geçen kurultay, Atsız’ın Türkçülük anlayışı ile Milliyetçi Hareket’in yollarını ayırdıkları bir kavşak noktasıdır. Soy Türkçü grubun sistemle daha uyumlu bir çerçevede iktidara aday bir siyasal parti olarak örgütlenmesi, kitlelere ulaşma ihtiyacını gündeme getirmiş, bu ihtiyaç doğrultusunda pragmatik olarak sınırları Türk-İslam sentezi ile belirlenmiş bir milliyetçi kimliğin benimsenmesi sonucu ortaya çıkmıştır. Atsız’ın “pervasız” ve saldırgan ırkçılığının benimsenmesi, var edilen bu yeni zeminde parti için bir tehlike olarak algılanmış, daha doğrusu Atsız’ın ırkçı düşünceleri partileşme ile birlikte bir “ehlileştirilme” sürecine girmiştir.

Atsız ve Türkeş önderliğinde şekillenen 1970’lerin MHP söylemi, İslam konusunda aldıkları farklı tavırların yanı sıra, Türkçülük, Kürt meselesi ve örgütsel yapılanma konularında da farklı görüşlere ve iddialara sahiptir. Türkiye’de radikal milliyetçiliğin dönüşümü de bu fikir ayrılıkları üzerinden gerçekleşmiştir. Atsız, Türk-İslam sentezinin benimsenmesine karşı her zaman mesafeli durmuş, Türklüğü her daim ırk üzerinden tanımlamış ve her türlü kimlikten üstün tutmuş, Kürtlerin varlığını kabul etmekle birlikte aşağı bir ırk olarak tanımlayarak ikrar yolunu seçmiş, MHP’nin benimsediği lider, teşkilat, doktrin üçlemesine eleştirel yaklaşmıştır.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

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

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı

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

Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Arıkan, E.B. (2008). *Türk sađının Türk sorunu: Milliyetçi Hareket Partisi*. İstanbul: Agora Kitaplığı.
- Arslan, E. (2009). Türkiye’de ırkçılık. T. Bora ve M. Gültekingil (Ed.), *Modern Türkiye’de siyasi düşünce cilt 4 milliyetçilik* içinde (s. 409- 426). İstanbul: İletişim.
- Atsız, H.N. (1934, Mart). Komünist, Yahudi ve dalkavuk. *Orhun*, 5. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1940). *İçimizdeki şeytanlar broşürü*. İstanbul. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1942a, Mart). Türk gençliği nasıl yetişmeli. *Çınaraltı*, 35. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1942b, Nisan). Gençlik ve ahlak. *Bozkurt*, 7. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1943, Şubat). Türk kızları nasıl yetiştirilmeli. *Orhun*, 13. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1950, Ekim). Türkçü kimdir? *Orkun*, 3. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1951, Şubat). Faruk Nafiz’e bir ihtar. *Orkun*, 19. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1963, Nisan). Turancılık. *Ötüken*, 6. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1964a, Mayıs). Sosyaliz maskaralığı. *Ötüken*, 5. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1964b, Nisan). İslam birliği kuruntusu. *Ötüken*, 4. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1965a, Kasım). Milli savunma gücünün yok edilmesi. *Ötüken*, 23. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1965b, Ocak). Antika komünistler. *Ötüken*, 13. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1967a, Haziran). Kızıl Kürtlerin yaygarası. *Ötüken*, 42. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1967b, Nisan). Konuşmalar 1. *Ötüken*, 40. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1968, Mart). Turancılık romantik bir hayal değildir. *Ötüken*, 3. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1970a, Mart). Türkçülüğe karşı yobazlık. *Ötüken*, 75. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1970b, Kasım). Yobazlık bir fikir müstehasesidir. *Ötüken*, 11. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1970c, Şubat). Türkçülük ve siyaset. *Ötüken*, 104. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1972, Ocak). Milli değerler ve milli ruh. *Ötüken*, 92. Erişim adresi: <https://huseyinnihalatsiz.com/>
- Atsız, H.N. (1992a). *Makaleler 3*. İstanbul: Baysan.
- Atsız, H.N. (1992b). *Türk edebiyatı tarihi*. İstanbul: Ötüken Neşriyat.
- Atsız, H.N. (2011). *Turancılık milli değerler ve gençlik*. İstanbul: Ötüken Neşriyat.
- Bakırezer, G. (2009). Nihal Atsız. T. Bora ve M. Gültekingil (Ed.), *Modern Türkiye’de siyasi düşünce cilt 4 milliyetçilik* içinde (s. 352- 357). İstanbul: İletişim.
- Bora, T. (2003). Nationalist discourse in Turkey. *The South Atlantic Quarterly*, 102(2/3), 433-451. <https://doi.org/10.1215/00382876-102-2-3-433>
- Bora, T. (2009). Sunuş. T. Bora ve M. Gültekingil (Ed.), *Modern Türkiye’de siyasi düşünce cilt 4 milliyetçilik* içinde (s. 15- 22). İstanbul: İletişim.

- Bora, T. (2009). Türkiye’de faşist ideoloji. T. Bora ve M. Gültekinil (Ed.), *Modern Türkiye’de siyasi düşünce cilt 9 dönemler ve zihniyetler* içinde (s. 349- 369). İstanbul: İletişim.
- Bora, T. ve Can, K. (2000). *Devlet, ocak, dergah*. İstanbul: İletişim.
- Bora, T. ve Can, K. (2011). *Devlet ve kuzgun*. İstanbul: İletişim.
- Cumhuriyetçi Köylü Millet Partisi. (1965). *1965 Seçim Bildirgesi*. Erişim adresi: <https://acikerisim.tbmm.gov.tr/xmlui/bitstream/handle/11543/788/197600487_1965.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Erken, A. (2014). Ideological construction of the politics of nationalism in Turkey: The Milliyetçi Hareket Partisi (MHP), 1965–1980. *Nationalism and Ethnic Politics*, 20(2). <https://doi.org/10.1080/13537113.2014.909159>
- Ertekin, O. (2009). Cumhuriyet döneminde Türkçülüğün çatallanan yolları. T. Bora ve M. Gültekinil (Ed.), *Modern Türkiye’de siyasi düşünce cilt 4 milliyetçilik* içinde (s. 345- 387). İstanbul: İletişim.
- Özdoğan, G.G. (2006). “Turan”dan “Bozkurt”a. İstanbul: İletişim.
- Saraçoğlu, C. (2004). Ülkücü hareketin bilinçaltı olarak Nihal Atsız. *Toplum ve Bilim*, 100, 100-114.
- Türkeş, A. (1967). *Dokuz ışıık*. İstanbul: Sulhi Garan.
- Uzer, U. (2002). Racism in Turkey: The case of Huseyin Nihal Atsız. *Journal of Muslim Minority Affairs*, 22(1), 119-130. <https://doi.org/10.1080/13602000220124863>
- Yeğen, M. (2009). Türk milliyetçiliği ve Kürt sorunu. T. Bora ve M. Gültekinil (Ed.), *Modern Türkiye’de siyasi düşünce cilt 4 milliyetçilik* içinde (s. 880- 892). İstanbul: İletişim.

TURKISHNESS IN NIHAL ATSIZ'S IDEAS AND THE CROSSROADS OF THE NATIONALIST MOVEMENT

EXTENDED SUMMARY

The Aim of the Study

This study aims to reveal the fundamental differences between, as one of the most remarkable figures of Turkish nationalism, Nihal Atsız's understanding of Turkism based on racist- Turanist ideas and the conception of Turkism that was idealized, adopted and massified under the roof of CKMP (Republican Peasant Nation Party)-MHP (Nationalist Movement Party) led by Alparslan Türkeř after 1965. In this framework, it examines the issues on which these two fundamentalist nationalist lines differ, under the headings of Islam, Turkism, the Kurdish issue and organizational structure.

Literature

The Turkism movement, which took a different path from the Turkism thought inherited from Ottoman political thought in the 1930s and 1940s, and "turned Turkism from being a state-owned disposition into a political movement" (Ertekin, 2009), in the 1960's and 1970's, had an increasingly militant line that provides a basis for the movement, serving as the intellectual baggage of the idealist movement with its racist, aggressive and expansionist character. The ideas of Nihal Atsız, one of the important leaders of this provocative and aggressive political movement, have become one of the important sources of the radical right in Turkey (Uzer, 2002). While Atsız is one of the most influential figures in the demonstration of radical nationalism built on racial and ethnic discrimination in Turkey by the masses, the representative of this ideological position in the political arena, which finds its place at the far right of the political spectrum, is the Nationalist Movement (Bora and Can, 2000; Bora and Can, 2011).

Methodology

This article examines the issues on which Nihal Atsız and the nationalist movement led by Alparslan Türkeř after 1965 separate, under the headings of Islam, Turkism, the Kurdish issue and organizational structure, while taking into account the discourse adopted by the party, rather than the mindset of the party base. Therefore, the views of Türkeř, who we can see as the main actor in the process of institutionalization and massification of the MHP, and Atsız, who played a major role in the preparation of the ideological infrastructure of this institutionalization, on these four issues are analyzed comparatively. In addition to the growing academic literature on the Nationalist Movement in Turkey, Atsız's articles published in *Ötüken* and *Orkun* magazines and Türkeř's work titled *Dokuz Iřık* are the primary sources referenced in the study.

Findings

Atsız's thoughts and writings provide the most extreme and radical examples of the Turkish right and Turkish nationalism. It can be said that such an idea has never been in power throughout the history of the Republic. However, it is possible to say that the diluted version of Atsız's pure racist ideas with Islam has appeared on the political scene since the 1960s. Atsız has always been greeted with sympathy by radical nationalist groups, both during his lifetime and after his death, with his attitude that sees no harm in expressing his racist ideas openly. When we look at the social base of the MHP, it would not be wrong to say that Atsız's ideas and writings present a mindset that has permeated the codes of thought of radical nationalists. Therefore, the architect of the intellectual infrastructure that enabled the idealist movement to become so massive in the 1970s was Atsız of the 1930s and 1940s.

However, Atsız and the MHP discourse of the 1970s, which was shaped under the leadership of Türkeş, had different views and claims on Islam, Turkism, the Kurdish issue and organizational structuring. The transformation of radical nationalism in Turkey took place over these differences of opinion. Atsız always kept his distance from the adoption of the Turkish-Islamic synthesis; always defined Turkishness over race and prioritized all kinds of identities; accepted the existence of the Kurds but chose the path of confession by defining them as an inferior race; and critically approached the trilogy of the leader, organization and doctrine adopted by the MHP.

Conclusion

The openly racist ideas and writings of Atsız, who were always welcomed with sympathy by radical nationalist groups both during his lifetime and after his death, provides the most radical examples of the Turkish right and Turkish nationalism. So much so that the reflection of Atsız's thoughts in the mindset of radical nationalists can still be seen in the social base of the MHP today. However, Atsız's and Türkeş's differing approaches on Islam, Turkism, the Kurdish issue and organizational structure refer to a turning point in the direction of the fundamentalist nationalism in Turkey.

TÜRKİYE’NİN GÜRCİSTAN İLE DIŐ TİCARETİNDE REKABET GÜCÜ: BALASSA AKÜ ENDEKSİ ANALİZİ

The Competitiveness of Turkey in the Foreign Trade with Georgia: Analysis with the Balassa RCA Index

İmeda PAKSADZE* & Tuncay ÇELİK**

Öz

Uzun yıllardır dıő ticaret açığı probleminden kurtulamayan Türkiye’nin, dıő ticarete özellikle komşularına karşı rekabet gücüne sahip olması son derece önemlidir. Komşularla ticaret nakliye avantajları nedeniyle dıő ticarete karlılığı arttırırken ülkelerarası karşılıklı rekabet gücü ölçümü, bu ülkelerin hangi mal gruplarında uzmanlaşma gösterdiklerinin de belirlenmesi açısından ayrıca önem arz etmektedir. Bu çalışmada dıő ticaret ilişkileri çerçevesinde, Türkiye’nin Gürcistan pazarındaki rekabet gücünün genel analizi yapılmaktadır. Söz konusu çalışmada iki ülke arasında Covid-19 pandemisi öncesi ve sonrası ayrı ayrı incelenmiştir. Türkiye’nin Gürcistan’a göre karşılařtırılabilir üstünlüğünü tespit etmek için 2019-2020 yılları ile sınırlandırılan çalışmada, Balassa (1977) tarafından geliştirilen ve rekabet gücü ile birlikte ülkelerin uzmanlaşma seviyesini de veren açıklanmış karşılařtırılabilir üstünlük (AKÜ) endeksi hesaplanmıştır. Elde edilen sonuçlara göre Türkiye’nin, Covid-19 pandemisinin başlangıcı olan 2019 yılı ilk yarısında Gürcistan’a karşı rekabet gücünün düřtüğü, pandemi etkilerinin ağırlařtığı ve kapanmaların yaşandığı daha sonraki aylarda ise tekrar yükseldiğı tespit edilmiştir. Türkiye’nin araştırma döneminde Gürcistan’a göre daha çok mal grubunda rekabet gücü üstünlüğüne sahip olduğı görülmüřtür.

Abstract

It is very important for Turkey which has been unable to avert its foreign trade deficit for many years, to have competitive power in foreign trade, particularly against its neighbors. Despite the fact that trading with neighbors boosts profitability due to transportation advantages, the evaluation of mutual competitiveness between countries is also essential for identifying the product categories in which these nations specialize. In this study, a general analysis is performed for Turkey’s competitiveness in the market of Georgia within the framework of foreign trade relations. In the study mentioned, the periods before and after the Covid-19 pandemic between the two countries were examined separately. To determine the comparative advantage of Turkey over Georgia in the period of 2019-2020, the RCA index which is developed by Balassa (1977) and covers the level of specialization of countries with competitiveness. According to the obtained results, Turkey’s decline of competitiveness at the beginning of 2019 against Georgia and the increase during the following months when the effects of the pandemic were severe and the lockdown was in effect is seen. It is also observed that during the research period Turkey had superior competitiveness against Georgia mainly in the aspect of goods.

Anahtar Kelimeler:

Açıklanmış
Karşılařtırılabilir
Üstünlükler,
Gürcistan,
Türkiye, Covid-19,
Dıő Ticaret.

JEL Kodları:

F13, F14, F53.

Keywords:

Revealed Comparative
Advantages, Georgia,
Turkey, Covid-19,
Foreign Trade.

JEL Codes:

F13, F14, F53.

*Doktora Öğrencisi, Kayseri Üniversitesi Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, Türkiye, imedapaksadze@hotmail.com, ORCID: 0000-0003-3772-9308 (Sorumlu Yazar)

** Prof. Dr., Kayseri Üniversitesi, Uluslararası Ticaret ve Lojistik Bölümü, Türkiye, tcelik@kayseri.edu.tr, ORCID: 0000-0003-2667-4786

Makale Geliř Tarihi (Received Date): 07.06.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 30.09.2022

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



1. Giriş

Son yıllarda Türkiye, Gürcistan için çok önemli stratejik ortak haline gelmiştir. Kafkasya Bölgesinde Soğuk Savaş’ın sona ermesinin ardından Rusya’nın Kafkasya Bölgesi’ndeki siyasi etkisinin zayıflatılması ve Türkiye’nin Bakü-Tiflis-Ceyhan Projesi’ni destekleme arzusu, iki ülkenin çıkarlarını birbirine yakınlaştırmıştır. Hızla gelişen karşılıklı ilişkilerde dış ticaret, enerji, savunma ve güvenlik alanları özellikle dikkat çekicidir.

Ülkeler arası ticaret, iki veya ikiden fazla ülkenin aralarında yapmış olduğu yasal anlaşmalarla geliştirilebilmektedir. Bu tarz anlaşmaların temel amacı, ülkelerarası ticareti genişleterek belli mal gruplarında üstünlük sahibini belirlemek, gümrük işlerini kolaylaştırmak ve uygulaması daha kolay daha düşük vergilerle daha fazla ticaret gerçekleştirmektir. Uluslararası ticarete bunun en güzel örneği, ülkelerarası yapılan serbest ticaret anlaşmalarıdır. Kısacası, serbest ticaret anlaşması ile üye ülkelerin refah seviyeleri arttırılmaya çalışılmaktadır.

Gürcistan 14 Haziran 2000 yılından bu yana Dünya Ticaret Örgütü’nün üyesidir. Buna göre Gürcistan, DTÖ üye devletleriyle ticari ilişkilerini “Tercihli Yardım Rejimi” (MFN) temelinde yürütmektedir. Gürcistan, serbest ticaret rejimi çerçevesinde tüm BDT ülkeleri, Avrupa Birliği, EFTA ülkeleri, ABD, Birleşik Krallık, Hong Kong ve Türkiye ile iş birliği yapmaktadır. Ayrıca Çin’in dünyada serbest ticaret anlaşması yaptığı 21 ülkeden biri Gürcistan’dır. Gürcistan ve Türkiye arasında serbest ticaret anlaşması, 21 Kasım 2007 tarihinde Gürcistan’ın başkenti Tiflis şehrinde imzalanmış ve Bakanlar Kurulunca onaylanarak 24 Eylül 2008 tarihli ve 27007 (Mükerrer) sayılı T.C. Resmi Gazete ’de yayımlanmıştır. Günümüzde Gürcistan-Türkiye ilişkileri, yeni bir iş birliği biçimi olan Yüksek Düzeyli Stratejik İş Birliği Konseyinin kurulmasıyla nitelik olarak yeni bir düzeye ulaşmıştır. 2012 yılında Dışişleri Bakanları tarafından düzenlenen Gürcistan-Azerbaycan-Türkiye üçlü formatı olan “Trabzon Deklarasyonu” gerçekleşmiştir. Ayrıca 19 Temmuz 2016’da Ankara’da, ülkelerin Cumhurbaşkanı tarafından önemli görüşmeler yapılmış ve Gürcistan-Türkiye iş birliğinin tüm ana yönlerini özetleyen “Ankara Deklarasyonu 23” imzalanmıştır.

Uluslararası ticaret, uluslararası siyaset üzerinde büyük etkiye sahip olduğu için ülkeler arasında yakın iş bağları yaratmaktadır. Aslında bu önemli bir barış faktörü olmakla birlikte modern dünyada serbest piyasa ve pazarlama ekonomisi uluslararası ticareti daha da önemli hale getirmektedir. Son zamanlarda ortaya çıkan Covid-19’un dünya ekonomisine olumsuz etkileri olmuştur. Bu çalışmanın amacı, Gürcistan-Türkiye dış ticaret ilişkilerini özellikle 2019-2020 yılları ile sınırlandırılan dönemi detaylı olarak analiz etmektir. Rusya’nın dağılmasından sonra kurulan ve geçiş ekonomileri olarak adlandırılan ülkelerden biri olan Gürcistan ekonomisi ile ilgili literatürde yok denecek kadar az sayıda çalışma vardır. Özellikle son 10 yıldır hızla gelişen karşılıklı ticarete Gürcistan-Türkiye arasındaki rekabet gücünün pandemi döneminde temel sektörler itibariyle belirlenmesi literatüre önemli bir katkı sunacaktır. Söz konusu çalışmada Gürcistan ve Türkiye arasında Covid-19 başlangıcı ve sonrasını temsilen 2019-2020 dönemi karşılıklı ihracat-ithalat kullanılarak aylara göre hangi ülkenin hangi mal gruplarında rekabet gücüne sahip olduğu AKÜ endeksi ile tespit etmek amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda çalışmanın giriş bölümünden sonra 2. bölümde Türkiye-Gürcistan karşılıklı dış ticareti özetlenmiş, 3. bölümde AKÜ endeksine ait bilgiler verilmiş, 4. bölümde ilgili literatür özetlenmiş, genel bir değerlendirmenin yapıldığı 5. Bölümle de çalışma tamamlanmıştır.

2. Türkiye'nin Gürcistan ile Dış Ticareti

Dünya tarihinde ortaya çıkan birçok olay ülkeler arasında dış ticaretin gelişmesine önemli imkân sağlamıştır. Ülkelerin coğrafi, ekonomik, kültürel vb. konularda birbirinden farklı özelliklere sahip olması, ülkeler arası ticareti hem gerekli kılmakta hem de kolaylaştırmaktadır. Türkiye ile Gürcistan arasındaki ticari ve ekonomik ilişkiler aktif olarak eski Sovyetler Birliği dağıldıktan sonra başlamıştır. Türkiye, Gürcistan'ın bağımsızlığını 16 Aralık 1991 tarihinde tanımıştır. Diplomatik ilişkilerin tesisine ilişkin protokol ise 21 Mayıs 1992 tarihinde imzalanmış ve karşılıklı olarak büyükelçilikler açılmıştır. Günümüzde Türkiye ile Gürcistan arasındaki ilişkiler stratejik ortaklık düzeyindedir. Gürcistan'a en çok doğrudan yatırım yapan ülkeler arasında da Türkiye ilk sıralarda yer almaktadır. Bu başlık altında öncelikle Gürcistan ve Türkiye'nin son yıllardaki dış ticaret yapıları özetlenmiş daha sonrada iki ülke arasındaki ticaret sektörleri açısından detaylı olarak ele alınmıştır.

2.1. Gürcistan'ın Dış Ticareti

Ülkeler, iki veya ikiden fazla ülke ile ticaret yaparak ticaretten önemli faydalar, özel avantajlar ve daha fazla kazanç sağlamaktadırlar. Günümüzde Gürcistan çok taraflı dış ticari ilişkiler gerçekleştiren bir ülkedir. Çeşitlendirilmiş bir ortaklar çemberi ile iş birliği yapmaktadır. Hem geleneksel (turizm, vb.) hem de yeni ortak ekonomik ilişki biçimleri (ortak girişimler, serbest ticaret bölgeleri) geliştirilmektedir.

Gürcistan 14 Haziran 2000 yılından itibaren Dünya Ticaret Örgütü'nün bir üyesidir. Buna göre Gürcistan, DTÖ üye devletleriyle ticari ilişkilerini "Tercihli Yardım Rejimi" (MFN) temelinde yürütmektedir. Gürcistan, serbest ticaret rejimi çerçevesinde tüm BDT ülkeleri, Avrupa Birliği, EFTA ülkeleri, ABD, Birleşik Krallık, Hong Kong, Türkiye ve Çin Halk Cumhuriyeti ile iş birliği yapmaktadır. Günümüzde BDT ülkeleri ile serbest ticaret anlaşmaları (STA) çerçevesinde tek istisna Gürcistan-Rusya ilişkileridir. Dış ticareti daha da kolaylaştırmak ve geliştirmek için Gürcistan sürekli yeni adımları atmaktadır. 2019'da Gürcistan ve Güney Kore serbest ticaret müzakerelerine başlamış, aynı zamanda İsrail, Hindistan, Suudi Arabistan, Endonezya ve diğer bazı ülkelerle serbest ticaret anlaşmaları planlanmıştır. Bu faaliyetlerin temel amacı, Gürcistan'ın stratejik coğrafi konumunu en uygun şekilde kullanmaya çalışmak ve Avrupa ile Asya arasında ana bağlantı hattı haline gelmeye çalışmaktır. Dış ticareti daha da geliştirmek için atılan etkili adımlar, Gürcistan'ın bağımsızlığa kavuştuğu günden bu yana her yıl ekonomisinin büyümesi ve ihracat-ithalatının önemli ölçüde artmasını sağlamıştır. 2020 yılında Gürcistan'ın büyük ticaret ortakları ile yapılan ticareti aşağıda verilmiştir.

Tablo 1. Ülke gruplarına göre Gürcistan'ın Başlıca Ticaret Ortakları (2020)

	BDT Ülkeleri	AB ülkeleri	Diğer
İhracat	%44,5	%21,1	%21,1
İthalat	%30	%23,9	%46,1

Kaynak: Gürcistan Millî İstatistik Kurumu (2020).

Tablo 1'e bakıldığında Gürcistanın başlıca ticaret ortakları ülke grup sıralamasına göre Bağımsız Devletler Topluluğunun (BDT) en büyük payı aldığı görülmektedir. Tablo 2'de ülkelere

göre ticaret ortakları incelendiğinde ise ilk sırada Türkiye daha sonra Çin ve Rusya’nın yer aldığı görülmektedir.

Tablo 2. Gürcistan’ın İlk 5 Ticaret Ortağı (2020)

	Çin	Azerbaycan	Rusya %	Bulgaristan	Ukrayna	Diğer
İhracat	%15,4	%13,4	12,9	%9,4	%6,1	%42,7
İthalat	Türkiye	Rusya	Çin	ABD	Azerbaycan	Diğer
	%17,6	%11	%8,9	%7	%5,9	%49,7

Kaynak: Gürcistan Milli İstatistik Kurumu (2020).

Koronavirüs salgını karşısında Gürcistan’ın ekonomisi ciddi kayıplara uğramıştır. Gürcistan’ın Ulusal İstatistik Kurumu (Geostat) verilerine göre Ocak-Aralık 2020’de dış ticaret cirosu, 2019’un aynı dönemine göre %14,9 düşerek 8,1 milyar Dolar olarak gerçekleşmiştir. Ocak-Aralık döneminde, Gürcistan’ın toplam ihracatı bir önceki döneme göre %12,1 azalarak 2,4 milyar dolar civarında gerçekleşmiştir. Aynı dönemde ithalat ise %15,9 düşüşle 5,7 milyar dolara gerilmiştir. Gürcistan’ın, 2020 yılı verilerine göre en büyük ticaret ortakları Türkiye, Rusya ve Çin olmuştur. Bu üç ülke toplam ticaret cirosunun %36’sını oluşturmaktadır. Aşağıda verdiğimiz Tablo 3’te yıllar itibariyle Gürcistan’ın dış ticaret gelişimi gösterilmektedir.

Tablo 3. Gürcistan’ın Dış Ticaret Gelişimi (2015-2020 Milyon \$)

Dış Ticaret	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Hacim	9.508,4	9.459	10.802	12.741	13.315	11.396
Toplam ihracat	2.204,2	2.117	2.745	3.379,7	3.798	3.343
Toplam İthalat	7.304,2	7.341	8.056	9.361,6	9.516	8.052
Denge	-5.100	-5.224	-5.310	-5.981	-5.718	-4.709

Kaynak: Gürcistan Milli İstatistik Kurumu (2020).

Tablo 3’te görüldüğü gibi 2015 yılından bugüne Gürcistan sürekli dış ticaret açığı vermektedir. 2018’e kadar sürekli artan dış açık, 2019’da başlayan pandeminin etkisiyle son iki yıl azalma göstermiştir. Gürcistan’ın üretimi dışa bağımlı bir yapı sergilediği için dış ticaret açığının kısa vadede azaltılması da henüz mümkün görünmemektedir. Gürcistan’ın dış ticareti ağırlıklı olarak Türkiye, Rusya, Çin, Azerbaycan ve Almanya ile (Kırıkkale Ticaret ve Sanayi Odası, 2021: 7-10).

Toplam ihracat içinde Gürcistan’ın başlıca ihraç ürünlerini %19,8 ile kara taşıtları, %17,8 ile demir, cüruf ve kül, %13,7 ile içecekler, alkoller ve sirke, %9,3 ile demir ve çelik, %4,7 ile ilaç, %3,2 ile de meyve ve yemişler oluşturmaktadır. İthal ürünleri ise %14,2 ile mineral yakıtlar/mineral yağlar ve ürünleri, %10,1 motorlu kara yolu taşıtları, %9,5 ile makineler/mekanik aletler/nükleer reaktörler/ kazanlar (aksamları), %7 ile demir, cüruf ve kül, %6,7 ile elektrikli aletler, donanım ve parçaları, %4,5 ile de eczacılık ürünleri ve kozmetik oluşturmaktadır (Dışişleri Bakanlığı, 2019).

2.2. Türkiye’nin Dış Ticareti

Günümüzde Türkiye ekonomisi, IMF tarafından yükselen bir piyasa ekonomisi olarak tanımlanmaktadır. Türkiye 31 Aralık 1995 tarihinden beri AB Gümrük Birliği üyesidir.

Dünyadaki küresel finansal krizlere rağmen Türkiye ekonomisi, 2010’da %9,2 ve 2011’de %8,5 büyüyerek Avrupa’nın en hızlı büyüyen ekonomisi olmuřtur.

Türkiye, GATT’ın Dünya Ticaret Örgütü (DTÖ) řekline dönüşmesiyle bu kuruma 1 Ocak 1995 tarihinde üye olmuřtur. Türkiye ile DTÖ arasında yapılan anlaşmalar tarım, anti dumping, ödemeler dengesi, gümrük deęerleri, ithalat yasakları, bölgesel ticaret anlaşmaları, teknolojik ürünler, menşee kuralları, korunma önlemleri, hizmetler, ticarete teknik engeller, tekstil, fikri mülkiyet hakları, ticaret ve gelişme gibi konular üzerine yoğunlaşmaktadır (Dışışleri Bakanlığı, 2020).

Dış ticaretin artırılması Türkiye için en önemli bir önceliktir. Türkiye dış ticaretin daha geniş hale gelmesi amacıyla her yıl yeni adımlar atarak birçok ülke ile STA’lar imzalamaktadır. Günümüzde Türkiye 37 adet STA imzalanmış olup anlaşma çerçevesinde “kolaylaştırılmış halde dış ticaret” yürütölmektedir. Bunlardan merkezi ve Doęu Avrupa ülkeleriyle imzalanmış olan 11 STA, bu ülkelerin Avrupa Birlięi üyelikleri nedeniyle feshedilmiştir. Bahsedilen Gümrük Birlięi (T.C-AB Gümrük Birlięi) Anlaşması kapsamında sadece sanayi ürünlerini ve işlenmiş tarım ürünlerini kapsar. Geleneksel tarım ürünleri ise kapsam dışı kalmaktadır. Buna ek olarak Türkiye AB ile Gümrük Birlięi anlaşması gereęi AB’nin 3. Ükelere yaptığı STA’ları 5 yıl için de söz konusu ülkelere yapmak zorundadır. 21 STA ise EFTA ülkeleri ile imzalanmış olup halen yürütölmektedir. Suriye’de devam eden iç savaş nedeniyle “Serbest Alanı Tesis Eden Ortaklık Anlaşması” 6 Aralık 2011 tarihli Bakanlar Kurulu kararı ile askıya alınmıştır. Aynı zamanda 1 Mart 2011 tarihinde yürürlüğe giren Türkiye ile Ürdün arasındaki STA 22 Kasım 2018 tarihinde tam olarak yürürlükten kaldırmıştır. Son zamanlarda Türkiye ile Azerbaycan arasındaki ticari ilişkiler Karabaę Savaşı’nın sona ermesinin ardından önemli ölçüde gelişmiştir. 11 Aralık 2020 tarihinde Türkiye ile Azerbaycan arasında, karşılıklı ziyaretlerde kimlikle seyahat imkânı tanıyan anlaşma imzalanmış, aynı zamanda Birleşik Krallık’ın AB’den çıkış sürecine paralel olarak Türkiye ile Birleşik Krallık arasında yeni STA 1 Ocak 2021’de yürürlüğe girmiştir (Ticaret Bakanlığı, 2020). Yukarıda belirtildięi gibi, Türkiye’nin dış ticaret hacmi giderek artmaktadır. Aşaęıda TÜİK yıllık verilerine dayanılarak Türkiye’nin dış ticaretindeki gelişmeler 2015-2020 dönemi için verilmiştir.

Tablo 4. Türkiye’nin Dış Ticaret Gelişimi (2013-2020 Bin \$)

Dış Ticaret	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Hacim	364.601.325	351.436.241	403.209.747	408.321.238	391.177.924	371.187.171
Toplam ihracat	150.982.113	149.246.999	164.494.619	177.168.756	180.832.721	151.670.364
Toplam İthalat	213.619.211	202.189.241	238.715.127	231.152.482	210.345.202	219.516.806
Denge	-62.637.097	-52.942.242	-74.220.508	-53.983.726	-29.512.480	-67.846.441

Kaynak: TÜİK Dış Ticaret Veri Tabanı (2020).

Tablo 4’te göröldüęü gibi 2015’ten 2020’ye kadar Türkiye’nin ithalatı, ihracattan oldukça fazladır. Özellikle enerjide dışa bağımlı olan Türkiye’de bu sorun uzun yıllardır devam etmektedir. Dış ticaret açığı beraberinde cari açık problemi de yaratmakta, cari, açık yabancı sermaye ya da borçlanma ile finanse edilmektedir. Pandemi kaynaklı etki ile dış ticaret açığı 2015-2020 döneminde 29,5 milyar Dolar ile en düşük seviyeye gerilemiştir. Pandemi etkisinin azalması ve ticari faaliyetlerdeki gelişme ve enerji talebindeki artışa baęlı olarak 2020’de dış ticaret açığı tekrar yükselmiştir.

Türkiye’nin ticaret hacmi bakımından en çok ihracat yaptığı 10 ülke sırasıyla Almanya, İngiltere, İtalya, Irak, ABD, Fransa, İspanya, Hollanda, İsrail ve Rusya’dır. En çok ithalat yaptığı 10 ülke ise sırasıyla Rusya, Almanya, Çin, İtalya, Irak, Fransa, Hindistan, Güney Kore, İngiltere ve İran’dır (Ticaret Bakanlığı, 2020).

Toplam ihracat içinde Türkiye’nin başlıca ihraç ürünlerini %3,3 ile tarım ve orman ürünleri, % 2,0 ile madencilik ve taş ocaklığı, %93,9 ile de imalat sanayi (ilaç, bilgi işlem cihazları, elektrik makineleri, haberleşme cihazları, kimya, temizlik malzemeleri, boya, vernik, lastik ürünleri, demir çelik dışı metal, makine, uçak hariç ulaşım araçları, gıda, tekstil, giyim, orman ürünleri, kâğıt ürünleri, petrol ve kömür türevleri, çimento-kil, demir çelik, metal eşya vb.) ürünleri oluşturmaktadır. İthalatı ise % 4,2 ile tarım ve orman ürünleri, % 13 ile madenler, % 78,9 ile de toptan ve perakende ticaret (doğalgaz ve petrol, otomotiv ve elektronik aletler ithalatı) oluşturmaktadır (Doğruveri, 2018).

2.3. Türkiye’nin Gürcistan ile Dış Ticaret Analizi

21 Kasım 2007 tarihinde Gürcistan’ın başkenti Tiflis’te Gürcistan ve Türkiye arasında serbest ticaret anlaşması imzalanmıştır. 24 Eylül 2008 tarihinde T.C. Resmi Gazetede yayımlanarak yürürlüğe girmiştir. İki komşu ülke arasında imzalanan serbest ticari anlaşması ile belirlenmiş mal gruplarında iki ülke arasındaki ticaretin kısmen veya tamamen serbestleştirilmesi amaçlanmıştır. Yapılan STA sayesinde sonraki yıllarda iki ülke arasındaki ticaret hacmi oldukça artmıştır. Gürcistan Milli İstatistik Kurumu tarafından yayımlanan 2019, 2020 ve 2021 yıllık verilere göre Gürcistan’ın Türkiye ile toplam karşılıklı ticaret hacmi sırasıyla 1 milyar 872 milyon dolar, 1 milyar 597 milyon dolar, 2 milyar 145 milyon dolar ile Türkiye, Gürcistan’ın en büyük ticari ortağı olmuştur. Aşağıda verilen Tablo 5 ve Tablo 6’da sırasıyla 2015-2020 döneminde Türkiye’nin Gürcistan’a olan mal ihracat ve ithalatı kalemler halinde gösterilmiştir. Standart uluslararası ticaret 1. düzey sınıflandırması (STIC) baz alınarak verilmiş olan Tablo 5 ve Tablo 6 da, 0 ile 9 arasında verilen 10’lu sınıflandırmada 0 canlı hayvan ve gıda maddeleri, 1 içki ve tütün ürünleri, 2 akaryakıt hariç yenilmeyen hammaddeleri, 3 mineral yakıtlar, yağlar ve alkali ürünleri, 4 hayvansal, bitkisel katı ve sıvı yağları, 5 başka yerde belirtilmeyen kimya sanayi ve ürünlerini, 6 başlıca sınıflara ayrılan işlenmiş malları, 7 makineler ve taşıt araçlarını, 8 çeşitli mamul eşyaları ve son olarak 9’da sınıflandırılmamış eşyaları temsil etmektedir.

Tablo 5. Türkiye'nin Gürcistan ile Olan Mal İhracatı (Bin dolar)

Yıl	SITC Rev4 Düzey 1 (1 Digit) Ürün Sınıflandırılması									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
2015	95392.3	5213.4	22532.4	12113.5	1718.2	268950.2	461403.1	245366.7	211272.6	3515.4
2016	105449.3	5340.5	22859.4	13965.6	1474.8	224484.4	468749.9	287231.2	219273.3	5123.1
2017	105424.9	7697.3	27624.9	8665.3	1785.2	243434.5	479223.4	271848.7	226443.5	1725.2
2018	114875.7	11124.7	31785.0	12022.2	1890.9	246060.5	510081.9	312893.7	231922.5	1663.7
2019	108314.6	3798.4	32237.1	40504.7	1605.1	284107.1	516529.1	385342.3	243077.2	1638.4
2020	106784.7	2001.7	28541.8	36371.4	1156.1	235027.8	493876.5	313257.6	183969.9	6593.9

Kaynak: Gürcistan Milli İstatistik Kurumu (2020).

Tablo 5’e bakıldığında 2015 yılından 2020 yılısonuna kadar Türkiye’nin Gürcistan pazarına en fazla başlıca sınıflara ayrılan işlenmiş mallar grubundan satış gerçekleştirdiği görülmektedir. Aynı dönemde en zayıf olan ticaret ise hayvansal, bitkisel katı ve sıvı yağlar mal grubundadır.

Genel olarak bakıldığında, dönem boyunca Türkiye'nin Gürcistan'a sattığı başlıca ürünlerin ilaç ve kimya, otomobil, demir-çelik ve siyah metal ürünleri, makine, plastik ve kauçuk, tekstil ve hazır giyim olduğu görülmektedir.

Tablo 6. Türkiye'nin Gürcistan ile Olan Mal İthalatı (Bin dolar)

Yıl	SITC Rev4 Düzey 1 (1 Digeit) Ürün Sınıflandırılması									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
2015	23475.7	762.9	9197.0	18362.1	61245.0	8694.5	47827.6	5885.7	65978.7	493.2
2016	21223.7	1038.1	4024.9	13259.6	5547.1	12010.5	49687.3	4918.3	58345.7	3399.6
2017	15226.0	1015.7	9437.1	12843.7	6537.0	11475.3	82232.9	6349.0	68484.0	3074.4
2018	14647.1	8481.5	32102.1	14575.1	7505.2	11239.5	76076.3	6110.1	69240.2	1399.0
2019	9265.7	249.1	28201.1	4024.1	4735.2	6812.9	63207.1	5812.5	78205.7	1827.7
2020	15695.3	883.4	11341.8	2321.0	9919.6	5074.3	54323.9	9643.8	78878.9	2489.7

Kaynak: Gürcistan Milli İstatistik Kurumu (2020).

Tablo 6'da Türkiye'nin Gürcistan'dan satın aldığı başlıca ürünler görülmektedir. Dönem boyunca Türkiye'nin en fazla satın aldığı ürün çeşitli mamul eşyalardır. Aynı dönemde Türkiye'nin Gürcistan'dan en az satın aldığı ürün ise içki ve tütün grubudur. Genel olarak Türkiye'nin Gürcistan'dan satın aldığı başlıca mal listesi kumaş ve triko, metal hammaddeleri ve hurda, canlı hayvanlar ve gıda maddeleri, içki ve tütün, mamul eşya ve kimya sanayi ürünleri şeklindedir.

3. Açıklanmış Karşılaştırmalı Üstünlük (BALASSA Endeksi)

Ülkeler arası rekabet gücünün ölçümünü yapmak için çeşitli formüller ve endeksler oluşturulmuştur. Son zamanlarda yapılan çalışmalarda, ülkeler arası karşılaştırmalı üstünlüğün ölçülmesinde yaygın olarak kullanılan endeks Balassa (1977) endeksidir. Balassa Endeksi, ülkeler arasında dış ticaret gerçekleşikten sonra, ulusal veya uluslararası istatistik kurumları tarafından ülkelerin sattığı ve satın aldığı mallarla ilgili aylık ve yıllık verileri kullanmaktadır. Bu veriler analiz edilerek iki ülke arasında görece ticaret durumunun ne olduğu öğrenilmektedir. Ayrıca ihracat ve ithalat verilerini analiz ederek iki ülke arasında veya dünya pazarında ülkenin rekabet gücü ve karşılaştırmalı üstünlüğünün ölçümü yapılabilmektedir. Yukarıda bahsedildiği gibi, dünya pazarında ülkelerin karşılıklı rekabet gücü ölçümünde yaygın olarak Balassa açıklanmış karşılaştırmalı üstünlük (Balassa, 1977) endeksi kullanılmaktadır.

$$AKÜ = \frac{X_{kt}^j / X_t^j}{X_{kt}^v / X_t^v} \quad (1)$$

t. dönem, j. ülke, k. ürün, v: dünya ihracatı

(1) numaralı denklemin pay kısmında X_{kt}^j : j. ülkenin t. dönemde k. ürünün ihracatını, X_t^j j. ülkenin t. dönemde toplam ihracatını,

(1) numaralı denklemin payda kısmında X_{kt}^v : t. dönemde k. ürünün toplam ihracatını, X_t^v t. dönemde dünya toplam ihracatını göstermektedir.

AKÜ değeri hesapladığında hesaplanan değerin 1'den büyük çıkması incelenen ürün grubunda söz konusu ülkenin uzmanlaştığını göstermektedir. Eğer endeks değeri 1'den küçükse ülkenin söz konusu ürün grubunda uzmanlaşmadığı anlaşılmaktadır.

Yukarıda anlatılan endeks Balassa (1977) tarafından geliştirilmiş ve hesaplama için ithalat rakamları da dâhil edilerek söz konusu mal gruplarında ülkelerin uzmanlaşma seviyesini veren bir endeks oluşturulmuştur.

$$AKÜ = \ln \left[\frac{X_{kt}^j / X_t^j}{X_{kt}^v / X_t^v} \right] \quad (2)$$

Bu endeks, bir ülkenin seçtiğimiz herhangi bir mal grubunda rekabet analizini göstermesinin yanında ülkeler arasında karşılaştırma da yapabilmektedir. Endeks hesaplandığında elde edilen değerlerin ne anlama geldiği aşağıda açıklanmaktadır.

Eğer elde edilen AKÜ endeksi (LnAkü) 0,5’ten büyükse o mal grubunda söz konusu ülkenin rekabet gücü yüksektir. Eğer elde edilen AKÜ endeksi (LnAkü) -0,5’ten düşükse o mal grubunda söz konusu ülkenin rekabet gücü düşüktür. LnAkü endeksinin sınırları -0,5 ve 0,5 arasındadır (Sandalcılar ve Cihan, 2018).

4. Literatür İncelemesi

Mevcut literatürde ülkelerarası ticaretinde rekabet gücünün ortaya konulması hem de ülkelerin hangi hizmet sektörlerinde karşılaştırmalı üstünlüğe sahip oldukları belirlenmesi için kullanılan yöntemlerden birisi endeks hesaplamasıdır. Ülkelerarası ticarete rekabet gücünün ortaya konulması için endekslerini kullanan bazı seçilmiş çalışmalara bu başlık altında yer verilmiştir. Tablo 7 incelendiğinde literatürde Türkiye-Gürcistan arasında karşılıklı dış ticaret analizi yapan çalışma sayısının yok denecek kadar az olduğu dikkati çekmektedir. Genellikle çalışmaların ülke grupları arasında yapıldığı görülmektedir.

Tablo 7. Literatürde Yer Alan Bazı Çalışmalar

Çalışma	Çalışma Konusu	Ülke Grubu	Periyot	Kullanılan Endeks
Balassa ve Noland (1989)	Japonya ve ABD'nin değişen karşılaştırmalı üstünlüğünü incelenmektedir. 57 birincil ve 167 üretilmiş ürün kategorisi için “açıklanmış” karşılaştırmalı üstünlük endeksleri türetilmiştir.	Japonya-ABD	1967-1983	Balassa AKÜ endeksi
Kim (1997)	Kore ve Japonya arasındaki endüstri-içi ticaret incelenmektedir. Yapılan çalışmada iki ülke arasında açıklanan karşılaştırmalı üstünlük ve ülkelerarası ticarete uzmanlaşma ortaya konulmaktadır.	Kore-Japonya	1975-1996	Balassa AKÜ endeksi / Grubel-Lloyd endeks
Utkulu ve Seymen (2004)	Sektörel düzeyde Türkiye'den AB'ye gerçekleşen ticaret akışlarının rekabet gücü incelenmektedir.	Türkiye-AB 15 Seçilmiş Ülke	1990-2002	Balassa AKÜ endeksi
Batra ve Khan (2005)	Küresel pazarda Hindistan ve Çin için açıklanmış karşılaştırmalı üstünlük modellerinin benzerliklerinin sistematik değerlendirmesi yapılmaktadır.	Hindistan-Çin	2000-2003	Balassa AKÜ Endeksi
Shen ve Yanxiang Gu (2007)	Çin'den ABD'ye ihraç edilen mamul mal gruplarını belirlemek için 4 basamaklı SITC verilerini kullanılarak AKÜ endeksi hesaplanmaktadır.	ABD-ÇİN	1995-2006	Balassa AKÜ Endeksi
Serin ve Civan (2008)	AB pazarında seçilmiş tarım ürünleri için Türkiye'nin rekabet gücü incelenmektedir.	Türkiye-Avrupa Ülkeleri	1995-2005	Balassa AKÜ Endeksi

Tablo 7. Devamı

Kösekahya ođlu ve Özdamar (2011)	Türkiye, Çin ve Hindistan'ın rekabet güçleri farklı mal grupları için ayrı ayrı incelenmektedir.	Türkiye-Çin-Hindistan	1990-2009	Balassa AKÜ Endeksi
Reyes (2014)	Altı ASEAN üyesi ülkenin açıklanmış karşılařtırılabilir üstünlüğünü incelenmektedir.	Seçilmiş Asya Ülkesi	2007-2011	Balassa AKÜ Endeksi ve Lafay Endeksi
Erkekođlu vd. (2014)	Kayseri'nin dünya ve Türkiye'ye göre Türkiye'nin ise dünyaya göre karşılařtırılabilir üstünlüğünü incelenmektedir.	Türkiye	2002-2012	Balassa AKÜ Endeksi
Şahin (2016)	Türkiye ve Çin arasındaki karşılařtırılabilir rekabet gücü incelenmektedir.	Türkiye- Çin	2000-2013	Balassa AKÜ Endeksi
Sandalcılar ve Cihan (2018)	Türkiye'nin Gürcistan pazarındaki rekabet gücü imzalanan Serbest Ticaret Anlaşmasının kapsamında incelenmeye çalışılmıştır.	Türkiye-Gürcistan	2001-2016	Balassa AKÜ Endeksi
Özdemir (2019)	Türk plastik sektörünün rekabet gücü tespit edilmeye çalışılmaktadır.	Türkiye-Seçilmiş 20 AB Ülkesi	2001-2018	Balassa AKÜ Endeksi
Kuşat ve Denli (2021)	BRICS ülkeleri ve Türkiye'nin rekabet güçleri karşılařtırılmaktadır.	Türkiye-BRICS ülkeleri	2008-2019	Balassa AKÜ Endeksi
Yılmaz ve Genç (2021)	OECD Rev.3 kapsamında nitelendirilen "Teknoloji Yođun Ürün" sınıflandırmasını gösteren sektörün ve sektördeki ürünlerin, rekabetçi seviyelerinin tespit edilmesi amaçlanmaktadır.	Türkiye-OECD	2010-2019	Balassa AKÜ Endeksi
Dumrul ve Kılıçarslan (2022)	BRICS ülke grubu ve grubun her üye ülkesinde 12 hizmet alt sektörünün rekabet gücü incelenmektedir.	BRICS ülkeleri	2016-2020	Balassa AKÜ Endeksi

5. Türkiye-Gürcistan Dış Ticaretinde Rekabet Gücü Analizi

Türkiye'nin Gürcistan karşısında rekabet gücünü arařtırmak üzere 2019 ve 2020 yılları ile sınırlandırılan çalışmada Balassa tarafından geliřtiren endeks kullanılmıştır. SITC-Rev4 mal sınıflandırmasına göre ihracat ve ithalat verileri TÜİK ve GEOSTAT veri tabanından USD cinsinden elde edilmiş ve aylar itibarıyla iki ülke arasında AKÜ endeksi ayrı ayrı hesaplanmıştır. Analiz sonunda elde edilen sonuçlar yorumlanmıştır.

Tablo 8, 10 farklı mal grubunda Türkiye'nin Gürcistan karşısındaki rekabet gücü ile ilgili hesaplanan AKÜ endeks deđerlerini vermektedir. Tablo incelendiđinde Türkiye için en fazla üstünlük 5 ve 7 numaralı mal gruplarında görölmektedir. 2 ve 9 numaralı mal gruplarında ise en düşük üstünlük görölmektedir. Ayrıca 1 ve 3 numaralı mal gruplarında Gürcistan'dan hiç ithalat yapılmayan aylar görölmektedir ve diđer aylarda üstünlük oldukça yüksek gerçekleşmiştir. Özetle, 2019 yılının ilk 6 aylık döneminde özellikle 0, 1, 4, 5, 6, 7 ve 8 mal gruplarında Türkiye üstünlük sahibiyken 2, 3 ve 9 mal gruplarında Türkiye'nin rekabet gücü zayıflamıştır.

Tablo 8. 2019 Yılı Ocak-Haziran Aylarında Türkiye’nin Gürcistan Karşısında Rekabet Gücü (AKÜ Endeksi)

2019 Yılı (Ocak-Haziran)	Ocak	Şubat	Mart	Nisan	Mayıs	Haziran
0- Canlı Hayvanlar ve Gıda Maddeleri	2,433	0,064	-0,181	0,136	1,224	2,171
1- İçki ve Tütün	6,131	2,619	İ.Y.	4,678	2,837	İ.Y.
2- Akaryakıt Hariç Yenilmeyen Ham Maddeler	-1,865	-0,034	1,244	-0,699	-1,181	0,056
3- Mineral Yakıtlar, Yağlar ve Alkali Ürünler	İ.Y.	-1,113	0,251	İ.Y.	0,273	-0,076
4- Hayvansal, Bitkisel Katı ve Sıvı Yağlar, Mumlar	2,107	-1,699	0,822	-4,037	-0,499	1,407
5- Başka Yerde Belirtilmeyen Kimya Sanayi ve Ürünleri	2,488	3,223	3,537	4,587	4,093	5,151
6- Başlıca Sınıflara Ayrılan İşlenmiş Mallar	2,003	1,433	2,030	1,667	2,190	2,290
7- Makineler ve Taşıt Araçları	4,065	4,999	6,494	5,670	5,521	5,290
8- Çeşitli Mamul Eşya	1,078	0,970	1,285	0,720	1,253	1,032
9- SITC’de Sınıflandırılmamış Eşyalar	-0,815	-0,489	0,602	-0,316	1,038	-1,580

Not: İ.Y. : Türkiye’nin o mal grubundan o dönemde ithalatı yoktur.

Tablo 9’da 2019 yılının ikinci 6 aylık döneminde Türkiye’nin Gürcistan’a rekabet gücünü ölçmek üzere hesaplanan AKÜ endeks değerleri gösterilmektedir. 2019 yılının ilk 6 aylık dönemine göre özellikle 0, 1, 4, 5, 6, 7 ve 8 numaralı mal gruplarında Türkiye üstünlük sahibiyken 2, 3 ve 9 numaralı mal gruplarında Türkiye’nin rekabet gücünün zayıf olduğu ispat edilmiştir. Yılın ikinci döneminde ise durum değişmiş ve 1, 3, 4 ve 9 numaralı mal gruplarında Gürcistan’dan hiç ithalat yapılmayan aylar görülmektedir. Ayrıca bu dönemde Türkiye’nin rekabet gücü çoğu mal gruplarında yükselmiş ve sonuçta 2 ve 9 numaralı mal grupları hariç diğer mal gruplarında rekabet gücünün yüksek olduğu ispat edilmiştir. Özellikle en yüksek rekabet gücü 1, 5, 6 ve 7 mal gruplarında görülmektedir.

Tablo 9. 2019 Yılı Temmuz-Aralık Aylarında Türkiye’nin Gürcistan Karşısında Rekabet Gücü (AKÜ Endeksi)

2019 Yılı (Temmuz-Aralık)	Temmuz	Ağustos	Eylül	Ekim	Kasım	Aralık
0- Canlı Hayvanlar ve Gıda Maddeleri	0,975	3,250	3,216	4,611	4,743	2,715
1- İçki ve Tütün	2,346	İ.Y.	2,087	4,305	3,973	İ.Y.
2- Akaryakıt Hariç Yenilmeyen Ham Maddeler	-0,269	0,045	1,041	0,924	0,825	0,850
3- Mineral Yakıtlar, Yağlar ve Alkali Ürünler	1,033	1,313	İ.Y.	1,804	İ.Y.	-0,759
4- Hayvansal, Bitkisel Katı ve Sıvı Yağlar, Mumlar	0,100	4,520	İ.Y.	İ.Y.	İ.Y.	1,646
5- Başka Yerde Belirtilmeyen Kimya Sanayi ve Ürünleri	3,948	5,227	4,436	6,870	4,995	5,092
6- Başlıca Sınıflara Ayrılan İşlenmiş Mallar	2,636	2,458	2,165	2,388	2,480	2,427
7- Makineler ve Taşıt Araçları	6,053	5,956	6,817	6,695	5,473	5,475
8- Çeşitli Mamul Eşya	1,258	2,376	1,807	1,374	1,509	1,284
9- SITC’de Sınıflandırılmamış Eşyalar	0,014	-0,248	-0,332	-1,096	İ.Y.	-2,036

Not: İ.Y. :Türkiye’nin o mal grubundan o dönemde ithalatı yoktur.

Tablo 10, 2020 yılının birinci 6 aylık döneminde (Ocak-Haziran) Türkiye’nin Gürcistan karşısındaki rekabet gücü ile ilgili hesaplanan AKÜ endeks değerlerini vermektedir. Bu dönemde Türkiye için en fazla rekabet üstünlüğü 1, 5, 6 ve 7 numaralı mal gruplarında görülmektedir. Bu dönemde düşük rekabet üstünlüğü ise 3, 4 ve 9 numaralı mal gruplarında görülmektedir. 2019 yılının Ocak-Haziran dönemi ile 2020 yılının Ocak-Haziran dönemi kıyasladığında ikinci dönemde Türkiye’nin rekabet gücünün zayıfladığı görülmektedir. Ayrıca, 2019 Ocak-Haziran

döneminde Türkiye'nin Gürcistan'dan ithal etmediđi mal gruplarında 2020 yılının Ocak-Haziran döneminde ithalat yapıp rekabet gücünün zayıfladıđı görölmektedir.

Tablo 10. 2020 Yıl Ocak-Haziran Aylarında Türkiye'nin Gürcistan Karřısında Rekabet Gücü (AKÜ Endeksi)

2020 Yılı (Ocak-Haziran)	Ocak	řubat	Mart	Nisan	Mayıs	Haziran
0- Canlı Hayvanlar ve Gıda Maddeleri	0,783	0,411	1,352	0,795	0,600	2,734
1- İçki ve Tütün	5,280	2,456	2,403	3,069	İ.Y.	1,426
2- Akaryakıt Hariç Yenilmeyen Ham Maddeler	0,184	0,518	0,892	1,020	0,538	0,664
3- Mineral Yakıtlar, Yađlar ve Alkali Ürünler	0,214	0,416	-2,239	-1,580	0,296	0,335
4- Hayvansal, Bitkisel Katı ve Sıvı Yađlar, Mumlar	-1,748	-2,853	0,586	-3,571	-0,524	-0,052
5- Bařka Yerde Belirtilmeyen Kimya Sanayi ve Ürünleri	7,038	5,658	5,114	4,406	3,805	2,851
6- Bařlıca Sınıflara Ayrılan İşlenmiř Mallar	1,948	2,159	1,884	1,798	2,772	2,289
7- Makineler ve Tařıt Araçları	6,060	7,959	6,298	8,045	5,887	7,431
8- Çeřitli Mamul Eřya	1,256	1,246	0,868	2,206	0,912	0,960
9- SITC'de Sınıflandırılmamıř Eřyalar	-0,965	-0,123	İ.Y.	İ.Y.	-0,662	-1,499

Not: İ.Y. :Türkiye'nin o mal grubundan o dönemde ithalatı yoktur.

Tablo 11'de 2020 yılının Temmuz-Aralık aylarına ait veriler üzerinde AKÜ endeks hesaplaması yapılmıřtır. Yapılan hesaplamaya göre, 2020 Ocak-Haziran ve 2020 Temmuz-Aralık dönemleri karřılařtırıldıđında Türkiye'nin ikinci 6 ayda rekabet gücünün arttıđı görölmektedir. Özellikle 0, 1, 5, 6 ve 7 mal gruplarında eskisine göre oldukça yükselen endeks rakamları Türkiye'nin rekabet gücünün çok arttıđını göstermiřtir. Ayrıca daha önce Gürcistan'dan ithal edilen malları, daha sonra Gürcistan'a ihracat yapan Türkiye karřılařtırmalı üstünlük sahibi olmuřtur. Özetle, Covid-19 bařladıđında (2019 Ocak-Haziran) Türkiye'nin Gürcistan'a ile olan dıř ticaretinde rekabet gücünün düřtüđü daha sonra ise tekrar yükselerek daha da fazla mal grubunda hem rekabet gücü hem de üstünlük sahibi olduđu ortaya çıkmıřtır.

Tablo-11. 2020 Yıl Temmuz-Kasım Aylarında Türkiye'nin Gürcistan Karřısında Rekabet Gücü (AKÜ Endeksi)

2020 Yılı (Temmuz-Aralık)	Temmuz	Ađustos	Eylül	Ekim	Kasım	Aralık
0- Canlı Hayvanlar ve Gıda Maddeleri	4,928	5,136	4,944	2,507	2,840	0,692
1- İçki ve Tütün	2,854	1,589	2,256	6,652	3,323	0,614
2- Akaryakıt Hariç Yenilmeyen Ham Maddeler	0,177	0,344	0,557	0,448	0,708	-0,863
3- Mineral Yakıtlar, Yađlar ve Alkali Ürünler	-1,369	1,043	-1,912	-2,076	-0,697	-0,558
4- Hayvansal, Bitkisel Katı ve Sıvı Yađlar, Mumlar	-2,802	6,278	İ.Y.	4,534	-1,000	-0,043
5- Bařka Yerde Belirtilmeyen Kimya Sanayi ve Ürünleri	4,741	5,525	5,477	3,850	5,158	-0,713
6- Bařlıca Sınıflara Ayrılan İşlenmiř Mallar	3,163	2,519	2,062	2,460	2,605	0,578
7- Makineler ve Tařıt Araçları	6,012	5,787	5,664	6,708	8,783	-0,015
8- Çeřitli Mamul Eřya	1,067	1,131	1,784	1,280	1,215	1,270
9- SITC'de Sınıflandırılmamıř Eřyalar	-1,081	-0,956	-1,557	-2,143	-1,751	-1,926

Not: İ.Y. :Türkiye'nin o mal grubundan o dönemde ithalatı yoktur.

6. Sonuç

Dış ticaretin artırılması Türkiye için en önemli önceliktir. Türkiye dış ticaretini geliştirmek için her yıl yeni adımlar atmaktadır. İhracatı her yıl artan Türkiye, giderek dünya pazarında önemli bir rol üstlenmeye başlamıştır. Türkiye dış ticaretini genişletmek için komşu ülkeler ve dünya pazarında önemli konuma sahip devletlerle yeni STA yapmaktadır.

Günümüzde Türkiye’de 37 adet STA ile farklı ülkeler ile kolaylaştırılmış halde dış ticaret yürütülmektedir. Bunlardan biri olan sınır komşusu Gürcistan ile serbest ticaret anlaşması, 21 Kasım 2007 tarihinde imzalanmış ve 24 Eylül 2008 tarihinde yürürlüğe girmiştir. Covid-19 virüsünün son zamanlarda yayılması hem dünya pazarları hem de ulusal pazarlar üzerinde büyük etki yaratmıştır. Bu süreçte ülkelerin dış ticarete rekabet gücü oldukça değişmiştir. Bu amaçla Türkiye ile Gürcistan arasında 2019-2020 döneminde iki ülkenin rekabet gücü Balassa AKÜ endeksi kullanılarak Covid 19 pandemisi dönemi için incelenmiştir. Bu analiz için standart uluslararası ticaret 1. düzey sınıflandırması (STIC) baz alınmıştır.

Türkiye’nin Gürcistan’la yaptığı dış ticaret, ülkeler tarafından imzalanan STA’lar sonrasında hızla artmış ve Türkiye, Gürcistan’ın en önemli ticaret ortaklarından biri haline gelmiştir. İki ülkenin sınır komşusu ve birbirine yakın olmasının da bu gelişmede önemli katkısı olmuştur. Türkiye’nin Gürcistan’la dış ticaretinde rekabet gücünün AKÜ endeksi hesaplandığı bu çalışmada, özellikle Covid-19 pandemisinin ilk etkilerinin görüldüğü 2019 yılı ilk yarısında Türkiye’nin rekabet gücünde düşüş olduğu tespit edilmiştir. Bununla birlikte 2019’un ikinci yarısı ve pandemi etkilerinin ağırlaştığı, ülkelerde kapanmaların ve üretime ara vermelerin yaşandığı 2019’un ikinci yarısı ve 2020’de Türkiye’nin Gürcistan’a karşı dış ticarete rekabet gücünün tekrar arttığı görülmüştür. Genel olarak incelenen dönem içerisinde Türkiye’nin 2 ve 9 numaralı mal gruplarında rekabet gücünün düşük, 1,5,6 ve 7 numaralı mal gruplarında ise çok yüksek olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuç göstermektedir ki, Türkiye’nin komşularıyla dış ticarete rekabet gücünü artırması ülkenin ihracatına ve dolayısıyla dış ticaret açığının kapanmasına da olumlu etki yapacaktır. Yıllardır döviz açığını yabancı sermaye girişleriyle kapatmaya çalışan Türkiye’de bu durumun daha fazla sürdürülebilir olmadığı sıkça dile getirilirken, döviz kazandırıcı faaliyetlerin en önemlisi olan ihracatın teşvik edilmesi ve komşu ülkelerle ilişkilerin iyileştirilmesi gerekliliği önemli bir politika hedefi olarak bir kez daha karşımıza çıkmıştır. Araştırma sonuçları karşılıklı ticarete Türkiye’nin avantajlı durumda olduğunu ortaya koymuşsa da, her iki ülke için de yapılan ticarete konu olan ürünlerin düşük katma değerli oluşu toplam ticaret hacminin de yüksek olmamasına neden olmaktadır. Türkiye, katma değeri yüksek ürün üretiminde uzmanlaşıp bu ürünlerin ihracatında rekabet gücünü arttırmak için gerekli teşvik edici ve yönlendirici politikaları bir an evvel hayata geçirmelidir. Gürcistan için de benzer bir sonuç karşımıza çıkmıştır. Gürcistan da ülkenin dış ticaret gelirlerinin artması için ihracatçı sektörler daha fazla teşvik verilmeli ve yatırımlar politik olarak bu alanlara yönlendirilmelidir.

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

- Adıgüzel, M. (2013). Küresel rekabet gücünün ölçülmesi ve Türkiye bağlamında bir değerlendirme. *Akademik Bakış Dergisi*, 37, 3-7. Eriřim adresi: <https://www.akademikbakis.org/>
- Balassa, B. (1977). Trade liberalisation and “revealed” comparative advantage. *The Manchester School*, 33(2), 99-123. Retrieved from <https://onlinelibrary.wiley.com/>
- Balassa, B. and Noland, M. (1989). Revealed comparative advantage in Japan and the United States. *Journal of International Economic Integration*, 4(2), 8-22. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Batra, A. and Khan, Z. (2005). *Revealed comparative advantage: An analysis for India and China* (Econstor Working Paper No. 168). 168, 27-43. Retrieved from <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/176190/1/icrier-wp-168.pdf>
- Dıřıřleri Bakanlıęı. (2020). *Dünya ticaret örgütü*. Eriřim adresi: https://www.mfa.gov.tr/dunya-ticaret-orgutu___dto_.tr.mfa
- Dıřıřleri Bakanlıęı (2019). Gürcistan Ekonomisi. Eriřim adresi: <https://www.mfa.gov.tr/gurcistan-ekonomisi.tr.mfa>
- Doęruveri. (2018). *Türkiye dıř ticaret istatistikleri*. Eriřim adresi: <https://medium.com/dogruveri/t%C3%BCrkiye-d%C4%B1%C5%9F-ticaret-i-CC%87statistikleri-d643efc9fd46>
- Erkekoęlu, H., Kılıçarslan, Z. ve Gökmar, H. (2014). Kayseri ilinin mobilya sektörü rekabet gücü: Açıklanmış karşılařtırmalı üstünlük endeksi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 44, 1-22. <https://doi.org/10.18070/euiibfd.91468>
- Gürcistan Milli İstatistik Kurumu. (2020). *SITC-3 mal sınıflandırmasına göre Gürcistan'ın Türkiye ile dıř ticareti* [Veri seti]. Eriřim adresi: <https://www.geostat.ge/ka/modules/categories/713/sagareo-vachrobis-erteulis-ghirebulebis-indeksebi>
- Kırıkkale Ticaret ve Sanayi Odası. (2021). *Gürcistan ülke raporu*. Eriřim adresi: <https://www.kirikkaletso.org.tr/ktso/dosyalar/G%C3%9CRC%C4%B0STAN-2021.pdf>
- Kösekahyaoglu, L. ve Özdamar, G. (2011). Türkiye, Çin ve Hindistan'ın sektörel rekabet gücü üzerine karşılařtırmalı bir inceleme. *Uludaę Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2, 31-35. Eriřim adresi: <https://uludag.edu.tr/iibfdergi>
- Kuşat, N. ve Denli, E.A. (2021). Açıklanmış karşılařtırmalı üstünlüklere göre Türkiye-BRICS rekabet gücü analizi (2008-2019). *Afyon Kocatepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10(1), 96-108. <https://doi.org/10.33707/akuiibfd.839333>
- Kılıçarslan, Z. ve Dumrul, Y. (2022). BRICS ülkelerinin hizmet ticaretinde açıklanmış karşılařtırmalı üstünlükleri. *Fiscaoeconomia*, 6(1), 99-115. <https://doi.org/10.25295/fsecon.1034136>
- Kim, J.H. (1997). Intra-industry trade, revealed comparative advantage, and trade specialization: The case of Korea-Japan trade. *S-Spase*, 36, 521-546. Retrieved from <https://s-space.snu.ac.kr/>
- Özdemir, A. (2019). *Türkiye plastik sektöründe uluslararası rekabet gücünün açıklanmış karşılařtırmalı üstünlükler kuramı açısından analizi* (Yayımlanmamış doktora tezi). Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Manisa.
- Reyes, G.U. (2014). Examining the revealed comparative advantage of the ASEAN 6 countries using the Balassa index and Lafay index. *Journal of Global Business and Trade*, 10(1), 2-11. Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=2999228>
- Shen, G. and Gu, A.Y. (2007). Revealed comparative advantage, intra- industry trade and the US manufacturing trade deficit with China. *China and World Economy*, 15(6), 87-103. <https://doi.org/10.1111/j.1749-124X.2007.00094.x>
- Serin, V. and Civan, A. (2008). Revealed comparative advantage and competitiveness: A case study for Turkey towards the EU. *Journal of Economic and Social research*, 10(2), 29-40. Retrieved from <https://citeseerx.ist.psu.edu/v>

- Sandalcılar, A.R. ve Cihan, K.A. (2018). Türkiye ile Gürcistan arasındaki dış ticaretin sektörel analizi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 365-369. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.454036>
- Seyidoğlu, H. (2017). *Uluslararası iktisat, teori, politika ve uygulama* (21. bs.). İstanbul: Güzem Can Yayınları.
- Şahin, D. (2016). Açıklanmış karşılaştırmalı üstünlükler yönetimi ile Türkiye ve Çin’in sektörel rekabet gücünün karşılaştırmalı analizi. *Kırıkkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(1), 127-148. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/kusbd/>
- Ticaret Bakanlığı. (2020). *Dış ticaret istatistikleri*. Erişim adresi: <https://ticaret.gov.tr/istatistikler/dis-ticaret-istatistikleri>
- Tutar, H., Demir, E., Demir, M. ve İnce, O.G. (2013). *İş dünyası için Gürcistan rehberi*. Erişim adresi: <https://www.serka.gov.tr/dokumanflipbook/is-dunyasi-icin-gurcistan-rehberi/256>
- TÜİK. (2020). *SITC* [Veri Seti]. Erişim adresi: <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=dis-ticaret-104&dil=1>
- Utkulu, U. and Seymen, D. (2004). Revealed comparative advantage and competitiveness: Evidence for Turkey vis-à-vis the EU/15. *In European trade study group 6th annual conference, ETSG* (pp. 1-26). Retrieved from <https://www.etsg.org/>
- Yılmaz, M. ve Genç, E.G. (2021) Gıda ürünleri ve içecek sektörünün, Balassa (Akü) endeksine göre analizi. *Journal of Business Innovation and Governance*, 4(2), 44-50. <https://doi.org/10.54472/jobig.978591>

THE COMPETITIVENESS OF TURKEY IN THE FOREIGN TRADE WITH GEORGIA: ANALYSIS WITH THE BALASSA RCA INDEX

EXTENDED SUMMARY

Purpose

There are very few studies conducted regarding the Georgian economy which is categorized as one of the transitional economies that were formed after the disintegration of Russia. In the past few years, the mutual trade relations between Georgia and Turkey have been increasing rapidly. Therefore, the increase in the number of studies being conducted in analyzing the mutual trade relations between the above-mentioned nations is of significant importance because of the value that it can add to this field. The main goal of this study is to make a significant contribution in this field by determining the competitiveness of rapidly increasing mutual trade relations between Georgia and Turkey, in accordance with basic sectors, during the Pandemic period. The developments and changes that occurred during the COVID-19 pandemic caused the economies of various countries to shrink. Alike other countries, Turkey has also been affected by this situation. In this study, the goal is to identify how the competitiveness of foreign trade between Turkey and Georgia within the “STIC level 1, a product group of 10” has been affected and the developments and changes that have come to the surface.

Literature Review

After Balassa and Noava (1989), one of the most important studies in the field, the number of researches has rapidly increased. The studies conducted by Batra and Khan (2005), Serin and Civan (2008), Reyes (2014), Özdemir (2019), Dumrul and Kılıçarslan (2022) can be listed in the literature of this field. Furthermore, it is important to mention that, in the literature, the evaluation of the competitiveness of international foreign trade is generally done for definitive business groups. For example: In this field, there are numerous studies conducted regarding the evaluation of the competitiveness of mutual foreign trade between Turkey and one of its most significant trade partners, the European Union. Utkulu and Symen (2004), Serin and Civan (2008), and Özdemir (2019) are some of the studies conducted on this respective subject. On the other hand, the number of studies that are available in the field regarding the transitional economies formed after 1991 is very limited. Even though there are several studies regarding the subject, there are hardly any studies that target the foreign trade competitiveness power between Turkey and Georg. Especially, the study by Sandalcılar and Ayran (2018) is commendable.

Methods

In this study, the measurement of competitiveness of the foreign trade between Turkey and Georgia is evaluated using the Revealed Competitiveness Index (RCA) which was developed by Balassa (1977) and is at large used in the literature. This method allows us to evaluate and compare the competitiveness between countries as well as to determine the expertise of countries in various product groups. Therefore, this method is widely preferred in the literature.

Results

This study analyses the period limited to 2019- 2020 and this period is further divided into smaller periods of 6 months. The research shows that the competitiveness of foreign trade between Turkey and Georgia has generally decreased in the first half of 2019 when the effects of the pandemic were first emerging and then increased in the following months after the recovery. In general, it has been established in this study that the competitiveness of Turkey the product groups 2 and 9 is low, while it is extremely high for product groups 1,5,6, and 7. Although the results of the research conducted on mutual trade show that Turkey has an advantage, the fact that the products which are subjects of trade for both countries are of low value has an adverse effect on the total volume of trade causing it to be low ultimately. In order to increase its competitiveness in the export of high-value products, Turkey should put on special effort to gain an expertise in high value products and implement the much required encouraging and guiding policies as soon as possible. The same scenario applies for Georgia. It should also create encouragements for the sectors related to exports and guide the investments politically to these fields for the development as well as the increment of the country’s foreign trade income.