

VOLUME • CİLT: 13 • ISSUE • SAYI: 24 JANUARY • OCAK 2021  
ISSN: 2529-0029

M A R M A R A  
Ü N İ V E R S İ T E S İ  
F İ N A N S A L  
A R A Ş T I R M A L A R V E  
Ç A L I Ş M A L A R D E R G İ S İ

ULUSLARARASI HAKEMLİ DERGİ



MARMARA ÜNİVERSİTESİ YAYINEVİ

**Finansal Arařtırmalar ve alıřmalar Dergisi • The Journal of Financial Researches and Studies**  
Volume • Cilt: 13 Issue • Sayı: 24 January • Ocak 2021  
ISSN: 2529-0029

**Marmara niversitesi Rektrlė Adına İmtiyaz Sahibi • Owner**

Prof. Dr. Erol zvar (Rektr • Rector)

**Derginin Sahibi • Owner of the Journal** Marmara niversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Yksekokulu Adına •

On Behalf of Marmara University School of the Banking and Insurance

Prof. Dr. Eriřah ARICAN

**Yayın Kurulu • Editorial Board**

Prof. Dr. Eriřah ARICAN – Marmara niversitesi - İstanbul

Prof. Dr. Mnevver ETİN – Marmara niversitesi - İstanbul

Prof. Dr. Bařak TANINMIř YCEMEMİř – Marmara niversitesi - İstanbul

Prof. Dr. Murat AKBALIK – Marmara niversitesi - İstanbul

Prof. Dr. Server DEMİRCİ – Marmara niversitesi - İstanbul

Prof. Dr. Mehmet Deniz YENER – Marmara niversitesi - İstanbul

Prof. Dr. Levent İNKO – Marmara niversitesi - İstanbul

Do. Dr. Gkhan IřIL – Marmara niversitesi - İstanbul

**Editr (Sorumlu Yazı İřleri Mdr) • Editor (Editor in Chief):** Prof. Dr. Bařak TANINMIř YCEMEMİř

**Editr Yardımcısı • Vice Editor:** Prof.Dr. Murat AKBALIK, Do.Dr. Gkhan IřIL

**Yayına Hazırlama Sorumluları • Responsible for Publication**

Prof.Dr. Server DEMİRCİ (Bařkan)

Dr. ğretim yesi Kemal AKA

ğr.Gr.Dr. İskender DEMİRBİLEK

Arř.Gr. Nurgl AKIN

Arř.Gr. Kbra AKILLI

**Etik Kurul**

Prof. Dr. İdil zlem KO (Bařkan)

Prof. Dr. Ali KSE

Prof. Dr. Glcan AĞIL

Do. Dr. Gkhan IřIL

Do. Dr. Gl OKAY

Do. Dr. Seher ARIKAN TEZERGİL

Dr. ğr. yesi Kemal AKA

Arř. Gr. Nurgl AKIN

**Alan Editrleri**

Prof. Dr. Bařak TANINMIř YCEMEMİř

Prof. Dr. Server DEMİRCİ

Prof. Dr. Murat AKBALIK

Prof. Dr. Levent İNKO

Prof. Dr. İdil zlem KO

Prof. Dr. Ali KSE

**Yayın Politikası**

Finansal Arařtırmalar ve alıřmalar Dergisi yılda iki kez sadece elektronik ortamda yayımlanmaktadır. Hakem srci yaklařık iki ay srmektedir. Makaleler iin yazarlardan bir cret talep edilmemekte ve yazarlara telif creti denmemektedir.

**Adres • Address:** T.C. Marmara niversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Yksekokulu  
Gztepe Kamps, Kayıřdaėı Cad. Kuyubařı, Kadıky 34722 / İSTANBUL

**Tel • Phone** : +90 216 777 31 50

**Faks • Fax** : +90 216 777 31 51

**E-posta • E-mail** : jfrs@marmara.edu.tr

**Marmara Üniversitesi Yayınevi • Marmara University Press**

**Adres • Address:** Göztepe Kampüsü 34722 Kadıköy, İstanbul

**Tel • Phone:** (0216) 777 14 00 **Faks • Fax:** (0216) 777 14 01

**E-posta • E-mail:** yayinevi@marmara.edu.tr

**“FİNANSAL ARAŞTIRMALAR VE ÇALIŞMALAR DERGİSİ”** Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Yüksekokulu uluslararası hakemli akademik yayınıdır. Altı ayda bir yayımlanır. Dergide yayımlanan makalelerdeki görüşler yazarlarına aittir. Yayın Kurulu tarafından benimsendiği anlamına gelmez. Yayımlanması uygun bulunmayan yazılar geri verilmez. Yayın Kurulu, yazının özüne dokunmaksızın gerekli yazım ve cümle değişiklikleri yapma hakkını saklı tutar. Dergiden yapılan alıntılarda kaynak göstermek mecburidir. EBSCO-HOST, TUBİTAK-ULAKBİM, ULRICH Global Serials Directory ve ASOS Index tarafından taranmaktadır.

**“THE JOURNAL OF FINANCIAL RESEARCHES AND STUDIES”** is a peer-reviewed international academic journal of Marmara University School of Banking and Insurance. It is published every six months. All the opinions written in the articles are under responsibilities of the authors and it does not mean that they are adopted by the board. Articles that are considered as a unsuitable for publish are not returned. The Editorial Board reserves the right to make necessary changes in spelling and sentence, without prejudice to the essence of summer. The published contents in the articles cannot be used without being cited. The journal is indexed by EBSCO-HOST, TUBİTAK-ULAKBİM, ULRICH Global Serials Directory and ASOS Index.

## Hakemlerimiz . Peer Reviewers

Reengin AK	Kırklareli Üniversitesi	Ali İhsan KARACAN	İstanbul Ticaret Üniversitesi
Murat AKBALIK	Marmara Üniversitesi	Melisa ERDİLEK KARABAY	Marmara Üniversitesi
Faruk AKIN	Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi	Mehmet Baha KARAN	Hacettepe Üniversitesi
İlyas AKHİSAR	Kocaeli Üniversitesi	Feridun KAYA	Abant İzzet Baysal Üniversitesi
Özgür AKPINAR	Marmara Üniversitesi	Stefan KOCH	Vienna University of Economics and Business
Sumru ALTUĞ	Koç Üniversitesi	İdil Özlem KOÇ	Marmara Üniversitesi
Güler ARAS	Yıldız Teknik Üniversitesi	Cüneyt KOYUNCU	Bilecek Şeyh Edebali Üniversitesi
Doğan ARGUN	Marmara Üniversitesi	Ali KÖSE	Marmara Üniversitesi
Nurdan ASLAN	Marmara Üniversitesi	Güçlü OKAY	Marmara Üniversitesi
Sinan ASLAN	Marmara Üniversitesi	Mustafa OKUR	Marmara Üniversitesi
Erişah ARICAN	Marmara Üniversitesi	Aclan OMAĞ	Marmara Üniversitesi
Emin AVCI	Marmara Üniversitesi	Zekai ÖZDEMİR	İstanbul Üniversitesi
Niyazi BERK	Bahçeşehir Üniversitesi	Cem SAATÇIOĞLU	İstanbul Üniversitesi
Ertuğrul BOYNUKALIN	Marmara Üniversitesi	Güven SEVİL	Anadolu Üniversitesi
Gülcan ÇAĞIL	Marmara Üniversitesi	Nazif SHAHRANI	Indiana University, ABD
Özgür ÇATIKKAŞ	Marmara Üniversitesi	Marco SPERANZIN	Universita Degli Stud. D.
Neşe ÇOBAN ÇELİKDEMİR	Marmara Üniversitesi	İbrahim SUBAŞI	Medeniyet Üniversitesi
Levent ÇİNKO	Marmara Üniversitesi	Ayşe SÜMER	Marmara Üniversitesi
Muzaffer DARTAN	Marmara Üniversitesi	Bahar ŞANLI	İstanbul Üniversitesi
Server DEMİRCİ	Marmara Üniversitesi	Halil TUNALI	İstanbul Üniversitesi
Seyhun DOĞAN	İstanbul Üniversitesi	Suat TEKER	Işık Üniversitesi
Nazım EKREN	İstanbul Ticaret Üniversitesi	Yusuf TUNA	İstanbul Ticaret Üniversitesi
Fuat ERDAL	Anadolu Üniversitesi	K. Batu TUNAY	Marmara Üniversitesi
Seyfettin ERDOĞAN	İstanbul Medeniyet Üniversitesi	Aypar USLU	Marmara Üniversitesi
Serpil ERGÜN	Marmara Üniversitesi	Atilla UYANIK	Esenyurt Üniversitesi
Cengiz EROL	İzmir Ekonomi Üniversitesi	Targan ÜNAL	Doğuş Üniversitesi
Ümit EROL	Bahçeşehir Üniversitesi	Serhat YANIK	İstanbul Üniversitesi
Ayfer GEDİKLİ	Düzce Üniversitesi	Kemal YILDIRIM	Anadolu Üniversitesi
Peter R. HAISS	Vienna University of Economics and Business	Dina ÇAKMUR YILDIRTAN	Marmara Üniversitesi
Hasan HACAĞ	Marmara Üniversitesi	Mehmet Deniz YENER	Marmara Üniversitesi
Elif HAYKIR HOBİKOĞLU	İstanbul Üniversitesi	Celali YILMAZ	Medeniyet Üniversitesi
Gökhan IŞIL	Marmara Üniversitesi	Ahmet YÖRÜK	Kadir Has Üniversitesi
Cemal İBİŞ	Işık Üniversitesi	Başak TANINMIŞ YÜCEMEMİŞ	Marmara Üniversitesi
Ahmet İNCEKARA	İstanbul Üniversitesi		
Wolfgang JANKO	Vienna University of Economics and Business		
Muhsin KAR	Niğde Ömer Halisdemir Üniversitesi		

# İçindekiler • Contents

---

Başlarken

**Prof. Dr. Başak TANINMIŞ YÜCEMEMİŞ**.....viii

Fed'in Para Politikalarının Kırılgan Beşli Ülkeleri Üzerinde Yayılma Etkileri: Panel Var Yaklaşımı İle Modelleme

The Spillover Effects of Fed's Monetary Policies on Fragile Five Countries: Modelling With Panel Var Approach

**Saltuk AĞIRALIOĞLU, Server DEMİRCİ**..... 1

International Capital Flows and the Cryptocurrency Effect

Uluslararası Sermaye Akışları ve Kripto Para Birimi Etkisi

**Murat AKBALIK, Nicholas APERGIS, Melis ZEREN, Ömer SARIGÜL**..... 16

Halka Açık Piyasa Değeri ve Piyasa Değerinin İşletme Performansındaki Rolü: Bist Halka Arz Endeksi'nde Bir Uygulama

The Role of Market Value and Market Value Initial Public Offering in Business Performance: An Application in the Istanbul Stock Exchangepublic Offering Index

**Haşim BAĞCI, M. A. İbrahim SARIAY** ..... 36

Türkiye'deki Katılım Bankalarının Critic Temelli Edas Yöntemiyle Performans Değerlendirmesi  
Performance Evaluation of Participation Banks in Turkey With Critic Based Edas Method

**Erdi BAYRAM** ..... 55

Carry Trade Yatırım Stratejisi ve Türkiye'de Belirleyicileri

Carry Trade Investment Strategy and Its Determinants in Turkey

**Nergis BİNGÖL, Ceren PEHLİVAN, Ayşegül HAN** ..... 73

Volatilitedeki Çoklu Yapısal Kırılmaların Finansal Risk Yönetimi Açısından Öneminin İncelenmesi  
Examining the Impacts of the Multiple Structural Breaks in Volatility on the Performance of Financial Risk Management Models

**Önder BÜBERKÖKÜ** ..... 86

Türkiye'de Finansal Erişimin Belirleyici Faktörleri Üzerine Bir Araştırma

A Research on Determinants of Financial Inclusion in Turkey

**Hilal OK ERGÜN, Tolga ERGÜN** ..... 111

Adaptif Piyasa Hipotezinin Asya-Pasifik Ülkelerinde Test Edilmesi Testing the Adaptive Market Hypothesis in Asia-Pacific Countries <b>Eray GEMİCİ</b> .....	129
Uluslararası Fosil Yakıt Fiyatlarının Finansal Piyasalar Üzerindeki Etkisinin Ardl Sınır Testi İle İncelenmesi: 1986-2019 Dönemi Türkiye Örneği Investigation of the Impact of International Fossil Fuel Prices on Financial Markets Through Ardl Bounds Test: The Case of Turkey in the Perod 1986-2019 <b>Kenan İLARSLAN</b> .....	143
Kripto Paraların Volatilité Modelinde ABD Borsa Endekslerinin Yeri: Bitcoin Üzerine Bir Uygulama The Place of US Stock Index in Volatility Model of Crypto Money: An Application on Bitcoin <b>Ayben KOY, Mustafa YAMAN, Sefa METE</b> .....	159
Türk Sigorta Sektöründe Hayat Dışı Branşlarda Faaliyet Gösteren Şirketlerin Performanslarının Değerlendirilmesi A Performance Evaluations of Thenon-Life Insurance Companies in the Turkish Insurance Sector <b>Ali KÖSE, Bahar DİKME</b> .....	171
Makroekonomik Değişkenlerin Döviz Kuru Değişmelerine Etkisi: Bir Panel Veri Analizi Effect of Macro Variables on the Variations of Exchange Rate: A Panel Data Analysis <b>Yeşim KUBAR, Hatem ÇOBAN</b> .....	189
İslami Endekslerdeki Piyasa Etkinliğinin Uzun Hafıza Modelleriyle Test Edilmesi: Bist Uygulaması The Testing of Market Efficiency in Islamic Indices With Long Memory Models: Bist Application <b>Arife ÖZDEMİR, Nazlıgül GÜLCAN, Namıka BOYACIOĞLU</b> .....	207
A System Dynamic Approach for Determination of Optimal Monetary Policy During the Covid-19 Economic Crisis: A Case of Turkey Sistem Dinamiği Yaklaşımı İle Covid-19 Ekonomik Krizi Sırasında Optimal Para Politikasının Belirlenmesi: Türkiye Örneği <b>Oya ÖZTÜRK, Selçuk GERLİKHAN, İlhan KANUŞAĞI, Can ÖZCAN, Zehra Vildan SERİN</b> ..	223
Parasal Aktarım Mekanizması Olarak Kredi Kanalının Türkiye'de Ekonomik Büyümeye Etkisi Effect of Credit Channel as a Monetary Transmission Mechanism to the Economic Growth in Turkey <b>Ertan TÜRKMEN, Erişah ARICAN</b> .....	245
Bist 100 Endeksinin Döviz Kuru Değişimleri İle Simetrik ve Asimetrik İlişkisi The Symmetrical and Asymmetrical Relationships Between the Exchange Rate and Bist 100 Index <b>Selim YILDIRIM, Reyhan CAVADOVA, Ethem ESEN, Fatih TEMİZEL</b> .....	272

Türkiyede Zekat İle Yoksulluk Arasındaki İlişkinin Analizi

Analysis of the Relation Between Poverty and Zakat in Turkey

**Selman YILMAZ, Abdüsselam SAĞIN, Mustafa YAPAR** ..... 285

## Başlarken

---

Küresel açıdan 2020 yılına, Covid-19 salgını nedeniyle dünya ekonomilerinde ve çeşitli sektörlerde yaşanan olumsuzluklar, bu süreçte atılan destek adımları ve tüm dünya ekonomi politikalarında yaşanan önemli değişiklikler damga vurmuştur. Özellikle Mart ayı itibarıyla ilk Covid-19 vakalarının görülmesinin ardından salgın tüm dünyaya hızla yayılmış, öncelikle salgınla mücadele kapsamında ülkeler sınırlarını birbirlerine kapatmış, yurt dışı uçuşlar kademeli olarak durdurulmuş ve bu kapsamda pek çok işletmenin faaliyetlerine geçici olarak ara verilmiştir. Bu duruma bağlı olarak bireylerin yaşam şekilleri, çalışma düzeni ve tüketici tercihlerinde değişimler görülmüş; pandemi sürecinin getirdiği belirsizlik ve risk artışı küresel talebi daraltırken, tedarik zincirinde de aksamalar baş göstermiş hemen hemen tüm dünya ülkelerinde ekonomik daralmalar yaşanmıştır. Tüm bunlar olurken, salgının olumsuz etkilerini hafifletmek amacıyla hükümetler tarafından başta hizmet sektörü olmak üzere sanayi ve tarım sektörlerini de kapsayacak biçimde çok sayıda önlem ve kredi paketi açıklanmıştır.

Salgının yanı sıra ABD ve Çin arasındaki ticaret mücadelesi, ABD'deki başkanlık seçimi ve Brexit süreci dünyada öne çıkan ekonomik, finansal ve siyasi sorunların en büyük nedenleri olmuştur. Tüm bunlar karşısında Uluslararası Para Fonu (IMF), Dünya Bankası, Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü (OECD) ve kredi derecelendirme kuruluşları 2020'ye ilişkin küresel ekonomik büyüme beklentilerini daralma yönünde revize etmiş, ülke ekonomileri için dünya tarihinin en büyük küresel krizi ile karşı karşıya olunduğu uyarısını yapmışlardır. Ülke merkez bankaları 2008 finansal-ekonomik kriz dönemindeki genişlemeci politikalara yeniden dönmek zorunda kalmışlardır. 2020'nin son çeyreğinden itibaren ise, salgınla mücadele kapsamında aşı ve tedavide kaydedilen ilerlemelerin beklentileri nispeten olumluya çevirerek, küresel ekonomik belirsizliği az da olsa azalttığı gözlemlenmiştir. Ayrıca son çeyrekte küresel ekonomik faaliyetler birçok sektörde toparlanma sürecine girmiş, ancak hizmet sektöründe (eğitim, turizm gibi) bazı faaliyetlerin kısıtlanması, sınır hareketlerinin durdurulması ve sokağa çıkma yasaklarının devam etmesine bağlı olarak belirsizlikler devam etmiştir. OECD raporunda küresel ekonomide 2020 yılı için %4,2'lik daralma tahmini yapılırken, 2021 yılı için %4,2, 2022 yılı için ise %3,7 büyüme öngörülmektedir.

Türkiye'de ise salgının ilk dalgasıyla mücadelede büyük ölçüde başarı sağlanmış ve Haziran ayı itibarıyla normalleşme sürecine girilmiştir. Covid-19 salgınının etkilerini azaltmak için hayata geçirilen kamusal önlem ve teşvikler ile kamu bankalarının düşük oranlı kredileri başta olmak üzere sektörel kampanyalar ve normalleşme adımları, Haziran-Ağustos arası dönemde konut ve otomotiv sektörü satışlarında tarihi rekorların görülmesini sağlamıştır. Bu süreçte, faaliyetlerine ara verilen pek çok sektör ve makroekonomik değişkende toparlanma görülmüştür. Ancak Eylül-Ekim aylarında etkisi artan ikinci dalgaya bağlı olarak kısıtlama ve önlemler devam ettirilirken, kontrollü bir biçimde normalleşme süreci de işlemiştir. Türkiye üçüncü çeyrekteki itibaren Sanayi Üretim Endeksi'nde sağladığı artışla Avrupa ülkeleri arasında ilk sırada yer almıştır.



Ekonomik toparlanma sürecinde uygulanan parasal ve finansal istikrara yönelik tedbirlerle, son çeyrekte döviz kurlarında belirli bir düşme eğilimi gözlenmiştir.

Bu sayısıyla 24. kez okuyucularıyla buluşan “Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi”, önceki sayılarında olduğu gibi muhtelif akademik makaleler ile okuyucuların ilgisine sunulmuştur. Derginin bu sayısının hayata geçirilmesi hususunda desteklerini esirgemeyen çalışma arkadaşlarıma ve değerli çalışmalarını bu sayıda bizlerle paylaşan araştırmacı ve akademisyenlere emeklerinden dolayı teşekkürlerimi sunarım.

“Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi”nin 24. sayısının finans ve iktisat literatürüne ve bundan sonraki akademik çalışmalara katkıda bulunmasını temenni eder, saygılar sunarım.

**Prof. Dr. Başak TANINMIŞ YÜCEMEMİŞ**  
**Editör**

## FED'İN PARA POLİTİKALARININ KIRILGAN BEřLİ ÜLKELERİ ÜZERİNDE YAYILMA ETKİLERİ: PANEL VAR YAKLAřIMI İLE MODELLEME

### THE SPILLOVER EFFECTS OF FED'S MONETARY POLICIES ON FRAGILE FIVE COUNTRIES: MODELLING WITH PANEL VAR APPROACH

Saltuk AĞIRALIOĞLU\*   
Server DEMİRCİ\*\* 

#### Öz

2008 Küresel Krizinin ardından FED, geleneksel para politikalarının yanı sıra geleneksel olmayan para politikalarını uygulamaya koydu. FED politikalarının, genellikle gelişen piyasa ekonomileri üzerinde yayılma etkileri olduđu düşünölmektedir. Bu makale Ocak 2008 – Aralık 2019 döneminde FED politikalarının kırılğan beřli ölkelerinin(Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye) hisse senedi fiyatları, iki yıllık tahvil getirileri ve döviz kurları üzerindeki etkilerini panel VAR yöntemi ile karşılařtırmaktadır. FED'in 2008-2019 yılları arasında uyguladıđı para politikaları, 2008-2012 QE(Quantitative Easing-Miktarsal Geniřleme) dönemi, 2013-2015 Tapering dönemi (tahvil alımını azaltma) ve 2016-2019 normalleşme dönemi olarak üç alt dönemde analiz edilmiştir. 2008-2019 yılları arasında FED'in uyguladıđı geleneksel olmayan para politikaların, geleneksel politikalardan daha etkili olduđu ortaya çıkmıştır. Özellikle 2008-2012 yılları arasında bu fark daha da büyük olmuştur. Geleneksel olmayan para politikalarının kırılğan beřli ölkelerin döviz kurlarında ilk başta değer kaybına sonra yükselişe neden olduđu gözökmüştür. Geleneksel ve geleneksel olmayan para politikalarının özellikle 2008-2012 QE döneminde borsa endeksi, döviz kuru ve tahvil faizi üzerinde 2008-2012 diđer iki dönemden çok daha etkili olduđu görölmüştür. 2013-2015 yılları arasında Tapering açıklamaları bilanço genişlemesi devam etse de para politikalarının etkisinin azalmasına ve yönünün deđişmesine neden olmuştur. 2016-2019 yılları arasındaki normalleşme döneminde faiz artırımı ve FED bilançosunun daraltılmasının QE dönemindeki kadar kuvvetli etkileri olmadıđı görölmüştür.

\* Hasan Kalyoncu Üniversitesi, Meslek Yüksekokulu, Bankacılık ve Sigortacılık Programı, Ph.D., Gaziantep, Türkiye, E-mail: saltuk.agiralioglu@hku.edu.tr, Orcid No: 0000-0001-7913-7090

\*\* Marmara Üniversitesi, Bankacılık ve Sigortacılık Yüksekokulu Müdürü, Prof, İstanbul, Türkiye, E-mail: sdemirci@marmara.edu.tr, Orcid No 0000-0003-3930-3554

**Anahtar Kelimeler:** FED, Miktarsal Genişleme, Tapering, Normalleşme Süreci, Kırılgan Beşli, Panel VAR.

**Jel Kodlar:** C33, E43, E44, E52, E58, G15

### **Abstract**

After the 2008 Global Crisis, the FED implemented unconventional monetary policies along with conventional monetary policies. FED policies are generally thought to have spillover effects on emerging market economies. This article compares effects of FED monetary policies between January 2008 – December 2019 on fragile five countries (Brazil, India, Indonesia, South Africa and Turkey) two-year bond yields, stock prices and exchange rates with panel VAR model. The monetary policies implemented by the FED between 2008-2019 have been analyzed in three sub-periods as the 2008-2012 QE (Quantitative Easing) period, the 2013-2015 Tapering period (reduction of bond purchases) and the 2016-2019 normalization period. It has been revealed that the non-traditional monetary policies implemented by the FED between 2008-2019 are more effective than traditional policies. This difference was even greater between 2008-2012. It has been observed that unconventional monetary policies initially led to a depreciation and then an increase in the exchange rates of fragile five countries. It has been observed that conventional and unconventional monetary policies in 2008-2012 period have a much more impact on the stock market index, exchange rates and bond interests than the other two periods. Tapering announcements between 2013-2015 caused the effect of monetary policies to diminish and to change direction, although the expansion of FED balance sheet continued. In the normalization period it was observed that the interest rate hike and the tightening of the FED balance sheet did not have as strong effects as in the QE period.

**Keywords:** FED, Quantitative Easing, Tapering, Normalization Process, Fragile Five, Panel VAR.

**Jel Codes:** C33, E43, E44, E52, E58, G15

### **Giriş**

FED'in para politikalarının kendi ülkesini olduğu kadar diğer ülkeleri de etkilediği zamanla görülmüştür. Özellikle düşen faiz oranları GOÜ(gelişmekte olan ülkeler)'lere yönelik sermaye akımlarına neden olurken, bu ülkelerin para birimleri Amerikan Doları karşısında değerlenmiştir. Bu etkiler gelişmiş ülkelerde de hissedilirken özellikle GOÜ'lerde daha derin etkilere sebep olmuştur. Özellikle dış borcu fazla ve cari açığı yüksek olan gelişmekte olan ülkelere etkileri daha fazla olmuştur. Bu ülkelere kırılgan ülkeler adı verilmiştir.

Dünyada bazı ülkelerin merkez bankaları, para politikaları ile kendi ülkeleri kadar diğer ülkeleri de önemli ölçüde etkilemektedir. Amerikan Merkez Bankası(FED)'nin, güçlü ticari bağları olan ülkeler üzerinde diğer merkez bankalarından daha büyük bir etkisi vardır. FED'in diğer ülkelerin makroekonomik değişkenleri üzerindeki etkisinin de özellikle küresel ticaretin geliştiği ve iletişimin kolaylaştığı 21. yüzyılda arttığı görülmektedir. FED'in diğer ülkeler üzerindeki etkilerini inceleyen birçok çalışma yapılmıştır. FED'in diğer ülkeler üzerindeki etkilerini inceleyen çalışmaların daha çok 2008 küresel krizi öncesi dönemlere, bir kısmı da bu kriz sonrası dönemlere aittir.

Çalışmaların bir kısmı AB ülkeleri, OECD, Güney Amerika veya gelişmekte olan ülkeler üzerinedir. Çalışmaların bir kısmı ülkelerin finansal değişkenleri, bir kısmı da makroekonomik değişkenler için yapılmıştır. Bazı çalışmalarda yıllık veriler, bazılarında ise üç aylık veya aylık veriler değişken

olarak alınmaktadır. FED'in para politikalarının dięer lkeler zerindeki etkilerini inceleyen alıřmalarda analiz yntemleri de birbirinden farklıdır. İlk nceleri olay incelemeyle bařlayan alıřmalar daha sonra farklı modelleme teknikleri ile eřitlenmiřtir. Bazı yayınlar klasik regresyon modelleri ile bu etkileri arařtırırken bazıları da VAR veya panel VAR modelleri kullanmıřlardır.

Dnyadaki bazı lkelerin merkez bankaları uyguladıkları para politikaları ile kendi lkeleri kadar dięer bazı lkelere de nemli etkiler yapmaktadırlar. Amerikan Merkez Bankasının (FED), dięer merkez bankalarına gre kresel ekonomide nemli payı bulunmaktadır. Amerikan dolarının uluslararası ticarete II. Dnya Savařı sonrası rezerv para statsn kazanmasıyla bu etki daha da bymřtr. zellikle kresel ticaretin giderek geliřtięi ve iletiřimin kolaylařtıęı 21. Yzyılda FED'in dięer lkelerin makroekonomik ve finansal deęiřkenlerine etkisinin de bydę grlmektedir. FED'in para politikalarının dięer lkelere etkilerinin incelendięi alıřmalar giderek artmaktadır.

Bu alıřmada, 2008 kresel krizinin ardından FED'in para politikalarının kırılgan beřli lkelerinin(Hindistan, Brezilya, Gney Afrika, Endonezya ve Trkiye) finansal deęiřkenleri zerindeki etkileri arařtırılmıřtır. Dięer alıřmalardan farklı olarak para politikalarının ilk nce ABD'ye etkisi deęil ve řok etkisi deęil direk dięer lkeler etkileri incelenmiřtir. Dnem olarak 2008-2019 dnemini kapsayan aylık verilerle uygulanan deęiřik para politikası dnemleri iin sınıflandırma yapılmıřtır. Bu dnem FED para politikalarına gre  blme ayrılmıř ve analiz edilmiřtir. Bunlar Ocak 2008 – Aralık 2012, Ocak 2013 – Aralık 2015 ve Ocak 2016 – Aralık 2019 dnemleridir. Yapılan incelemelerde panel VAR modeli kullanılmıřtır.

## 1. Literatr Tarama

Chen vd. (2014) ABD para politikalarının 23 GO'ye yayılma etkilerini inceledikleri alıřmada panel regresyon modelini uygulamıřlardır. alıřmada ilk olarak 2002-2014 yılları arasında ABD para politikalarının GO'lere sermaye akıřına ve bu lkelerde varlık fiyatlarının artıřına neden olduęu tespit edilmiřtir. İkinci olarak bu yayılma etkilerinin geleneksel olmayan para politikaları dneminde geleneksel olan para politikalarından ok daha etkili olduęu saptanmıřtır. Tapering dnemdeki yapılan aıklamalar yayılma etkisinin en ok olduęu zamanlar olmuřtur. Bu yayılma etkilerinin en nemli nedenin yeni finansal enstrmanlar ve yaratılan likidite olduęu grlmřtr. nc olarak finansal yapısı gl olan (byme hızı fazla, dıř aıęı az, dřk enflasyon oranları olan ve dıř borcun finansmanında yabancılara payı az olan ) GO'lerde yayılma etkisinin az olduęu grlmřtr.

Glick ve Leduc (2011) geleneksel ve geleneksel olmayan para politika duyurularının USD zerindeki gn iindeki deęiřimlerini incelemiřlerdir. Para politikalarının faiz deęiřimlerinde olduęu gibi USD deęeri zerinde nemli deęiřimlere neden olduęu tespit edilmiřtir. Gene Glick ve Leduc (2013) regresyon yntemini kullandıkları dięer bir alıřmada FED'in Kresel Kriz bařlangıcında yaptıęı geniř lekli varlık alımlarının 10 yıllık ABD tahvil getirilerini 100 baz puan dřrrken kriz sonrası yaptıęı geniř lekli alımların bir etkisinin olmadıęı sonucuna varmıřlardır.

Mishra vd. (2014), FED'in Tapering Aıklamaları'nın 23 GO'ye yayılma etkilerini regresyon yntemiyle incelemiřlerdir. Sz konusu alıřmada Tapering aıklamalarının gl makroekonomik

temelleri olan, finansal piyasaları derin olan GOÜ'lerin tahvil getirilerinde çok daha az değişime neden olduğu, yerel para birimlerinde ise daha düşük değer kaybına neden olduğu görülmüştür. Açıklamaların hisse senedi piyasasındaki etkilerinin ise ülkeden ülkeye fazla değişmediği tespit edilmiştir.

Genel olarak incelenen çalışmalarda, QE'nin GOÜ'lerdeki finansal değişkenler üzerinde etkilerinin birbirine yakın veya benzeri olduğu sonuçlar oraya çıkmıştır. QE'lerin GOÜ'leri para birimlerinde %0.2-0.6 civarında artışa neden olduğu tespit edilmiştir. QE'nin finansal değişkenlerin üzerindeki etkilerinin incelendiği çalışmalarda tahvil getirileri üzerine yapılan çalışmalardan birkaç tanesi hariç azalışa neden olduğu görülmüştür. Çalışmalarda QE sırasında GOÜ'lerdeki tahvillere olan talebin artışı ile tahvil getirilerinin düşmesi tahmin edilen sonuçlar vermiştir. QE sırasındaki alımların GOÜ'lerdeki borsa endekslerinde %0.4-2.2 oranında artışa neden olduğu görülmektedir. Tapering açıklamalarının ise GOÜ'lerin borsa endekslerinde %0.3-5.2 arasında düşüşe neden olduğu ampirik çalışmalarla tespit edilmiştir (Bartkiewicz, 2018, s.70).

FED'in QE politikalarının makroekonomik değişkenler üzerinde etkilerinin incelendiği çalışmalarda genel olarak QE'nin GOÜ'lerdeki reel finansal değişkenler üzerinde olumlu etkileri olduğu görülmüştür. QE'nin GOÜ'lerde GSYİH'ı, sanayi üretim endeksini ve enflasyonu artırırken, işsizliği azalttığı tespit edilmiştir. Sıkı para politikalarının ise GOÜ'lerin GSYİH ve sanayi üretimini azalttığı, enflasyonu ise düşürdüğü tespit edilmiştir. QE'nin GOÜ'lere doğru sermaye akımlarını artırdığı ekseriyetle çalışmalardan çıkan sonuç olarak bulunmuştur.

Gambocarta vd. (2014) ABD'nin geleneksel olmayan 8 gelişmiş ülkeye olan etkilerini panel VAR yöntemi ile inceledikleri çalışmada birim etkinin fazla olmadığı, makroekonomik değişkenler üzerinde önemli farklılıklar olmadığı ortaya konulmuştur. Faizlerin sıfır seviyesinde uygulanan bilanço genişleten varlık alımlarının fiyatlar seviyesi ve ekonomik faaliyetlerde geçici bir artışa neden olduğu tespit edilmiştir.

Hamilton ve Wu (2012)'nin sıfır faiz civarında alternatif para politikalarının etkinliğini VAR yöntemiyle inceledikleri çalışmada 400 milyar dolarlık uzun vadeli varlık alımlarının, kısa vadeli getirileri düşürmezken 10 yıllık tahvil getirilerini ise 13 baz puan düşürdüğü hesaplanmıştır.

Miyajima vd. (2014) FED'in geleneksel olmayan para politikalarının Asya'daki yayılma etkilerini panel VAR yöntemi ile inceledikleri çalışmada uzun vadeli faiz oranlarının bu yayılmada rolünü incelemişlerdir. ABD'den gelen yayılma etkilerinin düşük getirili yerel bonolarla ve banka kredileriyle olduğu saptanmıştır.

Dedola vd. (2017) ABD para politikalarının 18 GÜ(gelişmiş ülkeler) ve 18 GOÜ üzerinde finansal ve makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini inceledikleri çalışmada Bayezyen VAR yöntemini kullanmışlardır. Ani bir şekilde uygulanan ABD sıkı para politikalarının ülkelerin para birimi değerini, sanayi üretim endeksi ve GSYİH'leri düşürdüğü tespit edilmiştir. Gene sıkı Amerikan para politikalarının dış ticaret dengesinde yarattığı olumlu etkiye rağmen, diğer ülkelerde işsizliği artırdığı ve enflasyonu düşürdüğü tespit edilmiştir. ABD Para politikalarının GOÜ'lerin makroekonomik değişkenlerinde de dalgalı değişimlere neden olduğu görülmüştür.

Halova ve Horvart (2017) Avrupa Merkez Bankası'nın (European Central Bank – ECB) QE politikalarının 11 Orta ve Doęu Avrupa lkesine etkilerini inceledięi alıřmada panel VAR yntemini kullanmıřlardır. alıřmada ECB'nin QE etkilerini arařtırmak iin bilano varlıęı ve glge faiz oranı kullanılmıřtır. alıřma sonucunda ECB'nin QE politikalarının ilgili lkeler zerinde anlamlı yayılma etkilerinin olduęu saptanmıřtır.

Fratzcscher vd. (2013) ABD'deki QE uygulamalarının, 2007-2010 yılları arasındaki yayılma etkilerini inceledikleri alıřmada QE1'in ABD'nin 10 yıllık tahvillerini 16 baz puan artırdıęı ampirik olarak tespit edilmiřtir. QE'nin ilk safhası olan 2008-2009 yılları QE1 dneminde yatırımcıların GO ve dięer geliřmiř lkelerden ıkıp, portfy akımları vasıtasıyla ABD piyasalarına hareket ettięi, USD'nin deęer kazandıęı, USD tahvil getirilerinin ise dřtę grlmřtir. QE2'de ise bu durumun tersine dndę grlmř, sermaye akımları GO'lere doęru kaymıřtır. Bu olurken USD belirgin miktarda deęer yitirmemiř, tahvil getirilerinde ise dřř olmamıřtır. alıřma sonucunda FED politikalarının GO'lerin sermaye akımlarından ok varlık fiyatlarını etkiledięi sonucuna varılmıřtır.

Orhan vd. (2014) yaptıkları alıřmada FED Tapering aıklamaların kırılgan beřli lkelerinin para birimlerinin %10 ile %25 arasında deęer kaybetmelerine neden olduęunu tespit etmiřlerdir.

## 2. Ekonometrik Model ve Veriler

Zaman serisi vektr otoregresyon (VAR) modelleri, ok deęiřkenli eřzamanlı denklem modellerine alternatif olarak retilmiřtir. VAR modelleri makroekonomik literatrde yaygın olarak kullanılmaktadır. VAR sistemindeki tm deęiřkenler tipik olarak isel ve karřlıklı baęımlı olarak kabul edilir. VAR'da teorik modellere veya istatistiksel prosedrlere dayanan kısıtlamaların tanımlanması, dıřsal řokların sistem zerindeki etkisini zmek iin uygulanabilir.

Panel VAR'lar zellikle birimler ve zaman karřısında kendine zg řokların iletimi analizi iin uygundur (Canova ve Ciccarelli, 2013). Panel VAR modelleri farklı alanlarda ve uygulamalarda kullanılmaya bařlamıřtır. Geleneksel VAR ynteminden farkı kesit boyutunun modele dhil edilmesinden ibarettir (Tunay vd., 2018).

Bu alıřmada panel zaman serilerinde deęiřkenler arasındaki dinamik etkileřimin incelenmesinde, alternatif yntemlerden biri olan panel vektr otoregresyon (panel vector auto-regression / panel VAR) modeli kullanılacaktır. Birim sayısı N olan bir panel veri yapısında birim gstergesi  $i=1, \dots, N$  ve zaman gstergesi  $t=1, \dots, T$  olmak zere bir panel VAR modeli ařaęıdaki gibi gsterilebilir (Adarov, 2019, s. 9):

$$X_{it} = \Theta(L)X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Burada,

$X_{it}$  vektr [ $FEDA_{it}$ ,  $FEDR_{it}$ ,  $BOR_{it}$ ,  $TAH_{it}$ ,  $KUR_{it}$ ] řeklinde lkelere ait deęiřkenler,

$\Theta(L)$ , gecikme operatr  $L$ 'ye baęlı oluřturulan ok terimli matris,

$$FEDA_{it} = \alpha_{ot} + \sum_{j=1}^4 \alpha_j FEDA_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_j FEDR_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \zeta_j BOR_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \eta_j TAH_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \kappa_j KUR_{it-j} + u_{it} \quad (2)$$

$$FEDR_{it} = \alpha'_{ot} + \sum_{j=1}^4 \alpha'_j FEDA_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \beta'_j FEDR_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \zeta'_j BOR_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \eta'_j TAH_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \kappa'_j KUR_{it-j} + u'_{it} \quad (3)$$

$$BOR_{it} = \alpha''_{ot} + \sum_{j=1}^4 \alpha''_j FEDA_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \beta''_j FEDR_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \zeta''_j BOR_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \eta''_j TAH_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \kappa''_j KUR_{it-j} + u''_{it} \quad (4)$$

$$TAH_{it} = \alpha'''_{ot} + \sum_{j=1}^4 \alpha'''_j FEDA_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \beta'''_j FEDR_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \zeta'''_j BOR_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \eta'''_j TAH_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \kappa'''_j KUR_{it-j} + u'''_{it} \quad (5)$$

$$KUR_{it} = \alpha^{iv}_{ot} + \sum_{j=1}^4 \alpha^{iv}_j FEDA_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \beta^{iv}_j FEDR_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \zeta^{iv}_j BOR_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \eta^{iv}_j TAH_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \kappa^{iv}_j KUR_{it-j} + u^{iv}_{it} \quad (6)$$

Çalışmada veri olarak alınan değişkenler ve kaynakları Tablo 1'de gösterilmiştir.

**Tablo 1:** Çalışmada Kullanılan Değişkenlerin Sembol, Açıklama ve Kaynakları

Sembol	Değişken	Açıklama	Kaynak
FEDA	FED Bilanço Toplamı	FED Bilanço Büyüklüğü (Trilyon USD)	<a href="https://fred.stlouisfed.org/">https://fred.stlouisfed.org/</a>
FEDR	FED Fonlama Faiz oranı	FED Fon Oranı, Yıllık (%)	<a href="https://fred.stlouisfed.org/">https://fred.stlouisfed.org/</a>
BOR	Borsa Endeksi	Ülkelerin Borsa Endeksleri* Ocak 2008 için 1 birim	<a href="https://www.investing.com">https://www.investing.com</a>
TAH	Gösterge Faizi	2 Yıllık Tahvil Getirisi, Yıllık %	<a href="https://www.investing.com">https://www.investing.com</a>
KUR	Döviz Kur Oranı	Ülke Para Birimi/USD Ocak 2008 1 Birim	<a href="https://www.investing.com">https://www.investing.com</a>

**Tablo 2:** Çalışmada Yapılan Modellerde Kullanılan Değişkenler, Gecikme Uzunluğu ve Zaman Aralığı

Modeller	Değişkenler *	Gecikme uzunluğu	Zaman aralığı
MODEL-1	dFEDA, dFEDR, dBOR, dTAH, dKUR	1 Gecikme	2008-2019 aylık
MODEL-2	dFEDA, dFEDR, dBOR, dTAH, dKUR	1 Gecikme	2008-2012 aylık
MODEL-3	dFEDA, dFEDR, dBOR, dTAH, dKUR	1 Gecikme	2013-2015 aylık
MODEL-4	dFEDA, dFEDR, dBOR, dTAH, dKUR	1 Gecikme	2016-2019 aylık

\* Değişkenlerin başında bulunan d harfi değişkenin birincil farkının alındığını göstermektedir.

### Modelin Sonuçları ve Analizi

Çalışmamızda öncelikle Pesaran CD testiyle tüm değişkenler arasında birimler arası korelasyon testi yapılmıştır. Bu testlerin sonucu olarak tüm değişkenlere ikinci kuşak birim kök testleri uygulanmıştır. Panel birim kök testleri olarak Levin, Lin ve Chu(LLC), Harris Tzavalis(HT) ve Im, Pesaran ve Shin(IPS) panel birim kök testleri uygulanmıştır. Bu testlerin sonucuna göre değişkenlerin kendi seviyelerinde durağan olmadıkları, birincil farklarının ise durağan oldukları birim kök testleri tespit edilmiş ve Tablo 3'de gösterilmiştir.

**Tablo 3:** Deęiřkenler İin Birim Kk Testleri

Deęiřken	LLC	HT	IPS	Sonuç
BOR	0.1473	0.0026	0.0940	Duraęan Deęil
TAH	0.4790	0.0285	0.0302	Duraęan Deęil
KUR	0.9960	0.9976	0.9995	Duraęan Deęil
dBOR	0.0000	0.0000	0.0000	Duraęan
dTAH	0.0000	0.0000	0.0000	Duraęan
dKUR	0.0000	0.0000	0.0000	Duraęan

Panel VAR modelleri ile tahmin ve analiz yapılmadan nce gecikme uzunluęu tahmin edilmesi gerekmektedir. Panel VAR iin en uygun gecikme derecesi Genelleřtirilmiř Momentler Metodu (GMM) ile bulunmaktadır. GMM modelleri iin nerilen en ok olabilirlik temelli ve Hansen J. istatistięine dayanan Bayezyen bilgi kriteri (MBIC), Akaike bilgi kriteri (MAIC) ve Hannan Quinn bilgi kriteri (MQIC) deęerlerinin ekseriyetinin en dřuk seviyede olduęu deęerde gecikme uzunluęu belirlenmektedir. Tablo 4’de Model 1 uygulanan gecikme uzunluęu testi sonucuna gre MBIC, MAIC ve MQIC iin en kuk deęeri veren birinci gecikme olduęundan dolay panel VAR’da birinci gecikme kullanılmıřtır.

**Tablo 4:** Model-1 iin Gecikme Uzunluęu Testi

Gecikme	CD	J	J p-deęeri	MBIC	MAIC	MQIC
1	0.4320546	192.5228	7.83e-08	-457.4009	-7,42237	-181.7761
2	-1.639973	105.8769	0.0109287	-381.6071	-44.12307	-174.8885
3	-0.0282789	62.52718	0,10998888	-262.46.22	-37.47282	-124.6498
4	-19,7435	21.04174	0.6902801	-141.4529	-28.95826	-72.54673

Model-2 iin gecikme uzunluęu Tablo 5’te grldęu zere bir gecikme bulunmuřtur. Model 3 ve Model 4 iinde GMM metodu ile gecikme uzunluęu bir bulunmuřtur.

**Tablo 5:** Model-2 iin Gecikme Uzunluęu Testi

Gecikme	CD	J	J p-deęeri	MBIC	MAIC	MQIC
1	0.9811153	117.9471	0.1062533	-409.8644	-82.0529	-214.7667
2	0.983774	72.91498	0.5466693	-322.9436	-77.08502	-176.6204
3	0.9837453	20.30575	0.9999406	-243.6	-79.69425	-146.0512
4	-23.84276	10.88124	0.9935065	-121.0716	-39.11876	-72.29721

Modellerin uygun gecikme uzunluęu bulunduktan sonra panel VAR modelini ileri ortogonal sapmalar metodu kullanarak GMM ile tahminleri yapılmıř ve Tablo 6’da gsterilmiřtir. Bilindięi zere panel VAR’daki model sonularından ok varyans ayrıřtırması, Granger nedensellik testi ve etki-tepki fonksiyonlarına gre geleneksel ve geleneksel olmayan para politikalarının etkileri incelenecektir. FED bilanosundaki deęiřim gelenekse olmayan para politikalarını temsil ederken, FED faiz oranındaki deęiřimler geleneksel olan para politikalarını temsil edecektir. Panel VAR modelinin



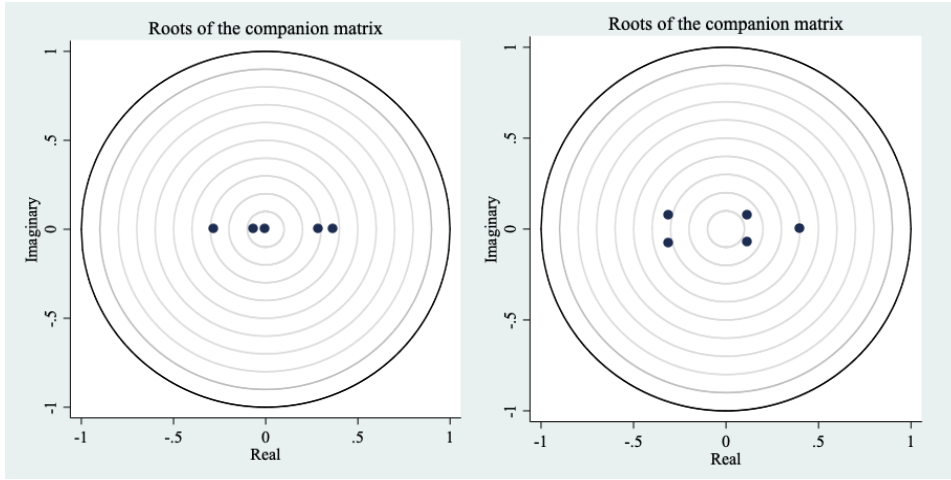
sonucuna göre BOR'un bir gecikmesi hem FEDA değişkenini hem FEDR değişkenini açıklamakta anlamlı bulunmuştur. Borsa endeksinin bir gecikmesi FED bilanço ve FED faiz oranlarını açıklamakta anlamlı bulunmuştur.

**Tablo 6:** Model-1 Panel VAR İleri Ortogonal Sapmalar Kullanılarak GMM Yöntemi ile Tahmini

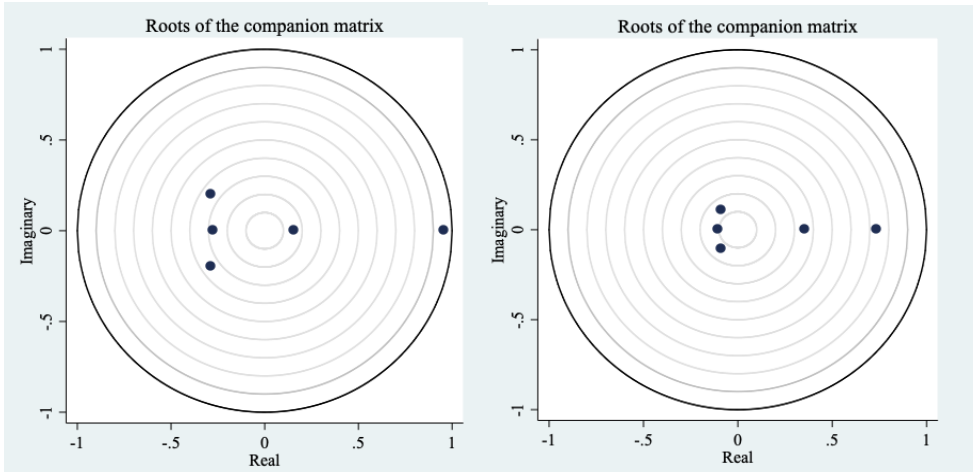
<b>dFEDA</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>t-istatistiği</b>	<b>p-değeri</b>
dFEDA L1.	0.7025239	0.1245844	5.64	0.000
dFEDR L1.	0.1905704	0.0421889	4.52	0.000
dBOR L1.	-0.0858788	0.0419817	-2.05	0.041
dTAH L1.	0.0087404	0.0077088	1.13	0.257
dKUR L1.	0.6337883	0.54613	1.17	0.243
<b>dFEDR</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>t-istatistiği</b>	<b>p-değeri</b>
dFEDA L1.	1.177454	0.3405618	-3.46	0.001
dFEDR L1.	-0.4858014	0.1175927	-4.13	0.000
dBOR L1.	0.2299658	0.1098011	2.09	0.036
dTAH L1.	0.176113	0.129048	1.36	0.172
dKUR L1.	0.0300887	0.1167452	-0.26	0.797
<b>dBOR</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>t-istatistiği</b>	<b>p-değeri</b>
dFEDA L1.	-0.0149117	0.0593084	-0.25	0.801
dFEDR L1.	0.0267602	0.0237934	1.12	0.261
dBOR L1.	-0.0483014	0.0477154	-1.01	0.311
dTAH L1.	-0.0037008	0.0052788	-0.70	0.483
dKUR L1.	-0.005348	0.0673153	-0.08	0.937
<b>dTAH</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>t-istatistiği</b>	<b>p-değeri</b>
dFEDA L1.	-1.352	0.9559634	-1.42	0.157
dFEDR L1.	-0.1108377	0.4137983	-0.27	0.789
dBOR L1.	0.8942304	0.5791528	1.54	0.123
dTAH L1.	0.1603166	0.0857158	1.87	0.061
dKUR L1.	1.491.913	0.6306099	2.37	0.010
<b>dKUR</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>t-istatistiği</b>	<b>p-değeri</b>
dFEDA L1.	-0.0294653	0.0492019	-0.60	0.549
dFEDR L1.	-0.0296517	0.019456	-1.52	0.127
dBOR L1.	-0.0870819	0.0823677	-1.06	0.290
dTAH L1.	0.0030847	0.0065728	0.47	0.639
dKUR L1.	-0.0237673	0.1628598	-0.15	0.884

Şekil 1'de GMM tahmincisinin özdeğer istikrar koşulları Model 1 ve Model 2 için sınanmıştır. Özdeğerler birim çember içerisinde yer aldığından Model 1 ve Model 2 istikrar koşullarını sağlamaktadırlar. Şekil 2'de Model 3 ve Model 4 için de benzer sonuçlar çıktığı ve çalışmadaki tüm modellerin istikrar koşullarını sağladıkları anlaşılmıştır.

řekil 1: Model-1, Model-2 GMM Tahmncisi iin zdeęer İstikrar Kořulları



řekil 2: Model-3 ve Model-4 GMM Tahmncisi iin zdeęer İstikrar Kořulları



Tablo 7'de Model 1 iin Granger nedensellik testi sonucuna gre %5 ve %10 dzeyinde anlamlı olan test sonuları sıralanmıřtır. FEDA ve BOR deęiřkenleri arasında karřılıklı nedensellik sonucuna varılmıřtır. Tablo 7'da FEDA ve FEDR deęiřkenleri iin hem Model 1 hem Model 2'de karřılıklı nedensellik iliřkisi tespit edilmiřtir.

**Tablo 7:** Model-1 ve Model-2 Granger Nedensellik Testi Sonuçlarına Göre Anlamlı Çıkan Değişkenler

Model-1 Nedensellik Test Sonucu	Prob>chi 2
FEDR FEDA'nın Granger nedenidir	0.000*
BOR FEDA'nın Granger nedenidir	0.041*
FEDA FEDR'in Granger nedenidir	0.001*
BOR FEDR'in Granger nedenidir	0.036*
FEDA BOR'un Granger nedenidir	0.063**
KUR BOR'un Granger nedenidir.	0.006*
KUR TAH'in Granger nedenidir	0.018*

Model-2 Nedensellik Test Sonucu	Prob>chi 2
FEDR FEDA'nın Granger nedenidir.	0.000*
KUR FEDA'nın Granger nedenidir.	0.001*
FEDA FEDR'in Granger nedenidir.	0.003*
KUR FEDR'in Granger nedenidir.	0.097**
KUR BOR'un Granger nedenidir.	0.080**

\* %5 düzeyinde anlamlıdır; \*\* %10 düzeyinde anlamlıdır.

**Tablo 8:** Model – 3 Model-4 Granger Nedensellik Testi Sonuçlarına Göre Anlamlı Çıkan Değişkenler

Model-3 Nedensellik Test Sonucu	Prob>chi 2
FEDR FEDA'nın Granger nedenidir.	0.000*
FEDA FEDR'in Granger nedenidir.	0.000*
KUR FEDR'in Granger nedenidir.	0.000*
TAH BOR'un Granger nedenidir.	0.001*
BOR TAH'in Granger nedenidir.	0.094**
FEDA KUR'un Granger nedenidir.	0.037*
FEDR KUR'un Granger nedenidir.	0.016*

Model-4 Nedensellik Test Sonucu	Prob>chi 2
FEDR FEDA'nın Granger nedenidir.	0.077**
BOR FEDA'nın Granger nedenidir.	0.041*
FEDA FEDR'in Granger nedenidir.	0.000*
FEDR BOR'un Granger nedenidir.	0.063**
FEDR TAH'in Granger nedenidir.	0.054**
KUR TAH'in Granger nedenidir.	0.041*

\* %5 düzeyinde anlamlıdır; \*\* %10 düzeyinde anlamlıdır.

Öngörü varyans ayrıştırmasına göre FED bilanço değişimlerinin mi FED faiz oranlarının mı değişkenler üzerinde daha etkili olduğu araştırılmıştır. 3 döneme ayrılan 2008-2019 yıllarında bilanço değişimleri ve faiz oranlarını ne kadar etkili olduğu araştırılmıştır. Tablo 9 öngörü varyans araştırması sonuçlarına göre 2008-2019 yılları arasında FED bilançosundaki değişkenine ilişkin öngörü hata varyansının %3.68'i borsa endeksinde meydana gelen şoklar, %4.68'inin tahvil faizindeki şoklar, döviz kurundaki değişimlerin %0.47'inin ise döviz kurundaki şoklar tarafından belirlenmektedir. Aynı dönemde FED faiz oranı değişkenine ilişkin öngörü hata varyansının %0.83'i borsa endeksinde meydana gelen şoklar, %0.57'si tahvil faizinde meydana gelen şoklar, %1.25'nin ise döviz kurunda meydana gelen şoklar tarafından belirlenmektedir. FED bilançosundaki değişimlerin borsa endeksleri üzerinde 4-5 kat, tahvil faizleri üzerinde ise 7-8 kat daha etkili olduğu gözükürken, döviz kurlarında ise FED faiz oranlarındaki değişimlerin bilançodaki değişimlerden 2-2.5 kat daha etkili olduğu görülmektedir. Model 1 varyans ayrıştırması sonuçlarına göre geleneksel olmayan para politikalarını temsil eden FED bilançosundaki değişimlerin kırılğan beşli ülkeler üzerinde, geleneksel olmayan para politikalarını temsil eden FED faiz oranlarındaki değişimlere göre 2008-2019 yılları arasında daha etkili olduğu gözükmektedir.

QE dönemi olarak nitelendirilebilecek olan 2008-2012 yıllarını kapsayan Model 2'de FED bilançosundaki değişimlerin Model 1'den çok daha fazla borsa, tahvil ve döviz kuru üzerinde etkili olduğu gözükmektedir. Bu dönemde FED bilançosuna ilişkin öngörü hata varyansının %11.68'i borsa endeksinde meydana gelen şoklar, %23.46'sı tahvil faizinde meydana gelen şoklar ve %16.25'i

döviz kurundaki řoklar tarafından belirlenmektedir. Bu rakamlar özellikle 2008-2012 yılları arasında FED'in geleneksel olmayan para politikalarının kırılğan beřli üzerinde Tapering ve normalleřme sürecinden çok daha fazla etkili olduđunu göstermektedir. Tapering ve normalleřme sürecindeki geleneksel olmayan politikaların etkilerinin geleneksel politikalardan çok daha farklı olmadıđı Model 3 ve Model 4'ün varyans ayrıştırma sonuçlarından anlařılmaktadır. FED bilançosuna iliřkin öngörü hata varyansının Tapering dönemini kapsayan Model 3'te, %1.51'inin borsa endeksindeki řoklar, %1.43'ünün tahvil faizindeki řoklar, %5.10'unu ise döviz kurundaki řoklar tarafından belirlenmektedir. Model 3'te FED faiz oranına iliřkin öngörü hata varyansının %0.34'ü borsa endeksindeki řoklar, %1.56'sı tahvil faizlerindeki řoklar, %5.68'in ise döviz kurlarındaki řoklar tarafından belirlendiđi sonucuna varılmıřtır.

**Tablo 9:** Öngörü Varyans Ayrıştırması

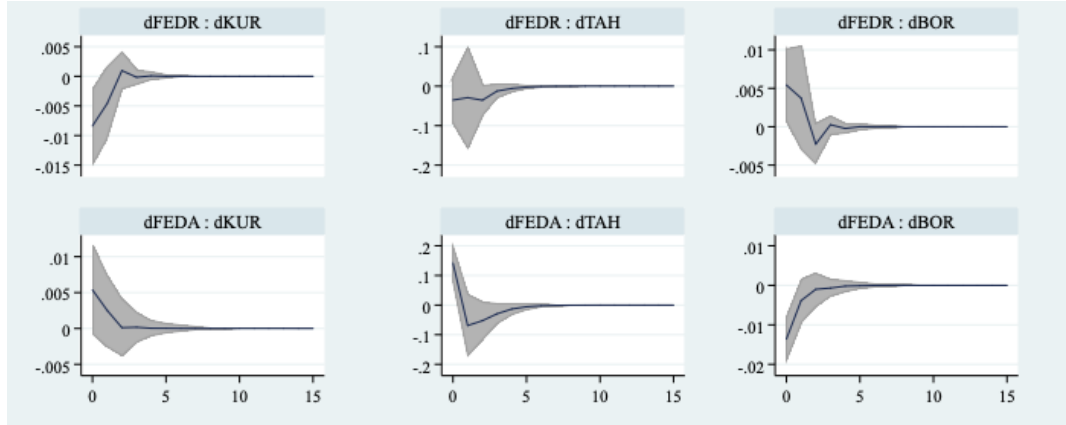
Öngörü Varyans Ayrıştırması		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Dönem		2008-2019	2008-2012	2013-2015	2016-2019
FED Bilançosundaki Deđiřimler	FED Bilançosundaki Deđiřimlerin	%86.72	%78.32	%87.21	%88.56
	FED Faiz Oranındaki Deđiřimlerin	%34.69	%32.43	%8.75	%27.54
	Borsa Endeksindeki Deđiřimlerin	%3.66	%11.68	%1.51	%1.77
	Tahvil Faizindeki Deđiřimlerin	%4.68	%23.46	%1.43	%2.33
	Döviz Kurundaki Deđiřimlerin	%0.47	%16.25	%5.10	%2.06
FED Faiz Oranındaki Deđiřimler	FED Bilançosundaki Deđiřimlerin	%8.76	%10.81	%10.14	%8.49
	FED Faiz Oranındaki Deđiřimlerin	%63.83	%62.89	%70.29	%70.43
	Borsa Endeksindeki Deđiřimlerin	%0.83	%0.98	%0.34	%2.62
	Tahvil Faizindeki Deđiřimlerin	%0.57	%4.81	%1.56	%0.80
	Döviz Kurundaki Deđiřimlerin	%1.25	%4.07	%5.68	%1.23

Panel VAR modellerinde deđiřkenlerin diđer deđiřkenlerin üzerine etkilerinin olup olmadıđı etki-tepki analizi ile arařtırılır. Panel VAR modellerde bir deđiřkendeki deđiřiminin yarattıđı řoklar etki-tepki fonksiyonları vasıtasıyla analiz edilebilmektedir. VAR sisteminden içsel deđiřkende meydana gelecek bir birim řokun diđer deđiřkenler üzerinde etkisi etki-tepki fonksiyonları ile gösterilir. Panel VAR'da genellikle yapılan tahminlerin yorumlanması yerine etki etki-tepki fonksiyonları ile sonuçlar deđerlendirilmektedir.

2008-2019 yıllarında řekil 3'te etki-tepki analizi sonuçlarına göre 2008 yılında küresel krizin ilk çıktıđı dönemde FED bilançosundaki artışların ilk etki kırılğan beřli ülkelerinde düşüře neden olduđu gözlenmektedir. Aynı řekilde FED bilançosundaki deđiřimlerin kırılğan beřlideki tahvil

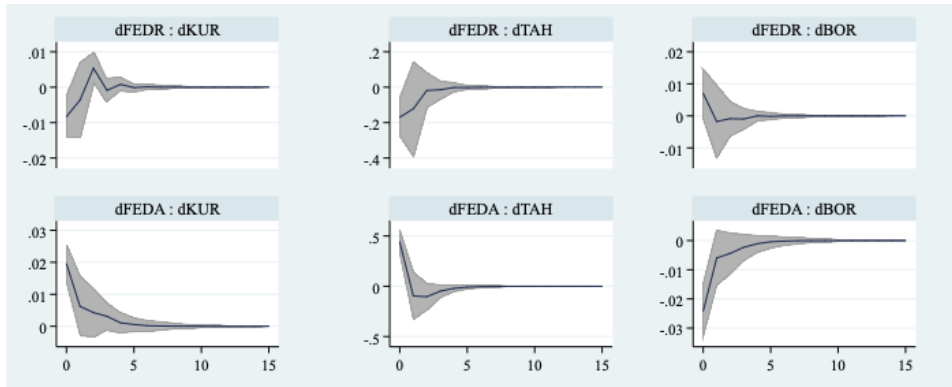
getirilerini 2-3 ay süresince artırdığı, sonradan ise düşürdüğü görülmektedir. FEDA bilançosundaki değişimlerin ilk başta borsa getirilerinde düşüşe neden olduğu gözükmektedir. FEDA faiz oranlarındaki değişimin kurlarda düşüşe neden olduğu yani kırılgan beşli ülkelerde artışa neden olduğu Şekil 3'te gözükmektedir. FED faizlerinde ilgili dönemdeki değişimleri kırılgan beşlideki ülkelerde düşüşe neden olduğu gözükmektedir.

**Şekil 3:** Ocak 2008 – Aralık 2019 Model 1 FEDA ve FEDR Değişkenlerinin Diğer Değişkenler Üzerinde Tepki Analizi



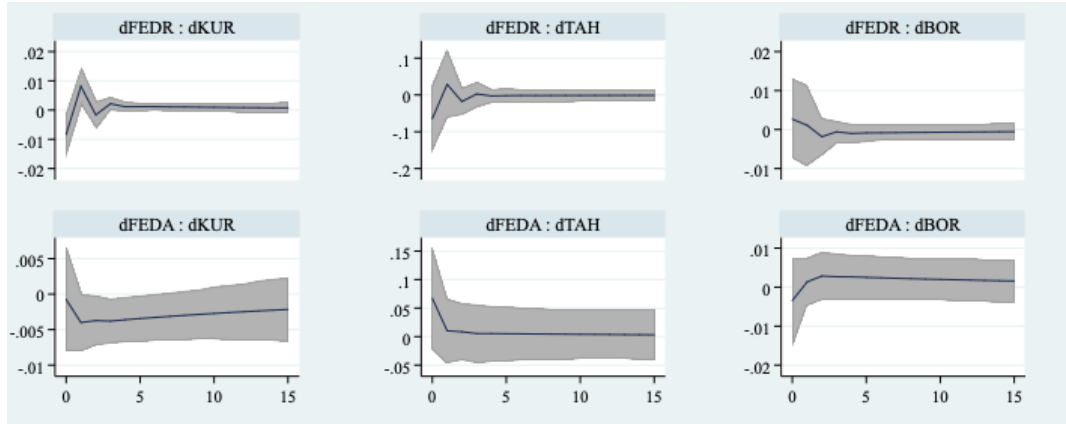
Şekil 4'te QE dönemini kapsayan 2008-2012 yılların kapsayan Model 2'de FED bilançosundaki değişimlerin şok etkilerinin genel olarak bakılan 2008-2019 döneminden daha kuvvetli olduğu gözükmektedir. Aynı şekilde FED faiz oranındaki değişimlerin etkileri de Model 1'den daha kuvvetlidir. Sonuç ve yön olarak FED bilanço ve FED faiz oranlarının değişimlerin etkileri Model 1'dekiler ile örtüşmektedir.

**Şekil 4:** Ocak 2008 – Aralık 2012 Model 1 FEDA ve FEDR Değişkenlerinin Diğer Değişkenler Üzerinde Etki-Tepki Analizi



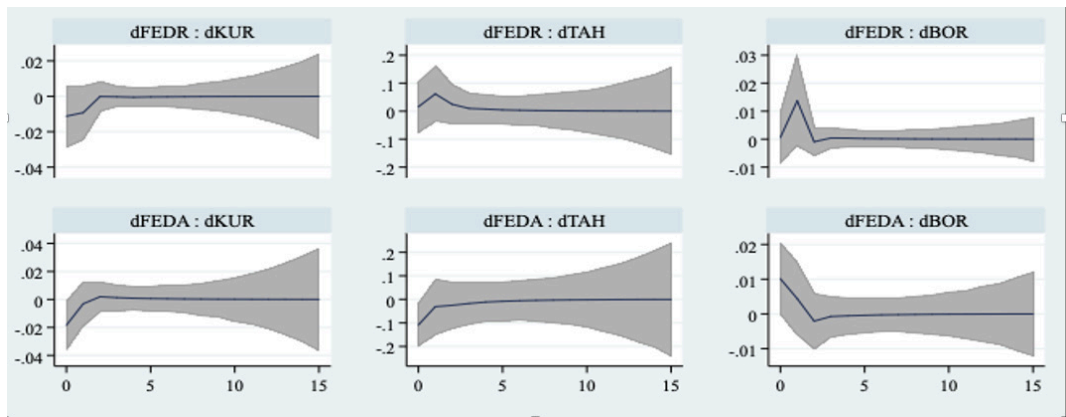
2013-2015 Tapering tahvil alımının azaltılacađının aıklanđıđı dnemi kapsayan Model 3'te FED bilanosundaki deđiřimlerinin kırılgan beřli lkelerinin para birimlerinin deđer kazanmasına neden oldukları řekil 5'te grlmektedir. FED bilanosundaki deđiřimlerin bu dnemde de kırılgan beřli lkelerin tahvil getirilerini arttırırken, borsa endekslerinde dřüşlere neden olduđu grlmüştür.

řekil 5: Model 3 2013-2015 Etki Tepki Deđerleri



Normalleşme sürecini kapsayan 2006-2019 yıllarında ise FED faiz oranlarının řok etkileri belirsizken, FED bilanodaki deđiřimlerin kırılgan beřli lkelerin para birimlerinin deđer kaybetmesine neden olurken, tahvil getirisini dřürdüđu borsada artışa neden olduđu gzlmektedir.

řekil 6: Model 4 2016-2019 Etki Tepki Deđerleri



Model 1'de geleneksel ve geleneksel olmayan para politikalarının etkileri karřılařtırıldıđında, varyans ayrıştırma analizine paralel olarak Bhattaria vd. (2013) alıřmasında olduđu gibi geleneksel

olmayan para politika etkilerinin geleneksel para politikalarından daha etkili olduğu görülmektedir. Model-1’de FED bilanço büyümesi nedenli şoklarının KUR ve TAH üzerindeki kısa zamanlı ve yüksek etkisi Mackowiak (2007)’in çalışmasıyla örtüşmektedir.

## Sonuç

Bu çalışmada FED’in 2008-2019 yılları arasında uyguladığı geleneksel olmayan para politikaların, geleneksel politikalardan daha etkili olduğu ortaya çıkmıştır. Özellikle 2008-2012 yılları arasında bu fark daha da büyük olmuştur. Geleneksel olmayan para politikalarının kırılğan beşli ülkelerin döviz kurlarında ilk başta değer kaybına sonra yükselişe neden olduğu gözükümüştür. Özellikle sıfır faiz bandında verilen kredilerin bu ülkelere gelmesi bu ülkelerin para birimlerinin değer kazanmasına neden olmuştur.

Geleneksel ve geleneksel olmayan para politikalarının 2008-2019 dönemi bu dönemde uygulanan para politikalarına göre üç döneme ayrıldığında özellikle para politikalarının borsa endeksi, döviz kuru ve tahvil faizi üzerinde 2008-2012 yıllarındaki QE döneminde daha etkili olduğu görülmüştür. Her ne kadar miktarsal genişleme 2013-2015 yıllarındaki gibi devam etse de Tapering tahvil alımını azaltma açıklamaları para politikalarının etkisinin azalmasına ve yönünün değişmesine neden olmuştur. Normalleşme dönemi sayılan 2016-2019 yılları arasında geleneksel ve geleneksel olmayan para politikalarının kırılğan beşli değişkenleri üzerinde diğer iki döneme göre daha az etkilerinin olduğu etki-tepki fonksiyonlarında görülmüştür. Normalleşme döneminde faiz artırımını ve FED bilançosunun daraltılmasının QE dönemindeki kadar kuvvetli etkileri olmadığı görülmüştür.

Panel VAR yeniliklere açık bir metot olarak son yıllarda para politikalarının etkilerinin incelenmesinde kullanılmakta ve dikkati çekmektedir. Para politikalarının yayılma etkileri konusunda özellikle covid-19 sonrası uygulanan genişlemeci politikaların etkilerinin 2008 küresel kriz sonrası etkileriyle karşılaştıracak çalışmalar para politikalarının yayılma etkileri konusunda daha sağlıklı sonuçlar elde edilmesini sağlayabilir.

## KAYNAKLAR





- ADAROV, A. (2019). Dynamic Interactions Between Financial and Macroeconomic Balances: A Panel VAR Analysis. *The Vienna Institute for International Economic Studies Working Paper*, No. 162.
- BARTKIEWICZ, P. (2018). The Impact of Quantitative Easing on Emerging Markets – Literature Review. *Financial Internet Quarterly e-Finance*, Vol. 14 No. 4, ss. 67-76.
- BHATTARAI, S., CHATTERJEE A. & PARK, W. Y.(2015). Effects of US Quantitative Easing on Emerging Market Economies. *Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper*, No. 255.
- CANOVA, F. & CICCARELLI, M. (2013). Panel Vector Autoregressive Models: A Survey. *European Central Bank Working Paper Series*, No. 1507. January, ss. 1-51.
- CHEN, J., GRIFFOLI, T. M. & SAHA, R. (2014). Spillovers from United States Monetary Policy on Emerging Markets: Different This Time. *IMF Working Paper*, No. 14/240.

- DEDOLA, L., RIVOLTA, G. & STRACCA, L. (2017). If the Fed Sneezes, Who Catches a Cold?. *Journal of International Economics*. No. 108, ss. 23-41.
- GAMBACORTA, L., HOFMANN, B. & PEERSMAN, G. (2014). The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound: A Cross-Country Analysis. *Journal of Money Credit and Banking*, No. 46 (4), ss. 615-642.
- FRATZCHER, M., DUCA, M.L. & STRAUB, R. (2013). On the International Spillovers of U.S. Quantitative Easing . European Central Bank Working Paper, No. 1557, 2013.
- GLICK, R. & LEDUC, S. (2011). Central Bank Announcements of Asset Purchases and Impact on Global Financial and Commodity Prices. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Papers*, No. 30.
- GLICK, R. & LEDUC, S. (2013). The Effects of Unconventional and Conventional U.S. Monetary Policy on the Dollar. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Papers*, No. 11, 2013.
- HALOVA, K. & HORVATH, R. (2017). "International Spillovers of ECB's Unconventional Monetary Policy: the Effect on Central Europe". *Applied Economics*. No. 49 (24), ss. 2352-2364.
- HAMILTON, J. D. & WU, J.S. (2012). The Effectiveness of Alternative Monetary Policy Tools in a Zero Lower Bound Environment. *Journal of Money Credit and Banking*. 44 (1), ss. 1-46.
- MACKOWIAK, B. (2007). External Shocks U.S. Monetary Policy and Macroeconomic Fluctuations in Emerging Market. *Journal of Monetary Economics*, No.54, ss.2512-2520.
- MISHRA, P., MORIYAMA, K., N'DIAYE, P. & NGUYEN, L. (2014). Impact of FED Tapering Announcements on Emerging Markets". *IMF Working Paper*, No.14/109.
- MIYAJIMA, K., MOHANTY, M.S. & YETMAN, J. (2014). Spillovers of US Monetary Policy to Asia: The Role of Long-Term Interest Rates. *BIS Working Papers*, No. 478.
- ORHAN, M., SERİN Z.V. & ELİKEL H.İ.(2014). The Spillover Effects of FED's Policies with Emphasis to the Fragile Five. *Journal of Economics and Behavioral Studies*, Vol. 6, No. 12, ss. 1012-1020.
- TATOĐLU, F.Y. (2018). *Panel Zaman Serileri Analizi*, 2. Baskı, İstanbul: Beta Yayıncılık.
- TUNAY K.B., TUNAY, N. & AKHİSAR ,İ. (2018). Yükselen Piyasa Ekonomilerinde Şüpheli Banka Kredileri ve Kredi Açığının Döngüsel Etkileşimleri. *Bankacılık ve Finansal Arařtırmalar Dergisi*. Cilt. 5 Sayı: 2, ss. 31-46.



## INTERNATIONAL CAPITAL FLOWS AND THE CRYPTOCURRENCY EFFECT

### ULUSLARARASI SERMAYE AKIřLARI VE KRİPTO PARA BİRİMİ ETKİSİ

Murat AKBALIK\*   
Nicholas APERGIS\*\*   
Melis ZEREN\*\*\*   
Ömer SARIGÜL\*\*\*\* 

#### Abstract

The paper investigates the impact of Bitcoin volatility on international capital inflows through the methodology of an AR(1)-CGARCH model across a global panel of 132 countries, as well as across different regions, i.e. Asia, European Union (EU), America (including the US, Canada and Latin American countries), and Africa. The findings document that there is a strong impact of Bitcoin volatility on global international capital inflows, as well as in the cases of the American and Asian cases. However, the results document a statistically insignificant effect for the cases of the EU and African countries.

**Keywords:** International capital inflows, Bitcoin returns, AR(1)-CGARCH modelling

**JEL Classification:** F31, F32, F65

#### Öz

Bu makale, 132 lkeden oluřan küresel bir panelde ve Asya, Avrupa Birlięi (AB), Amerika gibi farklı bölgelerdeki AR (1) – CGARCH modelinin metodolojisi aracılıęıyla Bitcoin dalgalanmasının uluslararası sermaye giriřleri üzerindeki etkisini arařtırmaktadır. Bulgular, Bitcoin dalgalanmasının küresel uluslararası sermaye giriřlerinin yanı sıra Amerika ve Asya vakalarında güçlü bir etkisi olduęunu belgeliyor. Ancak sonuçlar, AB ve Afrika lkelerinin durumları için istatistiksel olarak önemsiz bir etkiyi gösteriyor.

**Anahtar Kelimeler:** Uluslararası sermaye akıřları, Bitcoin getirisi, AR(1)-CGARCH modellemesi.

**JEL Kodları:** F31, F32, F65

\* Prof. Marmara University, makbalik@marmara.edu.tr, ORCID: 0000-0002-7955-3630

\*\* Prof. University of Derby, n.apergis@derby.ac.uk ORCID: 0000-0002-0375-2457

\*\*\* Marmara University, Turkey, meliszeren7@hotmail.com, ORCID: 0000-0003-1376-415X

\*\*\*\* Marmara University, Turkey, sarigulomer92@gmail.com, ORCID: 0000-0002-5493-9211

## Introduction

The emerging concept of cryptocurrencies markets has become a cross-cutting issue on the international agenda recently and posed a big challenge to the stability of currency markets, capital markets, and international capital flows. In this context, research has shown high volatility, uncertainty and complexity within the international cryptocurrency markets. For example, Antonakakis, Chatziantoniou and Gabauer (2019) investigate 45 cryptocurrency markets and their co-movements. They illustrate that the substantial price volatility is associated with an uncertain and complex cryptocurrency market structure. Fry and Cheah (2016) analyze potential negative bubbles and crashes related to digital currency markets and utilize probabilistic and statistical formulation derived from econophysics models, while Makarov and Schoar (2019) suggest that ‘*price deviations across countries co-move*’. In association with the latter issues, any potential negative effect on international capital flows could be the disruption of available liquidity, the limitation of domestic resources available, the decrease of needed tax revenues, especially in emerging economies, where these resources are critical in poverty-reducing programmes and infrastructure. As a result, economies could face investments reduction, excessive inflationary pressures, and higher interest rates, leading to unstable economies, higher income inequality and reduced levels of security. Therefore, it is highly important to explore the influence of such cryptocurrency markets on international capital flows, especially in a case where the literature has not paid sufficient attention. In this context, it is essential to discuss the comparison of US Dollar volume and cryptocurrency market cap. To address the importance of cryptocurrency flows in international capital markets, it is worth mentioning that the market cap of total cryptocurrencies in January 2018 amounted to 813,871,000,000 USD (<https://coinmarketcap.com/>), whereas the 24 hrs total market capitalization of US dollar at the same date was 44,060,500,000 USD (<https://coinmarketcap.com/>), which shows that the cryptocurrency market has an influential amount of volume in the international capital markets. This was the peak of the cryptocurrency market cap volume, while in September 2019, it dropped to 259,789,570,586 USD. On the same date, the daily total market capitalization of the market was 53,568,480,190 USD. Although the market cap has declined substantially, the cryptocurrency market still displays significant volumes of transactions. The goal of this paper is to provide for the first time some formal quantitative analysis with respect to the nexus between the volatility of cryptocurrency markets and international capital flows.

International capital flows can be expressed as the financial fragment of the international trade and international cryptocurrency flows are anticipated to increase with the rising digitalization on a global basis (Gray and Rumpel, 2015). Jacobs (2018) summarizes the impact of cryptocurrencies on global markets as follows:

*‘...the rapid deployment of cryptocurrencies could have profound impact on the capacity of governments to tax transactions, income and wealth, one of the main pillars of the modern nation state. The development of autonomous global cryptocurrencies could dramatically reduce the control and effectiveness of existing regulatory mechanisms at the national level and generate considerable pressure for the evolution of more effective institutions for global governance. They could provide compelling incentives for national governments to enhance international cooperation and strengthen the functioning of international*

*institutions to fill the regulatory void. International organizations will play an important role in harnessing the potentials and minimizing the risks arising from the growing usage of cryptocurrencies. Most of the research conducted by central banks on cryptocurrencies over the past four years has focused on risks and benefits as viewed from the perspective of national economies and national monetary systems.'*

In the relevant literature, there are certain studies concerning the association between international capital inflows and macroeconomic variables; however, there is not any study, to the best of our knowledge, which explores the effect of recently popularized cryptocurrencies on international capital inflows. This study emphasizes the role of the cryptocurrencies' volatility and examines the relationship between the Bitcoin price volatility and international capital inflows, along with a number of macroeconomic drivers recommended by the literature. Digital (cryptocurrency) markets embody a fast-growing area of internet commerce, driven by demand for low-friction fund flows (Tucker, 2009; Meiklejohn et al., 2016). These markets represent value-exchange systems that operate electronically and make transactions with currencies that operate only online, are not issued by financial institutions and, thus, are exempted from regulation. Such currencies are exchanged between account holders or changed into traditional money. They are accessible from any part of the globe, while they allow money transfers instantly, at low cost and with anonymity (Samani, 2013; Bryans, 2014). An additional concern is that the presence of such cryptocurrency markets could destabilize not only international capital flows, but they could be also used for payments in the online underground markets, given that such currencies are decentralized and, thus, hard to control (Brito and Castillo, 2013).

Recently, investors and other stakeholders have paid substantial attention on the behaviour of the Bitcoin market. This can be attributed to certain innovative characteristics of blockchain (the basis of the entire digital currency system), namely, the decentralized structure, the absence of any intermediaries, the anonymity feature, its speed and security. Being a fluctuating investment tool, the cryptocurrency system exhibits unpredictable ups and downs, which make it a substantially speculative asset. Other significant factors driving investing in Bitcoins are its simplicity and the transparency of transactions.

It is expected that our study could novel for both individual and institutional investors, as well as government and international regulatory authorities and academicians who study the effects of Bitcoin, since it may be accepted as a new indicator explaining international capital inflows. Since Bitcoin has certain properties, such as simplicity of use, anonymity, transparency in transactions and efficiency in transaction timing (Katsiampa, 2017), local private and institutional investors prefer to exchange their local currency and transfer via the Bitcoin system very easily and quickly without tackling any strict government regulations. The main hypothesis of this research is that the price volatility of Bitcoin impacts on international capital flows. It is expected that this study could specifically help governments and international regulatory authorities to make and manage economic policies concerning international capital inflows considering bitcoins.

## 1. Literature Review

Nakamoto (2008) defines Bitcoin as ‘*A Peer-to-Peer Electronic Cash System*’ (Nakamoto, 2008), while Androutaki et. al. (2013), Underwood (2016), and Eyal et. al. (2016) express Bitcoin as an open-source, highly innovative and decentralized cryptocurrency, which has recently gained popularity, following an unprecedented and unpredicted price jump in 2018 throughout the global investment markets. The invention of cryptocurrencies in pursuit of the 2008 financial crisis commenced an inevitable process of digitalization in the international monetary system, which pervaded throughout the global markets. The tremendous increase in Bitcoin prices has triggered debates on the fundamental value, the trustworthiness, and the volatility of cryptocurrencies.

Cheah and Fry (2015) assert that the fundamental (long-term) price of Bitcoin is not statistically different from zero, while Yermack (2013) and Hanley (2013) suggest that Bitcoin does not have a real value intrinsically, but it is a highly speculative investment tool displaying high volatility. According to them, this high volatility is the primary reason why Bitcoin cannot be considered as a real currency. By contrast, Garcia et al. (2014) and Hayes (2016) assert that the cost of mining Bitcoins actually contributes to its intrinsic value, which makes it a valuable investment intermediary. Additionally, Yermack (2017) investigates the impact of blockchain technology on investors, managers, stakeholders, and others who participate in the process of corporate governance and finds that cost advantages, liquidity power, correctness in record-keeping, and distributed ownership features of blockchain can cause substantial changes among the balances of these parties. Moreover, Huberman et al. (2017) provide solid evidence on how the dynamics of the Bitcoin economy work, what kind of potential this type of cryptocurrencies carry for the future and develop models to assess the revenues of this economy, its delay costs and the infrastructure of Bitcoin measured in terms of number of miners.

Hayes (2017; 2016) documents the value determination process of cryptocurrencies and employs a cross-sectional analysis across 66 different cryptocurrencies and considers three main variables, namely, competition among the miners, the production rate of the currencies, and the difficulty of algorithm used for currency mining. By contrast, Bouri et. al. (2017) use a correlation model and assert that the Bitcoin is generally not considered a safe harbor; instead, it is only used to increase portfolio diversification; it is only considered to be a safe harbor in the Asian markets in cases where these stock markets experience high volatilities. Burniske and White (2017) illustrate that Bitcoin is very much different from other assets in terms its economic profile, price independence and a risk-revenue relationship.

The observed high volatility of Bitcoin prices is a very important issue for those who invest in Bitcoins. Katsiampa (2017) examines several GARCH type models (i.e., TGARCH, EGARCH, GARCH, CMT-GARCH, ARCH, APARCH and ACGARCH) in order to determine the best fit that predicts Bitcoin price volatility. She provides solid evidence that the AR-CGARCH model is the best fit to predict Bitcoin price volatility. Consistent with this approach, the analysis in this study employs the AR(1)-CGARCH model to estimate the volatility of Bitcoin prices. The volatility of cryptocurrencies also has impact on the trade of these digital currencies, across and within the countries.

Coming to the effect of both FDI and trade openness on capital inflows, Ito et al. (2009); Wei (2011) and Liargovas (2012) argue that trade openness has a positive effect on FDI inflows in developing countries (Liargovas, 2012). Moreover, Aghion et al. (2004) and Broto et al. (2008) find an ‘inverted-U-shaped’ relation between FDI volatility and GDP per capita, indicating that average-income countries have less FDI volatility. The Global Financial Stability Report prepared by the IMF (2007) indicates that there is a negative relationship between FDI volatility and global liquidity, whereas Broto et al. (2008) point out the presence of a positive correlation between these two variables. GDP per capita and capital inflows are found to be correlated, where richer countries are subject to a higher volatility in capital flows and lower-income countries are exposed to less volatility. Additionally, the stock market capitalization to GDP ratio is also found to have an impact on capital inflows (IMF, 2007). If the stock market is below 50% of the GDP, it is considered as ‘too low’, if the ratio is between 75%-90%, it is considered as ‘normal’ and if it is above 115%, it is considered to be as over-valued. This ratio is also known as the Buffett Indicator referring to Warren Buffet (Misliniski, 2018) and is utilized to determine whether the market is over-capitalized or under-capitalized.

IMF’s report documents that a strong domestic financial market reduces the volatility of capital inflows in developing countries. The same report asserts that both equity market liquidity and financial openness are associated with capital flows, and, hence, with the direction of investment flows. An increase in financial openness seems to be related to the reduction in capital volatility and higher capital inflows. In addition, financial market liquidity is positively associated with capital inflows. Along with that, both a measurement of institutional quality and better corporate governance levels are positively related to capital inflows (IMF Report, 2007). In addition to these findings, Broto et al. (2008) indicate that there is a strong relationship between global factors and the volatility of portfolio in-and-out flows, while a strong economic performance, measured by the interest rate and the S&P500 index, seems to be related to lower portfolio volatility. In terms of the exchange rate systems, Magud et al. (2014) find that bank credit grows faster in less flexible exchange rate systems, while capital flows are attracted to more rigid regimes, because more rigid systems benefit from regulatory policies, such as reserve, liquidity and capital requirements that are determined by the central bodies.

In contrast, Hilorme et al. (2019) argue that banks are under substantial competitive pressure by other financial institutions because in the former decades banks were controlling 70% of the world’s financial assets, however, now they only manipulate 30% of the total due to the increasing usage of credit cards and cryptocurrencies. This means that the international capital flow structure has been going through a substantial change recently. Bartosova et. al. (2019) suggest that the introduction of the electronic money has made the purchase of goods by 2.5 – 5% cheaper and has fostered trade favoring buyers and sellers, where both national and international buyers and sellers are included. Limba, Stankevičius and Andrulevičius (2019) summarize the benefits of cryptocurrencies as system trust, simplicity and efficiency, elimination of banks, acceleration of global transactions, and low cost. They argue that the leveraging effect of cryptocurrencies will create a disrupting technological change. This disruptive change is expected to differentiate the whole financial system of the world and international capital flows.

Relying on previous literature mentioned above, this research assumes that capital inflows can be affected by a number of economic drivers, such as the income of the country, trade openness, financial openness, stock market capitalization, interest rates, global income levels, global stock prices, global liquidity, institutional quality, exchange rate volatility and, our primary target, the conditional volatility of Bitcoin prices. Broner and Rigobon (2005) find that the standard deviation of capital flows in developing countries is 80% higher than the capital flows in industrialized countries and asserted that this can be attributed to three reasons: i) capital flows in developing countries are more apt to experience crises, ii) crises are due to contagion effects, and iii) crises in developing countries are more long-lasting than those in industrialized countries. They argue that the high volatility of capital flows is correlated with the underdevelopment of financial markets, institutional weaknesses, and low per capita GDP (Broner and Rigobon, 2005).

## 2. Methodology

The hypothesis of this paper is that international capital flows are affected by the volatility displayed by cryptocurrency markets. We specifically choose the Bitcoin market to measure this impact, because Bitcoin is the most common and widely-used cryptocurrency and it experienced an attention-taking jump in the period 2016-2018. In order to examine the analysis yields the following model:

$$CF_{it} = a_1 + b_1 GDP_{it} + b_2 P_{it} + b_3 TRADE_{it} + b_4 STOCK_{it} + b_5 FOPEN_{it} + b_6 INTEREST_{it} + b_7 GGDP_t + b_8 GSP_t + b_9 GBM_t + b_{10} INST_{it} + b_{11} VRER_{it} + b_{12} VBIT_t + u_{it}$$

where:  $CF_{it}$  denotes the size of capital inflows as a percentage of GDP for country  $i$  at year  $t$ ,  $GDP_{it}$  is per capita income of country  $i$  at year  $t$ ,  $P_{it}$  is domestic prices of country  $i$  at year  $t$ ,  $TRADE_{it}$  is trade openness of country  $i$  at year  $t$ ,  $STOCK_{it}$  denotes stock market capitalization over GDP of country  $i$  at year  $t$ ,  $FOPEN_{it}$  is the financial openness of country  $i$  at year  $t$ ,  $INTEREST_{it}$  is the interest rate differential between domestic and US interest rates of country  $i$  at year  $t$ ,  $GGDP_t$  is the global GDP at year  $t$ ,  $GSP_t$  is global stock prices at year  $t$ ,  $GBM_t$  is global liquidity at year  $t$ ,  $INST_{it}$  is the institutional quality index for country  $i$  at year  $t$ ,  $VRER_{it}$  is the volatility of the real exchange rate for country  $i$  at year  $t$ , and, finally,  $VBIT_t$  expresses the conditional volatility of the Bitcoin cryptocurrency.  $a_1$  denotes country fixed effects and  $u_{it}$  is the error term.

Per capita income is expected to increase the size of capital inflows (Broner and Rigobon, 2005), in contrary to expectations, we find a negative relationship, however the connection is insignificant. On the other hand, trade openness increases the size of FDI inflows (Ito et al., 2009; Wei, 2011) and there is also the reverse effect of FDI and openness. Countries that rely heavily on international trade tend to be more vulnerable to changes in global investment conditions, especially for economies where foreign investments are mainly directed to the export sectors. Stock market capitalization is expected to increase the size of investment inflows (IMF, 2007). It implies that investors take the growing equity market capitalization as a signal of market liquidity, which helps investors to buy or sell more stocks in a given period. Financial openness increases the size of capital flows, particularly

in the form of FDI inflows (IMF, 2007). Higher global GDP should be also increasing the size of FDI inflows. Global broad money (liquidity) tends to encourage capital inflows. Better institutional quality should be leading to greater capital inflows (Broner and Rigobon, 2005; Wei, 2011), while higher exchange rate volatility reduces the size of capital inflows. Other factors, such as domestic prices, higher interest rate differentials, and global stock prices are also expected to impact capital inflows. Broto et al., (2008) argue that investors view domestic prices and inflation as a signal that the economies might be undertaking distortionary policies, hence, negatively impacting capital inflows. Moreover, it is also often suggested that higher interest rate differentials may attract capital flows (IMF, 2007). An increase in the global stock price index is expected to increase the size of capital flows, since a strong global stock market performance tends to encourage the incentive to invest the generated wealth globally.

The analysis, to avoid potential endogeneity problems, makes use of the panel system GMM methodology, which provides coefficient estimates that are corrected for endogeneity, heteroskedasticity and autocorrelation. Lagged values of the endogenous variables are used as instruments, while this methodological approach provides a straightforward way to test the specification of the proposed model through the Hansen J-test, which assesses the validity of over identifying restrictions, under the null hypothesis that the over identifying restrictions are satisfied and are valid.

### **3. Data and Empirical Analysis**

A panel dataset has been constructed for the empirical analysis. In particular, the dependent variable is the size of capital inflows. Quarterly data on capital inflows, spanning the period 2012 to 2016, obtained from the IMF international financial statistics database for 132 economies (see Appendix A for the detailed country sample and sub-samples).

The size of capital inflows is measured as the ratio of capital inflows to nominal GDP. The set of independent variables include domestic and global macroeconomic and financial indicators, institutional quality indexes, the volatility of the real exchange rate, and regional dummy variables. Domestic macroeconomic factors include per capita income, prices, and trade openness. Domestic financial indicators are the change in stock market capitalization, financial openness, and nominal interest rate differentials. Global economic indicators are global growth expectations, measured as the lagged value of the global GDP growth rate, global broad money growth, and growth of the world stock price index (see Appendix B for a detailed description of the data variables, along with their sources). Data on the Bitcoin cryptocurrency are obtained from the Bloomberg database. Bitcoin prices were 0.0001\$ in 2009, 0.07\$ in 2010 and 15\$ in 2011, while the price increased to 220\$ in 2015 (Bitcoin College, 2015). In 2016 the price was raised to almost 800\$ (Bovaird, 2016), while on 28 August 2017, it was 4,343.8\$ (Investing.com, 2017) and on January 10, 2018 the price reached \$12,931 (Investing.com, 2018). The inevitable and unprecedented jump of the price in 2017 and 2018 attracted the attention of the public to the cryptocurrency markets, primarily in relevance to their most famous market component, the Bitcoin.

The first step of the empirical analysis examines the unit root properties in the data through advanced panel unit root tests. Panel unit root tests of the first-generation can lead to spurious results (because of size distortions), if significant degrees of positive residual cross-section dependence exist and are ignored. Consequently, the implementation of second-generation panel unit root tests is desirable only when it has been established that the panel is subject to a significant degree of residual cross-section dependence. In the cases where cross-section dependence is not sufficiently high, a loss of power might result if second-generation panel unit root tests that allow for cross-section dependence are employed. A second-generation panel unit root test is employed to determine the degree of integration in the respective variables. The Pesaran (2007) panel unit root test does not require the estimation of factor loading to eliminate cross-sectional dependence. Specifically, the usual ADF regression is augmented to include the lagged cross-sectional mean and its first difference to capture the cross-sectional dependence that arises through a single-factor model. The lag length for the corresponding regression has been selected through the Akaike criterion. The null hypothesis is a unit root for the Pesaran (2007) test. The results are reported in Table 1 and support the presence of a unit root across all variables under consideration, except in the cases of interest rate differentials, the volatility of the real exchange rate, and the conditional volatility of Bitcoin, which are all three I(0) variables by construction. If a panel or time series shows unit root, it exhibits a systematic pattern that is not predictable, a possible unit root.

**Table 1:** Panel Unit Root Tests

	Variable CIPS CIPS*	
<b>Full sample</b>		
CF	-1.10(4)	-1.26(4)
ΔCF	-5.31(3)***	-5.65(3)***
GDP	-1.12(4)	-1.25(4)
ΔGDP	-5.41(3)***	-5.30(3)***
P	-1.21(4)	-1.28(4)
ΔP	-5.57(3)***	-5.61(3)***
TRADE	-1.25(2)	-1.27(2)
ΔTRADE	-5.68(1)***	-5.41(1)***
STOCK	-1.32(3)	-1.40(3)
ΔSTOCK	-5.42(2)***	-5.60(2)***
FOPEN	-1.24(3)	-1.41(3)
ΔFOPEN	-5.42(1)***	-5.72(1)***
INTEREST	-5.35(3)***	-5.49(3)***
INST	-1.24(4)	-1.36(4)
ΔINST	-5.41(2)***	-6.50(2)***
VRER	-5.18(2)***	-5.32(2)***
VBIT	-6.36(2)***	-6.52(1)***
<b>EU</b>		
CF	-1.15(3)	-1.28(3)
ΔCF	-5.21(2)***	-5.46(2)***



GDP	-1.15(4)	-1.27(4)
ΔGDP	-5.54(3) <sup>***</sup>	- 5.80(3) <sup>***</sup>
TRADE	-1.26(3)	-1.33(3)
ΔTRADE	-5.51(2) <sup>***</sup>	-5.64(2) <sup>***</sup>
STOCK	-1.32(2)	-1.41(2)
ΔSTOC	-5.53(1) <sup>***</sup>	-5.72(1) <sup>***</sup>
FOPEN	-1.27(3)	-1.36(3)
ΔFOPEN	-6.11(2) <sup>***</sup>	-6.52(1) <sup>***</sup>
INTEREST	-5.83(2) <sup>***</sup>	-6.02(2) <sup>***</sup>
INSTIT	-1.28(3)	-1.39(3)
ΔINSTIT	-5.64(2) <sup>***</sup>	-5.93(2) <sup>***</sup>
VRER	-6.12(2) <sup>***</sup>	-6.39(1) <sup>***</sup>
<b>Asian</b>		
CF	-1.26(4)	-1.35(4)
ΔCF	-5.11(3) <sup>***</sup>	- 5.40(3) <sup>***</sup>
GDP	-1.22(3)	-1.34(3)
ΔGDP	-5.33(2) <sup>***</sup>	- 5.51(2) <sup>***</sup>
TRADE	-1.32(3)	-1.43(3)
ΔTRADE	-5.31(2) <sup>***</sup>	-5.55(2) <sup>***</sup>
STOCK	-1.24(2)	-1.36(2)
ΔSTOC	-5.51(1) <sup>***</sup>	-5.63(1) <sup>***</sup>
FOPEN	-1.28(3)	-1.25(3)
ΔFOPEN	-5.81(2) <sup>***</sup>	-5.97(2) <sup>***</sup>
INTEREST	-6.11(2) <sup>***</sup>	-6.35(2) <sup>***</sup>
INSTIT	-1.29(3)	-1.37(3)
ΔINSTIT	-5.42(2) <sup>***</sup>	-5.68(1) <sup>***</sup>
VRER	-6.21(2) <sup>***</sup>	-6.37(2) <sup>***</sup>
<b>American</b>		
CF	-1.34(4)	-1.46(4)
ΔCF	-5.42(3) <sup>***</sup>	- 5.57(3) <sup>***</sup>
GDP	-1.32(3)	-1.43(3)
ΔGDP	-5.53(2) <sup>***</sup>	- 5.77(2) <sup>***</sup>
TRADE	-1.35(3)	-1.42(3)
ΔTRADE	-5.51(1) <sup>***</sup>	-5.72(1),...
STOCK	-1.34(2)	-1.40(2)
ΔSTOCK	-5.59(1) <sup>***</sup>	-5.82(1) <sup>***</sup>
FOPEN	-1.34(3)	-1.42(3)
ΔOPEN	-5.63(2) <sup>***</sup>	-5.81(2) <sup>***</sup>
INTEREST	-6.02(2) <sup>***</sup>	-6.19(2) <sup>***</sup>
INSTIT	-1.28(3)	-1.39(3)
ΔINSTIT	-5.71(2) <sup>***</sup>	-5.86(1) <sup>***</sup>
VRER	-6.12(1) <sup>***</sup>	-6.28(1) <sup>***</sup>
<b>African</b>		
CF	-1.40(2)	-1.53(2)
ΔCF	-5.52(1) <sup>***</sup>	- 5.76(1) <sup>***</sup>

GDP	-1.34(3)	-1.43(3)
ΔGDP	-5.32(1) <sup>***</sup>	- 5.64(1) <sup>***</sup>
P	-1.28(2)	-1.38(2)
ΔP	-5.62(1) <sup>***</sup>	-5.91(1) <sup>***</sup>
TRADE	-1.42(2)	-1.48(2)
ΔTRADE	-5.81(1) <sup>***</sup>	-6.05(1) <sup>***</sup>
STOCK	-1.36(3)	-1.42(3)
ΔSTOCK	-5.73(2) <sup>***</sup>	-5.91(2) <sup>***</sup>
FOPEN	-1.29(2)	-1.41(2)
ΔFOPEN	-5.84(1) <sup>***</sup>	-5.98(1) <sup>***</sup>
INTEREST	-6.13(2) <sup>***</sup>	-6.27(2) <sup>***</sup>
INSTIT	-1.31(3)	-1.39(2)
ΔINSTIT	-5.63(1) <sup>***</sup>	-5.84(1) <sup>***</sup>
VRER	-6.14(2) <sup>***</sup>	-6.30(1) <sup>***</sup>
<b>FDI</b>		
CF	-1.42(2)	-1.55(2)
ΔCF	-5.23(1) <sup>***</sup>	- 5.53(1) <sup>***</sup>
GDP	-1.27(3)	-1.41(3)
ΔGDP	-5.09(2) <sup>***</sup>	- 5.34(2) <sup>***</sup>
P	-1.21(2)	-1.33(2)
ΔP	-5.24(1) <sup>***</sup>	-5.40(1) <sup>***</sup>
TRADE	-1.26(2)	-1.41(2)
ΔTRADE	-5.32(1) <sup>***</sup>	-5.61(1) <sup>***</sup>
STOCK	-1.29(3)	-1.38(3)
ΔSTOCK	-5.73(1) <sup>***</sup>	-5.90(1) <sup>***</sup>
FOPEN	-1.30(3)	-1.28(2)
ΔFOPEN	-5.73(1) <sup>***</sup>	-5.94(1) <sup>***</sup>
INTEREST	-6.11(1) <sup>***</sup>	-6.27(1) <sup>***</sup>
INSTIT	-1.28(3)	-1.43(2)
ΔINSTIT	-5.82(1) <sup>***</sup>	-6.01(1) <sup>***</sup>
VRER	-6.25(1) <sup>***</sup>	-6.43(1) <sup>***</sup>
<b>FPI</b>		
CF	-1.32(3)	-1.48(3)
ΔCF	-5.11(2) <sup>***</sup>	- 5.25(2) <sup>***</sup>
GDP	-1.31(3)	-1.42(3)
ΔGDP	-5.30(2) <sup>***</sup>	- 5.52(2) <sup>***</sup>
P	-1.28(2)	-1.35(2)
ΔP	-5.41(1) <sup>***</sup>	-5.62(1) <sup>***</sup>
TRADE	-1.33(2)	-1.42(2)
ΔTRADE	-5.51(1) <sup>***</sup>	-5.72(1) <sup>***</sup>
STOCK	-1.25(3)	-1.38(3)
ΔSTOC	-5.73(1) <sup>***</sup>	-5.94(1) <sup>***</sup>
FOPEN	-1.32(2)	-1.44(3)
ΔFOPEN	-5.83(1) <sup>***</sup>	-6.07(1) <sup>***</sup>
INTEREST	-6.25(1) <sup>***</sup>	-6.39(1) <sup>***</sup>

INSTIT	-1.30(3)	-1.43(3)
$\Delta$ INSTIT	-5.73(1)***	-5.96(2)***
VRER	-6.31(1)***	-6.53(2)***

*Notes:*  $\Delta$  denotes first differences. A constant is included in the Pesaran (2007) tests. Rejection of the null hypothesis indicates stationarity in at least one country. CIPS\* = truncated CIPS test. Critical values for the Pesaran (2007) test are  $-2.40$  at 1%,  $-2.22$  at 5%, and  $-2.14$  at 10%, respectively. Figures in parentheses denote the number of lags in the corresponding regressions selected through the Akaike criterion. The null hypothesis is that of a unit root. \*\*\* denotes the rejection of the null hypothesis at the 1% significance level.

More specifically, the modeling approach follows the model recommended by Katsiampa (2017). In particular, she provides evidence that the best model that describes Bitcoin's volatility is that of the Autoregressive (1) Component GARCH [AR(1)-CGARCH]:

$$r_t = c + b_1 r_{t-1} + u_t,$$

with

$$h_t^2 = q_t + \alpha (u_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta (h_{t-1}^2 - q_{t-1})$$

$$q_t = \omega + \rho (q_{t-1} - \omega) + \theta (u_{t-1}^2 - h_{t-1}^2)$$

where  $r_t$  is the bitcoin price return on day  $t$ ,  $u_t$  is the error term, and  $h_t$  is the conditional standard deviation. This modeling approach provides more extensive information on volatility by splitting the component of volatility into permanent volatility and transitory volatility, while it offers information on the speed of adjustment. More specifically, the  $h_t^2$  equation stands for the short-run memory component, while the  $q_t$  equation, especially the  $\rho$  term, stands for the long memory component. The Akaike criterion also selects an AR(1) model for Bitcoin returns. The estimates over the analysis time span are reported in Table 2.

The CGARCH model incorporates two main components and captures volatility of long-and-short run (Jesús Gutiérrez, 2017). The term  $u_{t-1}^2 - h_{t-1}^2$  stands for the distinction between the conditional variance and its tendency, whereas the term  $(h_{t-1} - q_{t-1})$  is the lagged difference between short-and-long run components that approaches to zero at a velocity  $(\alpha + \beta)$ . The term  $u_{t-1}^2 - q_{t-1}$  indicates the difference between the conditional variance and its long run tendency, and the term  $u_{t-1}^2 - h_{t-1}^2$  stand for the difference between conditional variance and its short-run tendency. And  $\omega$  indicates the unconditional volatility. Table 2 shows that all the coefficients are statistically significant.

**Table 2:** CGARCH Estimates: Bitcoin Returns

<b>Mean equation</b>	
Constant term:	0.0025 [0.04]
AR(1) term:	0.0673 [0.01]
<b>Conditional volatility equations</b>	
Constant term:	0.1636 [0.07]
$h_{t-1}^2 - q_{t-1}$ term:	0.8120 [0.00]
$u_{t-1}^2 - q_{t-1}$ term:	0.2138 [0.00]
$q_{t-1} - \omega$ term:	0.9879 [0.00]
$u_{t-1}^2 - h_{t-1}^2$ term:	0.0781 [0.00]

Note: Figures in parentheses denote p-values.

Table 3 reports the empirical findings in relevance to the effect of the Bitcoin volatility on international capital flows, with the volatility of the Bitcoin being measured through an AR(1)-CGARCH(1,1) model as suggested in Table 2. The various columns in Table 3 present the GMM results across a number of specifications. In particular, column (1) reports the full sample estimates, while columns (3) to (5) report the regional estimates. Finally, columns (6) and (7) repeat the estimate analysis, but this time with respect to FDI and FPI flows, respectively. If we focus on the primary variable of interest, the findings document that the Bitcoin volatility leads to lower international flows in relevance to the overall sample; the findings remaining robustly similar across all regional cases, except in the cases of the EU and African sub-samples. The findings remain robust across FDI flows, while the impact turns out to be weaker in the case of the FPI capital flows. The results remained consistently similar across regions, with the volatility of the Bitcoin cryptocurrency exerting the strongest effect on international capital flows in the case of the American region (that includes both the U.S. and Canada), followed by that in the case of the Asian regions.

**Table 3:** GMM Estimates: Dependent Variable is International Capital Flows and VBIT is from a CGARCH(1,1) Model

Variables	Full sample	EU	Asian	American	African	FDI	FPI
$\Delta$ GDP	0.189*** [0.00]	0.165*** [0.00]	0.175*** [0.00]	0.248*** [0.00]	0.074*** [0.00]	0.168*** [0.00]	0.131*** [0.00]
$\Delta$ GDP(-1)	0.093*** [0.00]	0.081*** [0.00]	0.104*** [0.00]	0.185*** [0.00]	0.038** [0.05]	0.131*** [0.00]	0.106***
$\Delta$ P	-0.126*** [0.00]	-0.094*** [0.00]	-0.073*** [0.01]	-0.086*** [0.00]	-0.126*** [0.00]	-0.129*** [0.00]	-0.137*** [0.00]
$\Delta$ P(-1)	-0.072*** [0.00]	-0.066*** [0.00]	-0.042** [0.03]	-0.044** [0.02]	-0.074*** [0.01]	-0.092*** [0.00]	-0.096***
$\Delta$ TRADE	0.268*** [0.00]	0.244*** [0.00]	0.205*** [0.00]	0.303*** [0.00]	0.114*** [0.00]	0.214*** [0.00]	0.142*** [0.00]
$\Delta$ STOCK	0.185*** [0.00]	0.127*** [0.00]	0.118*** [0.00]	0.225*** [0.00]	0.062** [0.03]	0.144*** [0.00]	0.269*** [0.00]
$\Delta$ STOCK(-1)	0.117***	0.096***	0.069***	0.164***	0.035*	0.113***	0.185***

Variables	Full sample	EU	Asian	American	African	FDI	FPI
	[0.00]	[0.00]	[0.01]	[0.00]	[0.06]	[0.00]	[0.00]
$\Delta$ FOPEN	0.274***	0.178***	0.125***	0.198***	0.040*	0.098***	0.163***
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.06]	[0.00]	[0.00]
$\Delta$ FOPEN(-1)	0.148***	0.119***	0.080***	0.125***	0.018	0.075***	0.105***
	[0.00]	[0.00]	[0.01]	[0.00]	[0.17]	[0.01]	[0.00]
INTEREST	0.137***	0.116***	0.124***	0.174***	0.082***	0.104***	0.173***
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.01]	[0.00]	[0.00]
$\Delta$ INST	0.158***	0.149***	0.096***	0.184***	0.036*	0.185***	0.177***
	[0.00]	[0.00]	[0.01]	[0.00]	[0.10]	[0.00]	[0.00]
$\Delta$ INST(-1)	0.109***	0.096***	0.032	0.118***	0.010	0.142***	0.118***
	[0.00]	[0.00]	[0.18]	[0.00]	[0.27]	[0.00]	[0.00]
VRER	-0.088***	-0.049**	-0.075***	-0.126***	-0.053**	-0.102***	-0.084***
	[0.00]	[0.03]	[0.01]	[0.00]	[0.03]	[0.00]	[0.01]
VBIT	-0.069***	-0.014	-0.069***	-0.039**	-0.042**	-0.058***	-0.023*
	[0.00]	[0.38]	[0.01]	[0.04]	[0.05]	[0.01]	[0.08]
VBIT(-1)	-0.043**	-0.000	-0.044**	-0.013	-0.022	-0.027**	-0.018*
	[0.00]	[0.49]	[0.02]	[0.41]	[0.13]	[0.05]	[0.10]
<i>Diagnostics</i>							
R <sup>2</sup>	0.68	0.66	0.57	0.64	0.43	0.65	0.68
AR(1)	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
AR(2)	[0.43]	[0.39]	[0.56]	[0.48]	[0.36]	[0.36]	[0.41]
Hansen test	[0.47]	[0.50]	[0.51]	[0.56]	[0.37]	[0.48]	[0.45]
Difference Hansen test	[0.55]	[0.64]	[0.67]	[0.73]	[0.44]	[0.55]	[0.63]
No. of obs.	2,800	540	820	500	740	2,800	2,800

Notes: AR(1) is the first-order test for residual autocorrelation. AR(2) is the test for autocorrelation of order 2. Hansen is the test for the overidentification check for the validity of instruments. The difference-in-Hansen test checks the exogeneity of the instruments. Figures in parentheses denote p-values. \*\*:  $p \leq 0.05$ ; \*\*\*:  $p \leq 0.01$ . All estimations were performed with time and country dummies. The number of observations for specific regions does not include countries that belong in the full sample (mostly European countries).

#### 4. Results and Discussion

In terms of the remaining control variables, the findings illustrate that GDP growth changes in trade openness, financial openness and market capitalization exert a positive effect on international capital flows. Moreover, interest rate differentials and institutional quality also have a similar impact on those flows. By contrast, inflation and real exchange rate variability affect international capital flows in a negative manner. In terms of the FDI flows, the results are consistent with those provided by IMF (2007), Ito et al. (2009) and Wei (2011). All the relevant diagnostics are reported at the bottom of Table 3. For the validity of instruments used, the results reject second-order autocorrelation, AR(2), in the error variances. Moreover, they reject the null hypothesis of difference-in-Hansen disturbances and the difference-in-Hansen tests fail to reject the respective nulls. Hansen tests imply the exogeneity of the instruments employed. In the estimation process, 27 instruments have been used.

These instruments were generated as we used a constant, two lags for levels and three lags for difference in the regressors. As the number of instruments was by far lower than the number of observations, it did not create any identification problem, as reflected in the Hansen test. Reported Hansen test results also fail to detect any problem in the validity of the instruments used in the estimation approach. Finally, the explanatory power of models, through the R-squared metrics, is highlighted to be strong enough.

The findings seem to support the role of the exchange rate regime on international capital flows. In particular, Calvo and Reinhart (2002) argue that exchange rate manipulation could be potentially a problem that can distort trade and finance flows, while governments display a ‘fear of floating’ attitude, i.e. they are officially declaring they allow their exchange rates to float (a *de jure* floating regime), while still actively manipulating their exchange rates (a *de facto* managed regime). Furthermore, Alesina and Wagner (2006) document that only 157 out of 601 *de jure* floats were *de facto* floats, with countries declaring a floating regime to signal their virtuousness. Given the absence of accurate official data, researchers use indirect methods to detect the *de facto* exchange rate regime. For instance, Levy-Yeyati and Sturzenegger (2005) use the volatility of a policy instrument, i.e. interest rates or foreign exchange reserves, and interpret a smooth exchange rate accompanied by a volatile policy as a non-floating exchange rate regime. Klein and Shambaugh (2015) document that economies can successfully ‘mix-and-match’ policies to smooth exchange rates, i.e. temporary capital controls accompanied by only small adjustments to interest rates, thus, leading to the under-detection of *de jure* deviations. Given the fact that Bitcoin’s lack of regulations and lack of transportation costs (as a virtual good), which both facilitate purchases across multiple currencies and countries, thus providing timely, high frequency, and free-of-charge price data through Bitcoin sales, can be used to construct a dataset of daily unofficial exchange rates and detect *de facto* regimes. Moreover, because Bitcoin has an alternative use as an investment and purchasing vehicle, its prices exist across a variety of regimes, even currencies with non-manipulated exchange rates. In that sense, Bitcoin prices can detect any transitory interventions in the currency markets (Klein and Shambaugh, 2015). Furthermore, Ilzetzki et al. (2017) note that the *de facto* exchange rate literature often ignores capital controls. Measures of capital controls are usually on an annual basis, while they also lag in availability. In contrast, the high-frequency Bitcoin exchange rates can be used to detect capital controls, even if the impact is transitory.

Overall, Bitcoin is a sovereign-less vehicle currency, so it can decompose exchange rate effects, as Yang and Gu (2016) demonstrate for trade, while Michalski and Stoltz (2013) find that among countries of similar economic profiles, fear-of-floating countries are more likely to misreport economic data. The above discussion seems to be in consistency with the results reported in Table 3. More specifically, the absence of any statistically significant effect of Bitcoin volatility in the case of the EU capital flows clearly indicates the absence of any capital controls or serious manipulation of the euro exchange rates. By contrast, in the other regions, there seem to be certain (potentially many) countries that explicitly intervene in their exchange rate markets to somehow control the course of their currency or/and to explicitly impose certain controls on their international capital flows.

Finally, the countries seem to exert in various types of capital controls in the case of the FPI flows, while they seem to relatively avoid them in the case of FDI flows, since the latter seem to be substantially crucial for generating positive economic spillovers to the domestic economy (i.e., technological spillovers, higher growth rates, lower unemployment).

## Conclusion

This paper documented that the volatility of Bitcoin prices led to reduced international capital inflows; although these findings for the cases of the EU and African regions were not robust, the analysis provided a clear evidence that there was a strong significant influence of cryptocurrencies on international capital flows in the US, Canada, and Asia. In addition, the findings highlighted that the exchange rate regime had an important impact on international capital flows. The overall results documented that data manipulation by governments can be approximately detected through FPI (Foreign Portfolio Investments); however, in the case of foreign direct investment (FDI) flows, where government manipulations cannot be clearly detected, Bitcoin's price volatility can be a clear indicator of detecting this manipulation.

## References

- Aghion, P, Bacchetta, P, and Banerjee, A (2004). Financial development and the instability of open economies. *Journal of Monetary Economics*, 51, 1077-1106.
- Alesina, A, and Wagner, A (2006). Choosing (and reneging on) exchange rate regimes. *Journal of the European Economic Association*, 4, 770-799.
- Androulaki, E., Karame, G. O., Roeschlin, M., Scherer, T., & Capkun, S. (2013, April). Evaluating user privacy in bitcoin. In *International Conference on Financial Cryptography and Data Security* (pp. 34-51). Springer, Berlin, Heidelberg.
- Antonakakis, N., Chatziantoniou, I., & Gabauer, D. (2019). Cryptocurrency market contagion: Market uncertainty, market complexity, and dynamic portfolios. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 61, 37-51.
- Bartosova, V, and Petrova, L (2019). Accounting of transactions in electronic money: international trends. *Bitcoin.com*: <https://www.bitcoin.com/you-need-to-know>, 01.26.2018.
- Bloomberg (2018). <https://www.cnbc.com/2018/01/15/china-is-reportedly-raising-the-bar-on-its-cryptocurrency-crackdown.html>, 01.26.2018
- Bouri, E, Molnár, P, Azzi, G, Roubaud, D, and Hagfors, LI (2017). On the hedge and safe haven properties of Bitcoin: Is it really more than a diversifier? *Finance Research Letters*, 20, 192-198.
- Brito, J, and Castillo, A (2013). Bitcoin: a primer for policymakers. Working Paper, Mercatus Center, George Mason University.
- Broner, F, and Rigobon, R (2005). Why are capital flows so much more volatile in emerging than in developed countries? Working Paper, No. 382, Central Bank of Chile.
- Broto, C, Diaz-Cassou, J, and Erce-Dominguez, A (2008). The sources of capital flows volatility: empirical evidence for emerging countries. *Money Affairs*, 21, 1-22.
- Bryans, D (2014). Bitcoin and money laundering: mining for an effective solution. *Indiana Law Journal*, 89, 441-472.

- Burniske, C., & White, A. (2017). Bitcoin: Ringing the bell for a new asset class. Ark Invest (January 2017) [https://research.ark-invest.com/hubfs/1\\_Download\\_Files\\_ARK-Invest/White\\_Papers/Bitcoin-RingingTheBellForANewAssetClass.pdf](https://research.ark-invest.com/hubfs/1_Download_Files_ARK-Invest/White_Papers/Bitcoin-RingingTheBellForANewAssetClass.pdf).
- Calvo, GA, and Reinhart, CM (2002). Fear of floating. *Quarterly Journal of Economics*, 107, 379-408.
- Cheah, ET, and Fry, J (2015). Speculative bubbles in Bitcoin markets? An empirical investigation into the fundamental value of Bitcoin. *Economics Letters*, 130, 3236.
- Chinn, M, and Ito, H (2008). A new measure of financial openness. *Journal of Comparative Policy Analysis*, 10, 309-322.
- CoinMarketCap (2019). <https://coinmarketcap.com/>, 09.12.2019
- de Jesús Gutiérrez, R., Calisto, E. O., & Salgado, O. G. (2017). Long-term effects of the asymmetry and persistence of the prediction of volatility: Evidence for the equity markets of Latin America. *Contaduría y administración*, 62(4), 1081-1099.
- Eyal, I., Gencer, A. E., Sirer, E. G., & Van Renesse, R. (2016). Bitcoin-ng: A scalable blockchain protocol. In 13th {USENIX} symposium on networked systems design and implementation ({NSDI} 16) (pp. 45-59).
- Fry, J., & Cheah, E. T. (2016). Negative bubbles and shocks in cryptocurrency markets. *International Review of Financial Analysis*, 47, 343-352.
- Garcia, D, Tessone, CJ, Mavrodiev, P, and Perony, N (2014). The digital traces of bubbles: feedback cycles between socio-economic signals in the Bitcoin economy. *Journal of the Royal Society Interface*, 11, 2014-2023.
- Gray, J., Rumpe, B. Models for digitalization. *Softw Syst Model* 14, 1319–1320 (2015). <https://doi.org/10.1007/s10270.015.0494-9>
- Hanley, BP (2013). The false premises and promises of Bitcoin. arXiv preprint arXiv:1312.2048.
- Hayes, AS (2016). Cryptocurrency value formation: an empirical study leading to a cost of production model for valuing bitcoin. *Telematics and Informatics*, 41, 256-291.
- Hayes, AS (2017). Cryptocurrency value formation: an empirical study leading to a cost of production model for valuing bitcoin. *Telematics and Informatics*, 34, 1308-1321.
- Hilorme, T., Shurpenkova, R., Kundrya-Vysotska, O., Sarakhman, O., Lyzunova, O. (2019). Model of energy saving forecasting in entrepreneurship. *Journal of Entrepreneurship Education*. 22(Special Issue), 1-6.
- Huberman, G, Leshno, JD, and Moallemi, CC (2017). Monopoly without a monopolist: An economic analysis of the bitcoin payment system. *Columbia Business School Research Paper*, No. 17-92, Columbia University.
- Ilzetzki, E, Reinhart, CM, and Rogoff, KS (2017). Exchange arrangements entering the 21st century: which anchor will hold? Working Paper, No. 23134, National Bureau of Economic Research.
- International Monetary Fund (IMF) (2007). Global financial stability report: October 2007. Washington, DC., <http://www.imf.org/External/Pubs/FT/GFSR/2007/02/index.htm>, 01.26.2018
- Ito, H., Jongwanich, J, and Terada-Hagiwara, A (2009). What makes developing Asia resilient in a financially globalized world? ADB Economics Working Paper Series, No. 181, Manila: Asian Development Bank.
- Jacobs, G (2018). Cryptocurrencies and the challenge of global governance. *Cadmus*, 3, 109-123.
- Katsiampa, P (2017). Volatility estimation for Bitcoin: a comparison of GARCH models. *Economics Letters*, 158, 3-6.
- Klein, MW, and Shambaugh, JC (2015). Rounding the corners of the policy trilemma: sources of monetary policy autonomy. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7, 33-66.
- Levy-Yeyati, E, and Sturzenegger, F (2005). Classifying exchange rate regimes: deeds vs. words. *European Economic Review*, 49, 1603-1635.



- Liargovas, P. (2012). Economics, Political and Social Issues.
- Limba, T, Stankevičius, A, and Andrulevičius, A (2019). Cryptocurrency as disruptive technology: theoretical insights. *Entrepreneurship and Sustainability Issues*, 6, 2068-2080.
- Magud, NE, Reinhart, CM, and Vesperoni, ER (2014). Capital inflows, exchange rate flexibility and credit booms. *Review of Development Economics*, 18, 415-430.
- Makarov, I, & Schoar, A. (2019, May). Price discovery in cryptocurrency markets. In *AEA Papers and Proceedings* (Vol. 109, pp. 97-99).
- Mehmet Balcilar, EB (2017). Can volume predict Bitcoin returns and volatility? A quantiles-based approach. *Economic Modelling*, 64, 74-81.
- Meiklejohn, S, Pomarole, M, Jordan, G, Levchenko, K, McCoy, D, Voelker, GM, and Savage, S (2016). A fistful of Bitcoins: characterizing payments among men with no names. *Communications of the ACM*, 59, 86-93.
- Michalski, T, and Stoltz, G (2013). Do countries falsify economic data strategically? Some evidence that they might. *The Review of Economics and Statistics*, 95, 591616.
- Mislinski, J (2018). Market cap to GDP: an updated look at the Buffett valuation indicator'. <https://www.advisor-perspectives.com/dshort/updates/2018/01/03/market-captogdp-an-updated-look-at-the-buffett-valuation-indicator>.
- Nakamoto, S. (2008). Bitcoin: A peer-to-peer electronic cash system.(2008). [https:// http://www.bitcoin.org/bitcoin.pdf](https://http://www.bitcoin.org/bitcoin.pdf), 01.01.2019
- Panagiotis G, and Liargovas, KS (2012). Foreign direct investment and trade openness: the case of developing economies. *Social Indicators Research*, 106, 323-331.
- Pesaran, MH (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265-312.
- IMF Report, I (2007). The quality of domestic financial markets and capital inflows. *IMF Staff Papers*, 77-108.
- Samani R (2013). Digital laundry: an analysis of online currencies and their use in cybercrime. White Paper, McAfee Labs.
- Tucker, PC (2009). The digital currency doppelganger: regulatory challenge or harbinger of the new economy? *Cardozo Journal of International and Comparative Law*, 17, 589-626.
- Underwood, S. (2016). Blockchain beyond bitcoin.
- Wei, SJ (2011). Not all financial integration is created equal: the composition matters. In Devereux, M., Lane, P., Park, C.Y., Wei, S.J. (Eds.), *The Dynamics of Asian Financial Integration: Facts and Analytics*. Oxon and New York: Asian Development Bank/Routledge.
- Yang, G, and Gu, Q (2016). Effects of exchange rate variations on bilateral trade with a vehicle currency: evidence from China and Singapore. *Journal of International Money and Finance*, 68, 50-73.
- Yermack, D (2013). Is Bitcoin a real currency? An economic appraisal. Working Paper, No. 19747, National Bureau of Economic Research.
- Yermack, D (2017). Corporate governance and blockchains. *Review of Finance*, 21, 731.

**Appendix A. Country list***Global sample*

Algeria, Angola, Argentina, Armenia, Austria, Australia, Azerbaijan, Bahamas, Bahrain, Bangladesh, Barbados, Belgium, Bolivia, Botswana, Brazil, Brunei, Bulgaria, Burkina Faso, Cambodia, Cameroon, Canada, Central African Republic, Chad, Chile, China, Colombia, Costa Rica, Cote d'Ivoire, Croatia, Cyprus, Czech Republic, Denmark, Dominican Republic, Ecuador, Egypt, El Salvador, Estonia, Ethiopia, Fiji, Finland, France, Gabon, Gambia, Georgia, Germany, Ghana, Greece, Guatemala, Guinea, Haiti, Honduras, Hungary, India, Indonesia, Iran, Iraq, Ireland, Israel, Italy, Jamaica, Japan, Jordan, Kazakhstan, Kenya, Kuwait, Laos, Latvia, Lebanon, Liberia, Libya, Lithuania, Luxembourg, Madagascar, Malaysia, Maldives, Mali, Malta, Mauritania, Mauritius, Mexico, Mongolia, Morocco, Mozambique, Namibia, Nepal, Netherlands, New Zealand, Nicaragua, Niger, Nigeria, Oman, Pakistan, Panama, Paraguay, Peru, Philippines, Poland, Portugal, Qatar, Romania, Russia, Saudi Arabia, Senegal, Seychelles, Sierra Leone, Singapore, Slovakia, Slovenia, South Africa, South Korea, Spain, Sri Lanka, Sudan, Sweden, Tajikistan, Tanzania, Thailand, Togo, Trinidad & Tobago, Tunisia, Turkey, Turkmenistan, Uganda, United Arab Emirates, U.K., U.S., Uruguay, Venezuela, Vietnam, Zambia, Zimbabwe.

*American sample*

Argentina, Barbados, Bolivia, Brazil, Canada, Chile, Colombia, Costa Rica, Dominican Republic, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Haiti, Honduras, Jamaica, Mexico, Nicaragua, Panama, Paraguay, Peru, Trinidad & Tobago, U.S., Uruguay, Venezuela.

*EU sample*

Austria, Belgium, Bulgaria, Croatia, Cyprus, Czech Republic, Denmark, Estonia, Finland, France, Germany, Greece, Hungary, Ireland, Italy, Latvia, Lithuania, Luxembourg, Malta, Netherlands, Poland, Portugal, Romania, Slovakia, Slovenia, Spain, Sweden, U.K.

*Asian sample*

Armenia, Australia, Azerbaijan, Bahrain, Bangladesh, Brunei, Cambodia, China, Fiji, Georgia, India, Indonesia, Iran, Iraq, Israel, Japan, Jordan, Kazakhstan, Kuwait, Laos, Lebanon, Malaysia, Mongolia, Nepal, New Zealand, Oman, Pakistan, Philippines, Qatar, Russia, Saudi Arabia, Singapore, South Korea, Sri Lanka, Tajikistan, Thailand, Turkey, Turkmenistan, United Arab Emirates, Vietnam.

*African sample*

Algeria, Angola, Burkina Faso, Cameroon, Central African Republic, Chad, Cote d'Ivoire, Egypt, Gabon, Gambia, Ghana, Guinea, Kenya, Liberia, Libya, Madagascar, Maldives, Mali, Mauritania, Mauritius, Morocco, Mozambique, Namibia, Niger, Nigeria, Senegal, Seychelles, Sierra Leone, South Africa, Sudan, Tanzania, Togo, Tunisia, Uganda, Zambia, Zimbabwe.

## Appendix B. Variables and sources

For Bitcoin prices, the analysis used the four-biggest over-the-counter markets with respect to their volume, namely, BITSTAMP, COINBASE, ITBIT, KRAKEN. The final price was determined as weight average, with weights being the volume of respected transactions (Bloomberg).

International capital inflows = Capital inflows include Foreign Direct Investment inflows (FDI) and Foreign Portfolio Investment inflows (FPI)

Foreign Direct Investments inflows = FDI over GDP (Datastream)

Foreign portfolio investments inflows = FPI over GDP – Such flows represent real portfolio investment liabilities that include transactions with non-residents in financial securities of any maturity, such as corporate securities, bonds, notes, money market negotiable debt instruments, stocks, exceptional financing, and reserve assets (Datastream)

Per capita income = nominal per capita income (Datastream)

Prices = consumer price indexes (Datastream)

Trade openness = the sum of exports and imports of goods and services over GDP (in percent) (Datastream)

Stock market capitalization = stock market capitalization over GDP (in percent) (Datastream)

Financial openness = the capital account openness index obtained from Chinn and Ito (2008). The index measures a country's degree of capital account openness. It is based on dummy variables that codify the tabulation of restrictions on cross-border financial transactions (including the presence of multiple exchange rates, restrictions on current and capital account transactions, and regulatory requirements). They are reported by the IMF Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions. A higher index illustrates stronger financial openness

Interest rate differentials = Data refer to the difference between the nominal domestic and US interest rates (for the case of the US only the domestic interest rate is used), in percent per annum. Data are associated with 10-year government bond yields or T-bill rates or deposit rates, depending on data availability (Datastream)

Global stock prices = Data refer to the MSCI Barra All Country World Index (MSCI Barra website)

Global broad money = Data refer to GDP weighted broad money (M2) of the 20 largest economies (International Financial Statistics)

Institution quality index = Data are associated to the average of the World-wide Governance Indicators and are taken from the Worldwide Governance Indicators by Kaufmann, Kraay, and Mastuzzi, available at <http://info.worldbank.org/governance/wgi/index.asp>, which includes measures for voice and accountability, political stability, rule of law, and control of corruption

Volatility of the real exchange rate = Computed as the quarterly standard deviation of monthly real exchange rates. The real exchange rate was derived as the product of the nominal exchange rate (units of the local currency per US dollar) and the ratio of price level indexes for both the US and the domestic economies. For the case of the US, the effective exchange rate has been used (Datastream).

# HALKA AIK PİYASA DEĐERİ VE PİYASA DEĐERİNİN İřLETME PERFORMANSINDAKİ ROLÜ: BİST HALKA ARZ ENDEKSİ'NDE BİR UYGULAMA

## THE ROLE OF MARKET VALUE AND MARKET VALUE INITIAL PUBLIC OFFERING IN BUSINESS PERFORMANCE: AN APPLICATION IN THE ISTANBUL STOCK EXCHANGE PUBLIC OFFERING INDEX

Hařim BAĐCI<sup>ID</sup>  
M. A. İbrahim SARIAY<sup>ID</sup>

### Öz

Küresel finansal sistem ve sermaye piyasaları iřletmelere kaynak arayışında yeni fırsatlar sunmaktadır. Bu sisteme entegre olamayan iřletmeler yoğun rekabet koşullarında varlıklarını sürdürebilmek için kaynak sorunlarını borçlanma yoluyla çözebilmektedir. Borçlanmanın maliyeti yükseldiğinde ise finansman giderleri iřletmelerin finansal tablolarını tahrip etmekte ve iřletmelerin iyi olan performanslarını olumsuz yönde etkileyebilmektedir. Halka arz, iřletmelerin borçlanma maliyetlerini azalttığı gibi, iřletmelere kurumsallařma, ek kaynak sağlama, piyasa değeri ve halka açık piyasa değerini tespit edebilme gibi birçok yeni olanaklar sağlamaktadır. Bu çalışmanın amacı, iřletmelerin paylarını halka arz etmesiyle birlikte ortaya çıkan, piyasa değeri ve halka açık piyasa değerinin iřletme performansındaki rolünü ortaya koymaktır. Bu bağlamda, piyasa değeri ve halka açık piyasa değerinin iřletme performans göstergesi olarak belirlenen; faaliyet karı, özkaynak toplamı, yatırılan sermaye, Tobin Q ve net borç ile birlikte iřletme performansındaki önemi ve rolü incelenmiştir. Arařtırmada önem düzeyi belirleme ve firma karşılařtırması yapabilmek için 2 yöntem kullanılmıştır. İlk yöntem, performans göstergelerini karşılařtırmak için kullanılan “Normalize Edilmiş Maksimum Değerler” yöntemidir. Arařtırmada kullanılan ikinci yöntem ise çok kriterli karar verme tekniklerinden birisi olan MOORA tekniğidir. Borsa İstanbul Halka Arz Endeksi'nde listelenen iřletmelerin ele alındığı çalışmadan elde edilen bulgulara göre, halka açık piyasa değerinin, piyasa değerinden daha yüksek öneme sahip olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca halka açılma düzeyi yüksek olan iřletmelerin, halka açılma düzeyi nispeten düşük olan diđer iřletmelere göre daha iyi

\* Dr. Öğr. Üyesi, Aksaray Üniversitesi Sağlık Bilimleri Fakültesi Sağlık Yönetimi Bölümü, E-mail: hasimbagci1907@hotmail.com, ORCID: 0000-0002-5828-2050

\*\* Dr. Öğr. Üyesi, Aksaray Üniversitesi Sağlık Bilimleri Fakültesi Sağlık Yönetimi Bölümü, E-mail: ibrahimsariay@gmail.com, ORCID: 0000-0003-4632-3289

performans gsterdiđi saptanmıřtır. Sonu olarak bu alıřmada, halka arz endeksinde iřlem gren tm iřletmelerinin halka aık piyasa deđerinin, iřletme performansını arttırdıđı ortaya konmuřtur. Dolayısıyla, alıřmadan elde edilen bulgular iřığında, halka aılmanın iřletmeler iin faydalı olacađını ifade etmek mmkndr.

**Anahtar Kelimeler:** Halka Aık Piyasa Deđerı, Piyasa Deđerı, İřletme Performansı

**Jel Kodları:** G32, L25, M40

### **Abstract**

The global financial system and capital markets offer new opportunities for businesses seeking resource. Businesses that cannot integrate with this system can solve their resource problems by borrowing in order to survive in intense competitive conditions. When the cost of borrowing increases, financial expenses destroy the financial statements of the companies and may negatively affect the good performance of the companies. Public offering not only reduces the borrowing costs of businesses, but also provides many new opportunities for businesses such as institutionalization, providing additional resources, determining market value and market value initial public offering. The aim of this study is to reveal the role of market value and market value initial public offering in business performance, which arises when businesses offer their shares to the public. In this context, determined as the business performance indicator of market value and market value initial public offering, along with operating profit, total equity, invested capital, Tobin Q and net debt, its importance and role in business performance were examined. In the research, 2 methods were used to determine the level of importance and to compare companies. The first method is the “Normalized Maximum Values” method used to compare performance indicators. The second method used in the research is the MOORA technique, which is one of the multi-criteria decision making techniques. According to the findings obtained from the study dealing with the businesses listed in the Istanbul Stock Exchange Public Offering Index, it is determined that the market value initial public offering is of higher importance than the market value. In addition, it is determined that the companies with high level of public offering perform better than other enterprises with low level of public offering. As a result, in this study, it is revealed that the market value initial public offering of all the companies traded in the public offering index increases the performance of the company. Therefore, In the light of the findings obtained from the study, it is possible to state that public offering will be beneficial for businesses.

**Key Words:** Market Value Initial Public Offering, Market Value, Business Performance

**Jel Codes:** G32, L25, M40

### **Giriř**

Gnmzde kreselleřmenin yavařlama eđiliminde olduđunun ifade edilmesine karřın haliha-zırda; bilgi, iletiřim, muhasebe, finans ve ekonomi gibi birok alanda kresel sistemin yođun bir řekilde etkili olduđu grlmektedir. Ekonominin vazgeilmez unsurlarından olan iřletmeler kreselleřebilme aısından deđerlendirildiđinde, kresel sisteme entegre olmayı bařaramayan kendi iine kapalı iřletmelerin; finansal piyasalar, sermaye piyasaları ve genel ekonomi ierisinde iliřkiler ađı kurmakta zorlandıklarını ifade etmek mmkndr. Kresel sistemin dıřında kalan iřletmeler, varlıklarını srdrebilmek ve rakip iřletmelerle rekabet edebilmek iin ihtiya duydukları fonları ve potansiyel yatırımcıları ekebilme konusunda sorunlarla karřılařmaktadır.

Hızla gelişen teknolojinin yeni üretim ve yatırım fırsatları sunması, işletmelerin bu potansiyelden faydalanma noktasında sağlam bir finansal yapıya sahip olmalarını zorunlu kılmaktadır. Bu bağlamda, işletmelerin karlılığını artırarak büyüyebilmeleri ve maksimum işletme performansını ortaya koyabilmeleri için, yeni kaynak arayışlarına girmeleri kaçınılmaz olmaktadır. Özellikle döviz kuru, yüksek enflasyon ve yüksek faiz gibi çeşitli nedenlerle makroekonomide meydana gelen dalgalanmaların yaşandığı ekonomik kriz dönemlerinde, işletmelerin yatırımlarını ve faaliyetlerini borçla finanse etmeleri, finansman giderlerinin yüksek düzeylerde gerçekleşmesine ve işletmelerin iyi olan performanslarının düşüş eğiliminde görünmesine neden olmaktadır. Ayrıca faiz getirisine dayalı finansman sistemleri aracılığıyla elde edilen kaynaklar, özellikle sermaye birikiminin yetersiz ve risk algısının yüksek olduğu gelişmekte olan ülkelerde finansman maliyetlerinin yüksek olmasına yol açmaktadır. Bu durum işletmelerin yüksek finansman maliyetleri nedeniyle kaynaklara ulaşmakta sorunlarla karşılaşmasına neden olmaktadır (Okur, Çatıkkaş ve Ersoy, 2018, 391). Yeni ve ek kaynak bulma noktasında karşılaşılan tüm bu sorunlar nedeniyle, işletmelerin daha uygun ve daha verimli koşullar altında finansman ihtiyaçlarını karşılamaları sorunu gündeme gelmektedir. İşletmelerin makroekonomik göstergelerde meydana gelen dalgalanmalardan daha az etkilenmesine ve daha güçlü bir sermaye yapısına sahip olmasına olanak sağlayan yöntemlerden biri ise halka arzıdır. Sermaye piyasası araçlarını borsaya kote olma koşullarını sağlayarak halka arz eden işletmelerin, hisse senetleri borsada işlem görmeye başlamasıyla birlikte, halka açık piyasa değerleri ve piyasa değerleri ortaya çıkmaktadır.

İşletmeler başarılı olabilmek ve gelecek dönemlere ilişkin doğru kararlar ve politikalar belirleyebilmek için performanslarını gözden geçirmek ve gerekli düzeltmeleri yapmak zorundadırlar. İşletme performansını olumlu ya da olumsuz etkileyen faktörlerin tespit edilmesi, en uygun kaynakların nereden ve nasıl temin edilebileceğinin saptanması, kaynakların ne zaman, hangi koşullarda ve hangi alanlara dağıtılacağına ortaya konulması, işletmelerin daha önceden belirledikleri hedeflere ulaşmaları açısından yol gösterici olmaktadır (Bayyurt, 2007, 578). Peter F. Drucker'ın "ölçemediğiniz şeyi yönetemezsiniz" sözünde ifade ettiği üzere, işletme performansının ve işletme performansını etkileyen faktörlerin ortaya konulabilmesi ise çeşitli ölçüm modelleriyle mümkün olabilmektedir. Bu bağlamda, işletmelerin paylarını halka arz ederek halka açık piyasa değerleri ve piyasa değerinin saptanması ve ortaya çıkan bu değerlerin işletme performansı ile olan ilişkisinin incelenmesi önemli bir araştırma konusu olarak karşımıza çıkmaktadır.

Bu çalışmanın organizasyonunda ilk olarak halka arz, işletmelerin halka açık piyasa değeri ve piyasa değeri konuları incelenmiştir. Bir sonraki aşamada halka açıklık ve işletme performansına ilişkin literatür değerlendirildikten sonra, halka açık piyasa değeri ve piyasa değerinin işletme performansındaki rolü, Borsa İstanbul (BİST) Halka Arz Endeksi'nde işlem gören işletmeler üzerinde ele alınmıştır. Literatür incelendiğinde, işletmelerin halka açıklık oranının işletme performansı ile ilişkisi konusunda çalışmalar olmasına karşın, halka açık piyasa değeri ve işletme performansı arasındaki ilişkiyi inceleyen her hangi bir çalışma bulunmamaktadır. Dolayısıyla bu çalışmanın literatüre en önemli katkısı, işletmelerin piyasa değerinin halka açık piyasa değeriyle birlikte işletme performansındaki rolünün araştırılmasıdır.

## 1. Halka Arz

İřletmelerin kresel finans sistemi ierisinde yer alabilmelerinin en kolay yntemlerinden biri, sermaye piyasası enstrmanlarının borsa kotuna alınarak iřletme paylarının halka arz edilmesidir. Halka arz, sermaye piyasası aralarının satın alınması iin yapılan genel bir aėrıyla pay veya payların satışı olarak ifade edilmektedir (Mevzuat Bilgi Sistemi, 2012, sayı 28513).

İřletmeler; halka arz yoluyla kresel finansal sisteme dahil olmanın yanı sıra, varlıkların ve yatırımların finansmanı, faaliyetlerin srdrlebilmesi iin gerekli olan likiditenin saėlanması, ilk halka arz ve sermaye artırımına giderek ek finansman kaynaėı saėlama, iřletmenin herhangi bir demede bulunmaksızın medyada yer alarak yurt iinde ve yurt dıřında tanıtımı, kredibilite, iřletme deėerinin saptanması ve artırılması, itibar, imaj, prestij ve kurumsallařma gibi, iřletmenin bymesine ve daha saėlıklı bir finansal yapıya sahip olmasına katkı saėlamayı amalamaktadırlar. İřletme paylarının halka arz edilmesiyle birlikte, iřletmeler farklı finansman tekniklerine gre daha dřk maliyetli ve daha uzun dnemlere yayılabilen ek bir kaynak saėlamaktadır. Halka arz yoluyla kaynak saėlamada iřletmeler, prim demesi dıřında faiz ve anapara maliyetinden kurtulmaktadır. Bu yzden, halka arzın varlıkların borla finansmanı ile elde edilen kaynaklara gre nemli avantajları bulunmaktadır. Ayrıca halka arz, hisse senedi piyasasında ortaya ıkan fiyatlar zerinden pay satışına olanak saėlayarak iřletmelerin ve ortakların fon bulamama sorununa alternatif czmler sunmaktadır.

Saėlıklı bir finansal yapıda bymenin gerekleřtirilebilmesi iin, iřletme ierisinde retilen ya da sahip olunan mevcut i kaynaklar yeterli dzeyde olmayabilir. Dolayısıyla, maksimum iřletme performansının saėlanabilmesi, kaynakların eřitlendirilerek dıř kaynaklardan da uygun finansman olanaklarının bulunmasına baėlıdır. Bu noktada, iřletmelerin varlıklarını ve faaliyetlerini finanse etme konusunda dıřarıdan kaynak saėlama aralarından biri olarak halka arz yntemi ortaya ıkmaktadır.

SPK'nın Seri: I, No: 26 sayılı tebliėine gre halka arz  yntemle gerekleřtirilebilmektedir. Ortakların paylarının satışı ynteminde, ortakların sahip olduėu hisse senetleri halka arz edildiėi iin, iřletmeye herhangi bir nakit giriři olmamaktadır. Sermaye artırımı řeklinde halka arz ynteminde, ortakların yeni pay alma hakları kısmen veya tamamen kısıtlanarak hisse senetleri halka arz edilmektedir. Dolayısıyla, bu yntemde iřletmeye nakit giriři saėlanırken ortaklara kaynak saėlanmaktadır. Karma yntemde ise, ortakların paylarının satışı ve sermaye artırımını birlikte uygulanmaktadır. Bu yntemde ortaklar nakit elde ederken aynı zamanda iřletmeye de nakit giriři sz konusu olmakta ve ek kaynak ortaya ıkmaktadır (Bařınar, 2008, 14-15).

BİST Halka Arz Endeksi; hisseleri Yıldız Pazar, Ana Pazar ve Geliřen İřletme Pazarında iřlem grmeye bařlayan iřletmelerin paylarından oluřmaktadır. Hisse senetleri iřlem grmeye bařladıėı ilk gn BİST Halka Arz Endeksi kapsamına alınmakta ve 2 yıl bu endeks kapsamında iřlem grmektedir. BİST Halka Arz Endeksi'nde iřlem gren iřletmeler, endeks kapsamına alındıėı tarihi takip eden 25. ayın ilk iř gn geerli olacak řekilde endeksten ıkarılmaktadır (www.borsaistanbul.com).



## 2. Halka Açık Piyasa Değeri ve Piyasa Değeri

İşletmeler; faaliyetlerini sürdürebilmek, yatırım fırsatlarını değerlendirebilmek ve varlıklarının değerini yükselterek büyüebilmek için yeni kaynaklara ihtiyaç duyarlar. İşletmelerin ek kaynak ihtiyacını karşılayabilmek amacıyla pay ya da paylarının halka arz edilmesi, sermaye piyasalarının işletmeyi bir bütün olarak değerlemesini sağlamıştır. Bu bağlamda, piyasadaki yatırımcıların işletmenin bütününe biçtiği değer işletmelerin piyasa değeri olarak ifade edilmektedir. Stewart'a göre herhangi bir şeyin değeri, başkalarının onun için ödemeye hazır oldukları bedel kadardır (Stewart, 1997, 250).

Potansiyel yatırımcılar piyasa değerini işletmenin rekabet içerisinde olduğu diğer işletmelerle karşılaştırmak ve işletmenin büyüklüğünü ölçmek için kullanmaktadır. Ortaklar, işletmeye kredi veren finans kuruluşları ve diğer paydaşlar ise, işletmenin finansal tablolarında yer alan ve tarihi maliyet bedeliyle değerlendirilmiş olan defter değerinin dışında hisse senetlerinin gerçeğe uygun değerlerini sermaye piyasasında ortaya çıkan fiyatla görebilme imkanı elde etmektedir.

Piyasa değeri bir bütün olarak işletmenin değerini göstermekle birlikte, işletmenin hangi tutarda sermaye yatırdığına ilişkin bir bilgiyi içermemektedir. Ortaya çıkan toplam değer, işletmenin sadece piyasa değeri değil, aynı zamanda piyasa değeri ile yatırımcıların işletmeye koydukları sermaye farkını da göstermektedir. Bir başka ifade ile piyasa değeri, işletmenin uzun dönemde elde etmesi beklenen nakit girişlerinin bugünkü değerini ortaya koymaktadır (Ertuğrul, 2009, 31-32). Dolayısıyla piyasa değeri işletmenin iç bünyesi hakkında bilgi vermekten ziyade, işletme dışındaki diğer paydaşların işletmeye verdiği önemi göstermektedir.

Türkiye Finansal Raporlama Standardı (TFRS) 13'de gerçeğe uygun değer, piyasa katılımcıları arasında ölçüm tarihinde bir varlığın satışından elde edilecek veya bir borcun devrinde ödenecek fiyat olarak tanımlanmıştır. TFRS 13 borsada oluşan kapanış fiyatlarını kolayca erişilebilen ve genellikle gerçeğe uygun değeri yansıtan fiyatlar olarak nitelendirmiş ve Londra Menkul Kıymetler Borsasını, bu tür piyasalara örnek olarak göstermiştir (Kamu Gözetimi Kurumu, 2020, TRFS 13). Dolayısıyla işletmelerin bir bütün olarak gerçeğe uygun değerini, özellikle hisse senetleri borsa da işlem gören işletmelerin piyasa değeri olarak ifade etmek mümkündür. Hisse senetleri halka arz edilen bir işletmede piyasa değeri, sermayeyi temsil eden toplam pay sayısının pay fiyatıyla çarpılmasıyla bulunmaktadır. Bir başka ifade ile piyasa değeri, borsanın son işlem günündeki kapanış hisse fiyatıyla toplam hisse sayısının çarpılmasıyla hesaplanmaktadır (Stewart, 1997, 298-299). Bu hesaplamadaki toplam hisse sayısı işletmelerin finansal durum tablolarında yer alan ödenmiş sermayeleridir. Sermaye piyasalarında meydana gelen spekülasyon dalgalarının etkisini en aza indirmek için, hisse fiyatlarının yıllık değerlerinin aritmetik ortalaması alınarak ortalama bir hisse fiyatı tespit edilebilmekte ve yıllık ortalama hisse fiyatıyla işletmenin ödenmiş sermayesi çarpılarak piyasa değerinin hesaplanması, tercih edilen yöntemlerden biri olarak karşımıza çıkmaktadır.

Toplam piyasa değeri, işletmenin bütününe dolaşımda olan hisse senetlerini satın almak için ihtiyaç duyulan para miktarını göstermektedir. Halka açık piyasa değeri ise, sadece halkın ulaşabildiği hisseler üzerinden hesaplanmaktadır. BİST'te işlem gören payların halka açıklık oranları, işletmelerin fiili dolaşımdaki pay oranlarıdır. Fiili dolaşımdaki payların piyasa değerini gösteren halka açık piyasa değeri, toplam piyasa değerinin fiili dolaşımdaki pay oranı ile çarpılmasıyla hesaplanmaktadır.

Bir bařka ifade ile halka aık piyasa deęeri, iřletmenin toplam piyasa deęerinin halka aıklık oranıyla arpılmasıyla tespit edilmektedir. rneęin; 1.000.000 hissesi olan bir iřletmenin hisse fiyatı 6 TL ise bu iřletmenin piyasa deęeri 6.000.000 TL olarak gerekleřecektir. Aynı iřletmenin halka aıklık oranının %20 olduęu varsayımında iřletmenin halka aık piyasa deęeri 1.200.000 TL olarak hesaplanacaktır. Tablo 1'de 25 řubat 2020 tarihinde BİST Halka Arz Endeksi'ne kayıtlı iřletmelerin halka aık piyasa deęeri ve piyasa deęerinin hesaplanmasına iliřkin bir rnek verilmiřtir.

**Tablo 1:** BİST Halka Arz Endeksi İřletmelerinin Halka Aık Piyasa Deęerleri ve Piyasa Deęerleri

İřletme	Sektr	Hisse Fiyatı	Toplam Hisse Sayısı (mn TL)	Piyasa Deęeri (mn TL)	Halka Aıklık Oranı (%)	Halka Aık Piy. Deęeri (mn TL)
řok Marketler	Perakande Ticaret	8,8	611,9	5.385	36,9	1.987,06
Enerjisa	Elektrik	8,09	1.181,1	9.554,8	20	1.910,96
MLP Saęlık	Saęlık ve İla	16,8	208	3495	33,5	1.170,82
Naturel Enerji	Dięer	19,85	33	655,1	36,4	238,45
Kafein Yazılım	Teknoloji	14,4	19,8	284,4	75,3	214,15
Smartiks Yazılım	Teknoloji	9,26	31,9	295	48,8	143,96
Yükselen elik	Demir-elik	9,52	43,3	412,3	29,4	121,21
ARD Biliřim	Teknoloji	14,81	22	325,8	34,1	111,09
Papilon Savunma	Teknoloji	10,48	34,4	360,3	27,3	98,36
Peker GYO	GYO	3,08	73,1	225,1	36,5	82,16
Derlüks Deri	Deri Giyim	3,86	27,8	107,1	49,5	53,01
Event Medya	Dięer	7,12	18,8	133,9	36,2	48,47
Formet elik Kapı	Dięer	2,3	76	174,8	26,7	46,67
Trend GYO	GYO	2,32	30	69,6	29,7	20,67
Endeks Ortalaması	Halka Arz Endeksi	9,33	172,2	1534,1	37,1	446,22

**Not:** Tablo 1 ham veriler kullanılarak tarafımızca oluřturulmuřtur.

BİST Halka Arz Endeksi'nde farklı sektrlerde faaliyet gsteren 14 iřletmenin hisse senetleri iřlem grmektedir. Tablo 1 incelendięinde 25 řubat 2020 tarihinde bu endekste iřlem gren iřletmelerden Naturel Enerji iřletmesinin en yksek (19,85) ve Formet elik Kapı iřletmesinin ise en dřk (2,3) hisse fiyatıyla deęerlendięi grlmektedir. Buna karřın, Enerjisa iřletmesinin toplam hisse sayısı bir bařka ifade ile denmiř sermayesi tm iřletmelerden yksek olmasına raęmen (1181,1(mn TL)) halka aıklık oranı dřk olduęu iin (%20), halka aık piyasa deęeri aısından hisse fiyatları hemen hemen aynı olmasına raęmen řok Marketler iřletmesinin gerisinde kalmıřtır. Halka aık piyasa deęeri en yksek olan řok Marketler iřletmesi deęerlendirildięinde, iřletmenin hisse fiyatının endeks ortalamasının altında olduęu ve halka aıklık oranının endeks ortalamasından biraz yksek olduęu grlmektedir. İřletmelerin halka aıklık oranları incelendięinde ise, Kafein Yazılım iřletmesinin dikkate deęer bir oranda halka aıldıęı (%75,3) tespit edilmiřtir. Kafein Yazılım iřletmesinin toplam hisse sayısı (19,8(mn TL)) endeksteki iřletmeler ierisinde Event Medyadan sonra en dřk ikinci iřletme olmasına raęmen, halka aık piyasa deęerinin endekste yer alan 9 iřletmeden daha yksek olduęu grlmektedir. Dolayısıyla halka aık piyasa deęeri ve piyasa deęeri, iřletmelerin halka arz oranlarında meydana gelen farklılıklara baęlı olarak deęiřkenlik gstermektedir.

Çalışmanın uygulama bölümünde ilgili literatür değerlendirildikten sonra, bu farklılıkların işletmelerin halka açık piyasa değeri ve piyasa değerlerinin işletme performansında nasıl bir rol aldığı ele alınmıştır.

### 3. Literatür

İşletmelerin piyasa değeri ve halka açıklık oranları aracılığıyla ölçülebilen halka açık piyasa değerinin işletme performansında nasıl bir rolü olduğunu inceleyen bir çalışma, yerli ve yabancı literatürde bulunmamaktadır. Ancak literatür incelendiğinde işletmelerin halka açıklık oranlarının ve ilk halka arz oranlarının işletme performansı ile olan ilişkisinin incelendiği çok sayıda çalışma yapıldığı görülmektedir. Bu bağlamda, çalışmayla ilişkilendirilebilen literatür aşağıda değerlendirilmiştir.

Mhagama ve Topak (2019) halka arz ve işletme performansını inceledikleri çalışmada, 2013-2011 döneminde BİST’te halka arz edilen 38 işletmeyi ele almışlardır. Çalışmada işletme performansı olarak; aktif getirisi, özkaynak karlılığı ve faaliyet kar marjı kullanılmıştır. Panel veri analizi ve ortalama değişim analizi yöntemlerinin kullanıldığı çalışmadan elde edilen bulgulara göre, halka arzdan önceki yıllarla karşılaştırıldığında, halka arzın gerçekleştiği yıl ve sonraki ilk yıl boyunca işletme performansının düştüğü ve genel olarak halka arz ile işletme performansı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunduğu tespit edilmiştir.

Kesbiç ve Taşdemir (2019) hisse senetleri BİST’te işlem gören 89 işletmenin 2010-2018 dönemine ilişkin finansal performansıyla halka açıklık oranları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Yapılan çalışmada işletmelerin halka açıklık oranları bağımsız değişken olarak değerlendirilmiştir. İşletmelerin aktif karlılığı, öz sermaye karlılığı, yıllık hisse getirileri, Tobin Q oranı bağımlı değişken ve kaldıraç oranı ise kontrol değişkeni olarak kabul edilmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, Tobin Q oranı ile işletmelerin halka açıklık oranı arasında negatif yönlü ancak anlamlı bir ilişki saptanmıştır. Çalışmada kullanılan diğer değişkenler ile anlamlı bir ilişki ortaya konulmamıştır.

Horasan, Meydan ve Yılmaz (2019) işletmelerin sahiplik yapılarının performans göstergeleri üzerinde etkili olup olmadığını inceledikleri çalışmalarında, BİST’te işlem gören imalat sanayi işletmelerinin 2011-2017 dönemine ilişkin verilerini ele almışlardır. Regresyon analizinin yapıldığı çalışmada halka açıklık oranı, yönetim kurulu büyüklüğü, işletme yaşı ve halka açıklık süresi bağımsız değişken, piyasa katma değeri ve ekonomik katma değer ise bağımlı değişkenler olarak değerlendirilmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, piyasa katma değerinin halka açıklık oranına anlamlı bir etkisinin olduğu saptanmıştır.

Batool (2018) Pakistan’da ilk halka arzda işletmelerin uzun dönem performanslarını incelemiştir. 2016-2011 dönemi için 15 işletmenin ele alındığı çalışmada, hisselerini halka arz eden işletmelerin hisse senedi getirileri bağımsız değişken olarak kabul edilmiş; işletme büyüklüğü, firma yaşı, karlılık ve kaldıraç oranları ise, işletmelerin uzun dönem performans göstergeleri olarak değerlendirilmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, işletmenin büyüklüğü ve karlılığı halka arzların uzun dönem performansı ile önemli bir pozitif korelasyona sahipken, kaldıraç oranı ve işletme yaşı ise, halka arzların uzun dönemli performansı ile negatif korelasyon göstermiştir.

Shukla ve Saw (2018) ilk halka arzdan sonra Hindistan'da 2000-2011 dneminde faaliyet gsteren 413 halka arz iřletmesinin performanslarında nasıl bir deęiřim olduęunu incelemiřlerdir. alıřmada oklu deęiřken yaklařımı benimsenmiř ve iřletme performansı gstergesi olarak; varlık devir hızı, satışlar, ROA, RCFA ve ROS kullanılmıřtır. ROA; faiz, vergi, amortisman ve itfa payından nceki karın toplam aktiflere oranı olarak hesaplanmıřtır. alıřmadan elde edilen bulgulara gre, varlıklar (varlıkların getirisi), satış hacimleri (satış getirisi) ve kar gibi iřletme performans gstergelerinin halka arz sonrasında bozulmadıęı saptanmıřtır. Ayrıca benzer dięer alıřmalarda ortaya konulan, varlıkların getirisinde belirgin bir dřüşün aksine, bu alıřmada istikrarlı bir satış getirisi bulunmuřtur.

řenol ve Ulutař (2018) muhasebe bilgi sistemi aracılıęıyla saptanan performans ltleriyle, piyasa esaslı ltler arasında fark olup olmadıęını incelemiřlerdir. CRITIC ve ARAS yntemlerinin kullanıldıęı alıřmada, BİST'te iřlem gren Kimya, Petrol, Kavuçuk ve Plastik Ürünler sektründe yer alan iřletmeler ele alınmıřtır. alıřmada muhasebe temelli performans gstergesi olarak; yatırılan sermayenin getirisi, aktif karlılıęı, zsermaye karlılıęı ve hisse başına kar kullanılmıřtır. Piyasa temelli gstergeler ise, Tobin Q, Piyasa Deęeri/Defter Deęeri, Fiyat Kazan Oranı ve Piyasa Katma Deęeri olarak deęerlendirilmiřtir. alıřmadan elde edilen bulgular incelendięinde, muhasebe bilgi sistemi aracılıęıyla tespit edilen performans lmlerine gre gerekleřtirilen iřletmelerin sıralaması ile piyasa temelli performans ltlerine gre gerekleřtirilen iřletme sıralamasının farklı olduęu ortaya konmuřtur.

Munisi (2017) Tanzanya'daki Dar es Salaam Menkul Kıymetler Borsası'nda listelenen iřletmelerin halka arz ncesi ve halka arz sonrasında iliřkin finansal performans farkını incelemiřtir. İřletmelerin finansal performans oranlarının kullanıldıęı alıřmadan elde edilen bulgulara gre, halka arz ncesi ve halka arz sonrası finansal performans arasında nemli bir fark olduęu saptanmıřtır. Buna gre zellikle, iřletmelerin halka arz sonrasında finansal performanslarında nemli bir artış olduęu tespit edilmiřtir.

Cao ve Montezano (2016) Brezilya'da faaliyet gsteren 47 iřletmenin hisselerini halka arz ettikten sonra finansal performanslarında meydana gelen deęiřiklikleri 2002-2008 dneminde incelemiřlerdir. Halka arz dneminde iliřkin 3 yıl ve halka arzdan sonraki 3 yıla iliřkin verilerin ele alındıęı alıřmada; byüklük, byüme oranı, karlılık, finansal kaldıra, yatırım seviyesi ve yatırım oranı olmak üzere 6 finansal performans gstergesi kullanılmıřtır. alıřmadan elde edilen bulgulara gre, ortalama olarak byüklük, karlılık, yatırım seviyesi ve yatırım oranında istatistiksel olarak nemli iyileřmeler olduęu saptanmıřtır. Ancak, Brezilya iřletmelerinin halka arzından sonra byüme oranı ve finansal kaldırata istatistiksel olarak nemli bir deęiřiklik bulunamamıřtır.

Pastusiak, Bolek, Malaczewski ve Kacprzyk (2016) iřletmelerin halka arz ncesi ve halka arz sonrası farklı performans gsterip gstermedięini iřletme karlılıęı aısından inceledikleri alıřmada, Varřova Menkul Kıymetler Borsası'nda iřlem gren 527 iřletmeyi ele almıřlardır. alıřmada iřletme performansının etkinlięini saptamak için karlılık gstergesi olarak, aktif getirisi (ROA) ve zkaynak getirisi (ROE) kullanılmıřtır. Ayrıca, halka arz ncesi ROE ve ROA'daki artışın halka arzdan sonra piyasa maniplasyonunun bir sonucu olup olmadıęını tespit etmek için, faaliyet kar marjı ve net kar marjı olan iki gsterge daha dikkate alınmıřtır. alıřmadan elde edilen bulgulara gre, ilk halka arzdan nceki yılda karlılık oranları bir nceki yıla gre ykselmiř, halka arzdan sonra ise dřmüřtür.

Ayrıca halka arzı gerçekleştiren işletmelerin; ROE, ROA, net kar marjı ve faaliyet kar marjı performanslarının halka arzdan önceki dönemlere göre daha olumlu olduğu tespit edilmiştir.

Çam (2016) BİST tekstil sektöründe faaliyet gösteren işletmelerin halka açıklık oranlarının işletme karlılığına etkisini panel regresyon modeli ile araştırmıştır. Çalışmada tekstil sektöründe yer alan işletmelerin 2010-2014 dönemine ilişkin hisse başına kar, öz sermaye karlılığı, net karlılık, aktif karlılığı bağımlı değişken olarak tespit edilmiştir. Finansal kaldıraç, işletme yaşı ve işletmelerin halka açıklık oranlarının bağımsız değişken olarak ele alındığı çalışmadan elde edilen bulgulara göre, işletmelerin karlılığıyla halka açıklık oranları arasında negatif yönlü ancak anlamlı bir ilişkinin olduğu saptanmıştır.

Bostancı ve Kılıç (2012) işletmelerin halka açıklık oranlarının piyasa performansına etkisini BİST’te işlem gören 199 hisse senedi üzerinde incelemiştir. Regresyon modelinin kullanıldığı çalışmada, işletmelerin halka açıklık oranıyla, bağımlı değişkenler olarak ele alınan; günlük ortalama işlem miktarı, günlük ortalama kapanış fiyatı ve fiyat oynaklığı arasındaki ilişki değerlendirilmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, oransal olarak yüksek düzeyde halka açılan işletmelerin hisse senetlerinin kapanış fiyatlarının dikkate değer bir şekilde yüksek olduğu ancak, hisse senedi riskinin ve oynaklığının halka açıklık oranı yükseldikçe arttığı tespit edilmiştir.

Zaluki (2008) Malezya’da 1990-2000 dönemlerine ilişkin halka arzı gerçekleştiren 254 işletmenin halka arzdan önce, halka arz dönemi ve halka arzdan sonra işletme performanslarını incelemiştir. Çalışmada; piyasa değeri, faaliyet karı, toplam satışlar, toplam varlıklar, özkaynaklar, toplam borç, borçların özkaynağa oranı ve işletmelerin halka arz oranları kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, halka arz yılını takip eden üç yılda ortalama halka arz işletmelerinin deneyimli işletmelere göre daha düşük işletme performansı ortaya koydukları ve işletme performanslarında meydana gelen bozulmanın en önemli nedeninin halka arz yöneticisinin kısa vadeli kazanç manipülasyonundan kaynaklandığı ifade edilmiştir.

#### 4. Veri ve Metodoloji

Araştırmada BİST’e kayıtlı Halka Arz Endeksi’nde faaliyet gösteren işletmelerin 2019 yılına ilişkin veriler incelenmiştir. Halka arz endeksi, geçici bir endeks olup normal koşullar altında bu endekse giren işletmeler 2 yıl boyunca işlem görmektedir. İşletmeler borsaya yeni kayıt olduklarında bu endekse alınmakta ve ilerleyen süreçte endeksten çıkarılmaktadır. Dolayısıyla, endekste yer alan işletmeler yıldan yıla değişkenlik gösterdiği için, en fazla veriye ulaşılabilen yıl olan 2019 yılı değerlendirilmiştir. Araştırma yapıldığı dönemde halka arz endeksinde bulunan işletmeler Tablo 2’de gösterilmiştir.

**Tablo 2:** Halka Arz Endeksi İşletmeleri

Borsa Kodu	Şirket Adı
ARDYZ	ARD Grup Bilişim Teknolojileri A.Ş.
CEOEM	CEO Event Medya A.Ş.

DERAS	Derlüks Deri Sanayi ve Ticaret A.ř.
ENJSA	Enerjisa Enerji A.ř.
FORMT	Formet elik Kapı Sanayi ve Ticaret A.ř.
KFEIN	Kafein Yazılım Hizmetleri Ticaret A.ř.
MPARK	MLP Saęlık Hizmetleri A.ř.
NATEN	Naturel Yenilenebilir Enerji Ticaret A.ř.
PAPIL	Papilon Savunma-Güvenlik Sistemleri Biliřim Mühendislik Hzmt. İthalat İhracat San. ve Tic. A.ř.
PEKGY	Peker Gayrimenkul Yatırım Ortaklığı A.ř.
SMART	Smartiks Yazılım A.ř.
SOKM	řok Marketler Ticaret A.ř.
TDGYO	Trend Gayrimenkul Yatırım Ortaklığı A.ř.
YKSLN	Yükselen elik A.ř.

Tablo 2'ye göre; arařtırmanın yapıldığı tarihte halka arz endeksinde 14 iřletme bulunmaktadır. Ancak 14 iřletme ierisinden 13'ünün verilerine ulařılabilmektedir. NATEN iřletmesi 2020 yılında halka aıldıđı için 2019 yılına ait mali tabloları bulunmamaktadır. Arařtırmada ele alınan iřletmelerin verilerine BİST ve Kamuyu Aydınlatma Platformu'ndan eriřim saęlanmıřtır.

alıřma kapsamına alınan iřletmelerin performanslarını karřılařtırabilmek için literatür incelemesi yoluyla belirlenen iřletme performans göstergeleri; faaliyet karı, özkaynak toplamı, net bor, yatırılan sermaye, Tobin Q deęeri, piyasa deęeri ve halka aık piyasa deęeri olarak belirlenmiřtir. Faaliyet karı, özkaynak toplamı, net bor ve yatırılan sermaye performans göstergeleri iřletmelerin finansal tablolarından elde edilmiřtir. Piyasa deęeri yönteminin geliřtirilmiř bir řekli olan Tobin Q deęerinin hesaplanmasında Chung ve Pruitt (1994) tarafından geliřtirilen model kullanılmıřtır. Buna göre Tobin Q hesaplanırken iřletmenin piyasa deęeriyle net borları toplanmaktadır. Elde edilen sonuç varlıkların yerine koyma maliyeti varsayılan aktif toplama oranlanarak Yaklařık Tobin Q oranına ulařılmaktadır. Arařtırmada kullanılan Tobin Q dıřındaki performans göstergeleri oransal deęil, rakamsal bir deęerle ifade edilmektedir. Dolayısıyla piyasa deęeriyle net borlar toplanıp aktif toplamdan ıkarılarak Tobin Q rakamsal bir deęer olarak ele alınmıřtır.

Tespit edilen deęiřkenler ve iřletmeler baęlamında; alıřmanın temel amacı, iřletme performansında bu deęiřkenlerin ne derece önemli olduđunu saptamak ve özellikle piyasa deęeri-halka aık piyasa deęeri önem düzeylerini karřılařtırmaktır. alıřmanın alt amacı ise, iřletme performans göstergelerine göre halka arz endeksinde hangi firmanın daha iyi performans gösterdiđini ortaya ıkarılmaktır.

Arařtırmada önem düzeyi belirleme ve firma karřılařtırması yapabilmek için birbirinin alternatif olmayan ancak birbirini tamamlayan 2 yöntemden faydalanılmıřtır. İlk yöntem, performans göstergelerinin önem düzeyini belirlemek için kullanılan "Normalize Edilmiř Maksimum Deęerler" yöntemidir. İkinci yöntem ise firma karřılařtırması yapabilmek için kullanılan "MOORA" yöntemidir.

Bulut (2017) tarafından geliřtirilen ilk yöntemin literatürdeki adı "Normalized Maximum Values Method" (NMV)'dir. Yöntemin uygulama kısmı, diđer yöntemlerin aksine kısa ve kullanıma uygundur. Tevfik Bulut'un geliřtirdiđi ve kiřisel web sayfasında yayınladıđı bu yöntem literatürde ilk kez bu

çalışmada kullanılmaktadır. İlk adımda her yöntemde olduğu gibi karar matrisi oluşturulmakta ve 1 numaralı formülde görülmektedir.

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1n} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{m1} & x_{m2} & \dots & x_{mn} \end{bmatrix} \quad (1)$$

İkinci adımda tüm veriler oransal değerlere dönüştürülmektedir. Bu dönüşüm süreci verinin kendisinin kriter toplamına oranlanmasıyla gerçekleşmekte ve 2 numaralı formülle gösterilmektedir.

$$X_{ij} = X_i / \sum X \quad (2)$$

Üçüncü adımda maksimum kriter belirlenerek, normalizasyon matrisi oluşturulmaktadır. Normalizasyon matrisi oluşturulurken ikinci adımda hesaplanmış değerlerden yararlanılmakta ve bu değerlerin önce maksimumu ardından ortalaması ve son olarak da standart sapması alınmaktadır. Bu işlem her kritere ayrı ayrı uygulanmaktadır. Bu üç işlemin birleştirilmesi sürecinde ise maksimum, ortalama ve standart sapmaları alınan kriterlere standartlaştırma işlemi uygulanmaktadır. Bu işlemin diğer adı, verilerin normalize edilmesidir.

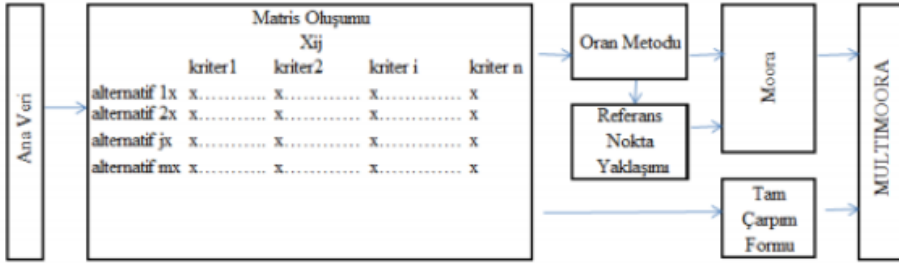
$$\text{Max (Xij), Ortalama (Xij), StdSapma.S(Xij)} ; \text{Standartlaştırma (Max, Ortalama, Std.Sapma)} \quad (3)$$

Son adımda ise, kriter ağırlıkları belirlenerek önem dereceleri hakkında yorum yapılabilmektedir. Bu belirleme işleminde normalize edilmiş kriter değerleri toplam normalizasyon değerine oranlanmakta ve ağırlıklar bulunmaktadır. Ağırlıkların bulunmasının ardından kriterler büyükten küçüğe sıralanarak önem düzeyleri tespit edilmektedir.

$$W_{ij} = \text{Normalize Edilmiş Kriter} / \text{Toplam Normalize Edilmiş Kriter} \quad (4)$$

Araştırmada kullanılan ikinci yöntem ise MOORA tekniğidir. MOORA tekniği oran analizine dayalı çok kriterli karar verme tekniklerinden biridir. MOORA yönteminin seçilmesinin nedeni ise, ilk yöntemdeki değerlerin oransal değerlere dönüşümüyle uyumlu olmasıdır. MOORA yöntemi, 2006 yılında Brauers ve Zavadskas'ın geliştirmiş olduğu ve yeni kullanılmaya başlanan güncel yöntemlerden biridir. MOORA yönteminin MOORA-Oran, MOORA-Referans Noktası, MOORA-Önem Katsayısı, MOORA-Tam Çarpım Formu ve MULTIMOORA gibi türleri bulunmaktadır (Özbek, 2017, 183). Bu türlere ait diyagram Şekil 1'de gösterilmiştir.

řekil 1: Multimoora



Kaynak: Brauers ve Zavadskas, 2012, 8.

řekil 1’de MULTIMOORA ynteminin nasıl oluřtuęu grlmektedir. Oran metodu ve referans nokta yaklařımlarının birleřimiyle MOORA yntemi ortaya ıkarken, MOORA ynteminin tam arpım formuyla birleřimi ise MULTIMOORA yntemini vermektedir.

Oran metodu yapılmadan nce 5 numaralı denklemden grlen karar matrisi oluřturulmuřtur (Brauers ve Zavadskas, 2006, 445-469).

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1n} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{m1} & x_{m2} & \dots & x_{mn} \end{bmatrix} \quad (5)$$

5 numaralı denklemin ardından oran metodunda kullanılan matris normalize edilir ve normalize edilmede kullanılan forml, 6 numaralı denklemden grlmektedir.

$$x_{ij}^* = \frac{x_{ij}}{\sqrt{\sum_{i=1}^m x_{ij}^2}} \quad (6)$$

### Moora-Oran Metodu

Oran metodunda normalize edilmiř veriler zerinden karar seeneklerinin performans sıralaması yapılmaktadır. Bu sıralama 7 numaralı denklem yardımıyla gerekleřtirilmektedir.



$$y_i^* = \sum_{j=1}^g x_{ij}^* - \sum_{j=g+1}^n x_{ij}^* \quad (7)$$

7 numaralı formülde maksimum yönlü kriterlerden minimum yönlü kriterler çıkarılır ve büyükten küçüğe sıralanarak alternatif seçimi yapılmaktadır. Oran yönteminde kriterlerin eşit öneme sahip olduğu varsayılmaktadır.

### Moora-Önem Katsayısı Yaklaşımı

Önem katsayısı yaklaşımında kriterlerin önceden belirlenen ağırlıkları ile maksimum ve minimum yönlü verilerin çarpılması ile bulunmakta ve 8 numaralı formüle gösterilmektedir.

$$y_i^* = \sum_{j=1}^g w_j x_{ij}^* - \sum_{j=g+1}^n w_j x_{ij}^* \quad (8)$$

Önem katsayısı yaklaşımında elde edilen sonuç büyükten küçüğe sıralanarak alternatif seçimi yapılmaktadır. Önem katsayısı yaklaşımı oran metodundan sadece ağırlık kısmından dolayı farklılaşmaktadır (Brauers ve Zavadskas, 2012, 10).

### Moora-Referans Noktası Yaklaşımı

Bu yaklaşımda oran yaklaşımındaki normalize veriler kullanılır ve her bir kriterin pozitif veya negatif yönlü olmasına göre en iyi-en kötü referans değerleri belirlenir. Ardından referans noktasına olan mesafe 9 numaralı formül yardımıyla hesaplanmaktadır (Brauers ve Zavadskas, 2012, 10).

$$d_{ij} = |r_i - x_{ij}^*| \quad (9)$$

Mesafelerin bulunmasının ardından her seçeneğin en yüksek değeri bulunup küçükten büyüğe sıralama yapılmakta ve 10 numaralı formülle gösterilmektedir.

$$P_i = \min_i (\max_j d_{ij}) \quad (10)$$

Ayrıca bu yaklaşımda ağırlıklar da hesaba katılarak 9 nolu formülün yerine 11 numaralı formül kullanılmaktadır.

$$d_{ij} = w_j |r_i - x_{ij}^*| \quad (11)$$

### Moora-Tam arpım Formu

Tam arpım formunda veriler normalize edilmeden nceki bir dięer ifadeyle karar matrisi oluřturulan verilerin maksimum ynl verileri arpılıp, minimum verilerin arpımına oranlanarak bykten kęe sıralanmakta ve 12 numaralı formlle gsterilmektedir (Brauers ve Zavadskas, 2013, 72).

$$U'_j = \frac{A_j}{B_j}, \quad A_j = \prod_{g=1}^i x_{gj}, \quad B_j = \prod_{k=i+1}^n x_{kj} \quad (12)$$

### Multi-Moora

MULTIMOORA, 2010 yılında Brauers ve Zavadskas'ın rettięi; oran, referans noktası ve tam arpım formu yaklařımlarının birleřiminden oluřan ve baskınlık durumuna gre hareket eden bir yaklařımdır. Dolayısıyla MULTIMOORA yaklařımı kendi bařına deęerlendirilebilecek bir yntem deęildir (Brauers ve Zavadskas, 2013, 72).

## 5. Bulgular

Arařtırmanın ilk yntemi olan NMV yntemiyle belirlenen kriter aęrlıkları Tablo 3'de gsterilmiřtir.

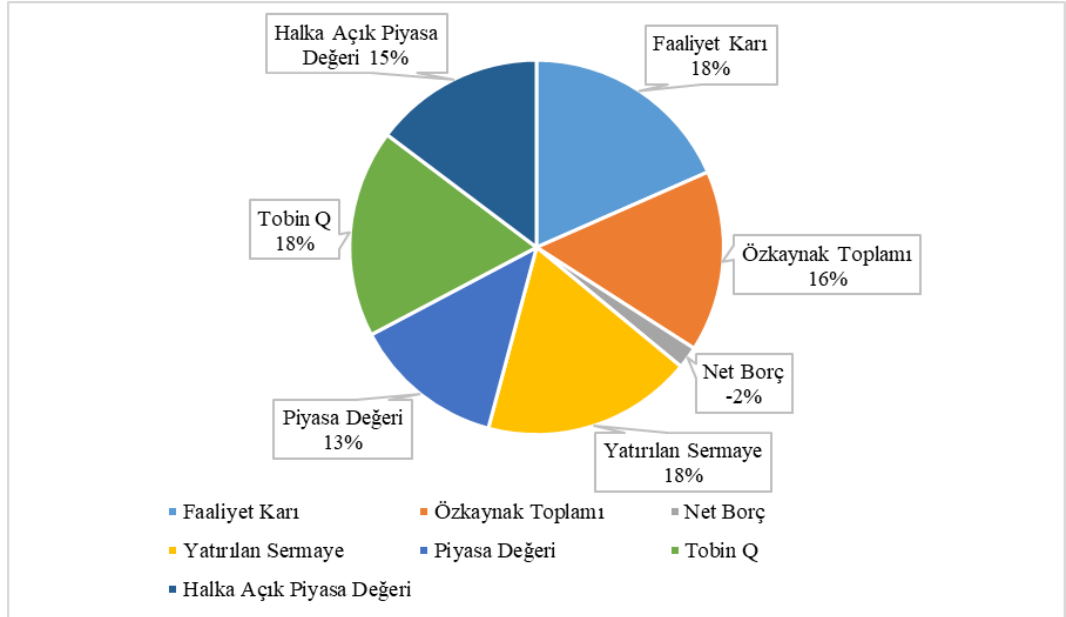
**Tablo 3:** NMV Skorları

Kriterler	Aęrlıklar	Yzde (Yaklařık)
Faaliyet Karı	0,191452683	%19
zkaynak Toplamı	0,162704316	%16
Net Bor	-0,0198247	-%2
Yatırılan Sermaye	0,189149085	%19
Piyasa Deęeri	0,136364466	%14
Tobin Q	0,186873372	%19
Halka Aık Piyasa Deęeri	0,153280572	%15

Tablo 3 sonuları incelendięinde; arařtırma iin en nemli deęiřkenin faaliyet karı, en az neme sahip deęiřkenin ise net bor olduęu saptanmıřtır. Tm kriterler nem derecelerine gre; faaliyet karı, yatırılan sermaye, Tobin Q, zkaynak toplamı, halka aık piyasa deęeri, piyasa deęeri ve net bor şeklinde sıralanmaktadır. Bu alıřmanın yapılma amacı olan piyasa deęeri ve halka aık piyasa deęeri kıyaslaması ise tahmin edilen ve beklenen skorlar doęrultusunda; halka aık piyasa deęerinin,

piyasa değerinden daha yüksek öneme sahip olmasıyla sonuçlanmıştır. Bunun anlamı; halka açılan işletmelerin finansal performansı diğer işletmelere göre daha yüksektir. Çünkü halka açık bir işletmenin halka açık piyasa değeri halka arz oranıyla doğrudan ilişkilidir. Dolayısıyla hem özellikle seçilen halka arz endeksi hem de diğer sektör veya endeksler incelendiğinde tüm işletmelerin halka açık piyasa değeri, piyasa değerine göre işletme performansında daha önemli bir role sahip olup işletme performansı üzerinde daha çok pozitif bir etki oluşturmaktadır.

Şekil 2: Önem Dereceleri



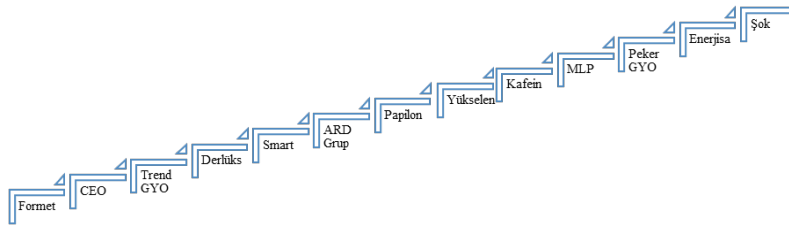
Şekil 2’de NMV skorlarının grafiksel dönüşümü görülmektedir. Bu grafik 2019 yılına ait halka arz endeksi işletmelerinin performans göstergelerinin ağırlık dağılımını ve aynı zamanda önemini göstermektedir. Çalışmada hedeflenen halka açık piyasa değeri-piyasa değeri kıyaslamasında işletmelerin halka açılmasının performanslarını arttırdığı ve halka açık piyasa değerinin daha önemli olduğunu kanıtlanmıştır. Diğer göstergeler açısından bakıldığında ise; faaliyet karı, yatırılan sermaye ve Tobin Q değerleri işletme performansı için oldukça önemli olan ve performansı arttıran finansal göstergelerdendir. İşletmelerin sahip olduğu sermayeyi ifade eden özkaynak toplamı ise bu değişkenlerin hemen ardından sıralanmaktadır. Bu değişkenler içerisinde performansa negatif etkisi olan tek gösterge net borçtur. Net borç işletme performansını azaltırken aynı zamanda bu azalma derecesi performans üzerinde %2’lik bir düşüş oluşturmaktadır.

Araştırmanın ikinci yöntemi olan Moora yöntemi, diğer bir ifadeyle tüm Moora yöntemlerinin birleşimi olan MULTIMOORA skorları Tablo 4’de görülmektedir.

**Tablo 4:** Multimoora Sonuları

Sıralama	Oran	Önem	Referans Noktası	Tam arpım	Multimoora
1.	řok	řok	Peker GYO	Papilon	řok
2.	Enerjisa	Enerjisa	ARD Grup	Enerjisa	Enerjisa
3.	Peker GYO	Peker GYO	Yükselen elik	Peker GYO	Peker GYO
4.	MLP	MLP	řok	Yükselen elik	MLP
5.	Yükselen elik	Kafein	Kafein	Kafein	Kafein
6.	Kafein	Yükselen elik	Trend GYO	Smart	Yükselen elik
7.	Papilon	ARD Grup	Derlüks	CEO	Papilon
8.	ARD Grup	Papilon	Smart	ARD Grup	ARD Grup
9.	Smart	Smart	Enerjisa	Derlüks	Smart
10.	CEO	Derlüks	Papilon	MLP	Derlüks
11.	Derlüks	Trend GYO	MLP	Trend GYO	Trend GYO
12.	Formet	CEO	CEO	řok	CEO
13.	Trend GYO	Formet	Formet	Formet	Formet

Tablo 4’de görölen sonular incelendiğinde; her Moora tekniđi farklı sıralama üretebilmektedir. Ancak tüm yöntemlerin birleşimi olan MULTIMOORA tekniđi baskınlık teorisine göre sıralama ürettiđi için diđer yöntemlerin tümündeki baskınlık esas alınarak son sıralama belirlenmiştir. Dolayısıyla halka arz endeksi işletmeleri içerisinde 2019 yılında işletme performansı en yüksek firma řok iken, en düşük firma ise Formet’tir. Diđer işletmeler tablodaki gibi sıralanmaktadır. Ayrıca işletme performansı en yüksek firmanın řok olması, perakende ticaret sektörünün halka arz endeksinde yüksek öneme sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Tablo 4 sonuları ve alıřmadan elde edilen bulgular ışığında; yeni borsaya giren işletmelerin kayıtlı olduğu halka arz endeksi için en iyi işletme performansına sahip olan řok işletmesinin her an bu endeksten ayrılarak borsada kalıcı bir işletme haline dönebileceđini ve daha güçlü bir endekste yer alabileceđini ifade etmek mümkündür. Buna karşın, indekste yer alan Formet işletmesinin borsada kalıcı hale gelebilmesi için, işletme performansını arttırıcı önlemler alması gerekmektedir.

**řekil 3:** Performans Sıralaması

řekil 3’de halka arz endeksinde kayıtlı işletmelerin 2019 yılı performans sıralamaları görölmektedir. Halka arz endeksi, işletmelerin borsada daha üst endekslere girebilmeleri için bir basamak olarak ifade edilebilir. Performans sıralamasına göre; merdivenin en alt basamağında olan Formet işletmesi en zayıf performansa sahip iken, řok işletmesi en iyi performansa sahiptir. Diđer firmalar sırasıyla; Enerjisa, Peker GYO, MLP, Kafein, Yükselen elik, Papilon, ARD Grup, Smart, Derlüks, Trend GYO

ve CEO şeklindedir. Bu firmalara ait şeklin basamak biçiminde seçilmesi; en üst sıradaki firmanın halka arz endeksindeki yüksek performansı dolayısıyla bir üst endekse yükselebileceği, alt basamaklarda yer alan işletmelerin ise performansını yükseltmesi gerektiğini vurgulamaktadır.

### **Sonuç**

Sermaye piyasalarının ülke sınırlarını aşarak hızla gelişmesi, genel ekonominin yapı taşlarından en önemlisi olan işletmelere; varlıklarını ve faaliyetlerini sürdürebilme noktasında yeni olanaklar sağlamaktadır. Günümüzde işletmeler borsa kotasyonu koşullarını sağlayarak paylarını halka arz etmekte ve sunulan bu yeni fırsatlardan faydalanma çabasına girmektedir. İşletme paylarının halka arzı ve sermaye piyasası enstrümanlarının borsada işlem görmesiyle birlikte işletmeler, borçlanma maliyetlerine katlanmaksızın ek kaynak elde etmenin yanı sıra; işletme tanıtımı, itibar, kurumsallaşma ve işletmenin piyasadaki değerini saptayabilme gibi önemli avantaj ve bilgilere sahip olmaktadır.

İşletmeler yoğun rekabet ortamında başarılı olabilmek ve belirlenen hedeflere ulaşıp ulaşılamadığını görebilmek için performanslarını değerlendirmek durumundadır. İşletme performansının ve işletme performansını etkileyen faktörlerin ortaya konulabilmesi ise çeşitli ölçüm modelleriyle mümkün olabilmektedir. Bu bağlamda, işletmelerin paylarını halka arz ederek halka açık piyasa değerleri ve piyasa değerinin saptanması ve ortaya çıkan bu değerlerin işletme performansı ile olan ilişkisinin incelenmesi önemli bir araştırma konusu olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu çalışmada işletmelerin hisse senetlerinin borsada işlem görmesi sonucunda ortaya çıkan piyasa değeri ve piyasa değerinin işletmenin halka açıklık oranı üzerinden tespit edilen halka açık piyasa değerinin işletme performansındaki rolü incelenmiştir. Bu bağlamda, piyasa değeri ve halka açık piyasa değerinin işletme performans göstergesi olarak belirlenen; faaliyet karı, özkaynak toplamı, yatırılan sermaye, Tobin Q ve net borç ile birlikte işletme performansındaki önemi ve rolü incelenmiştir.

Yapılan araştırma 2019 yılı halka arz endeksi işletmeleri üzerinde gerçekleştirilmiştir. Bunun temel nedeni; piyasa değeri ve halka açık piyasa değeri kıyaslamasını yerinde uygulayarak halka açılmanın önemini tespit etmektir. Çalışmada kullanılan yöntemlerden ilki olan NMV analizi; halka açık piyasa değerinin piyasa değerine göre işletmeler için daha önemli bir performans göstergesi olduğunu ortaya koymuştur. Sonuç olarak; bu çalışmadan elde edilen bulgular ışığında işletmelerin halka açılmasının performanslarını pozitif yönde etkilediğini ifade etmek mümkündür. Halka açık piyasa değerinin tespit edilmesinde kullanılan halka açılma oranıyla, işletme performansı arasındaki ilişkiyi inceleyen literatür değerlendirildiğinde; Horasan, Meydan ve Yılmaz (2019), Batool (2018), Shukla ve Saw (2018), Munisi (2017), Cao ve Montezano (2016), Pastusiak, Bolek, Malaczewski ve Kacprzyk (2016), Bostancı ve Kılıç (2012) çalışmalarında bu araştırmayla benzer şekilde işletmelerin halka açılmalarının performanslarını pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşımlardır. Ayrıca araştırmada ikinci yöntem olarak kullanılan Moora analiziyle halka arz endeksi firmalarının performans sıralaması belirlenmiştir. Moora analizi sonucunda; 2019 yılı için en iyi performans gösteren işletme Şok iken, Formet işletmesi ise en düşük performansa sahiptir. Bu sonuçlar işletmelerin halka arz endeksindeki durumlarını da ortaya koymaktadır. Çünkü halka arz endeksi, borsaya yeni giren işletmelerin en fazla 2 yıl durdukları bir endekstir ve performansını yükselten işletme daha iyi endekslere yükselebilmektedir. Tersî durumda ise işletmeler borsa kaydından çıkarılmaktadır. Örneğin;

arařtırmanın yapıldığı sırada halka arz endeksine kayıtlı 14 iřletme yer alırken mevcut durumda bu endekste 10 iřletme kalmıřtır. 4 iřletme halka arz endeksinden ıkararak bařka endekslere yükselmiřlerdir.

alıřmanın borsada yatırım yapan bireysel ve kurumsal yatırımcılar için yol gösterici nitelikte olduđu düşünölmektedir. ünkü piyasa deęeri ve halka aık piyasa deęeri olduka önemli kavramlar iken, halka aık piyasa deęerinin iřletme performansındaki rolünün daha yüksek olduđu bu alıřmada ortaya konmuřtur. Ayrıca iřletme performansı ölçümü için kullanılan halka arz endeksi ise borsaya kaydolmak isteyen kurumlar için olduka önemlidir. İřletmelerin borsaya kaydolduklarında ilk kayıtlı olacakları endeks, halka arzdır. Halka arz endeksi, iřletmelerin yükselmesi veya düşmesi konusunda kendisini test ettikleri bir endekstir. Bu endeks, normal kořullar altında iřletmelerin maksimum 2 yıl durabilecekleri bir endeks olduđu için geici bir endekstir. İki yıllık süre iřletmelerin kendilerini geliřtirmeleri için önemli bir fırsat iken, aynı zamanda süre sınırlaması olduđu için hızlı geliřim göstermeleri aısından bir zorunluluktur.

## KAYNAKA

- BAŐPINAR, Ahmet. (2008). "Halka Arzlarda Oluřan Fiyat Anomalilerine Baęlı ıkar İliřkileri". Ankara: Bařkent Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İřletme Anabilim Dalı / Muhasebe Finansman Bilim Dalı (Doktora Tezi).
- BATOOL, Zahira. (2018). "Long Run Performance of Initial Public Offerings (IPOs) in Pakistan". *Business and Management Horizons*, 6(2), 95-104.
- BAYYURT, Nizamettin. (2007). İřletmelerde Performans Deęerlendirmenin Önemi ve Performans Göstergeleri Arasındaki İliřkiler". *Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi*, (53), 577-592.
- BOSTANCI, Faruk. ve KILI, Saim. (2012). "řirketlerde Halka Aıklık Oranının Piyasa Performansına Etkisi: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerine Ampirik Bir alıřma". *İMKB Dergisi*, 12(45), 1-27.
- BRAUERS, Willem. ve ZAVADSKAS, Edmundas. (2006). "The MOORA Method and Its Application to Privatization in a Transition Economy". *Control and Cybernetics*, 35, 445-469.
- BRAUERS, Willem. ve ZAVADSKAS, Edmundas. (2012). "Robustness of Multimoora: A Method for Multi-Objective Optimization". *Informatica*, 23(1), 1-25.
- BRAUERS, Willem. ve ZAVADSKAS, Edmundas. (2013). "Multi-Objective Decision Making with a Large Number of Objectives. An Application For Europe 2020". *International Journal of Operations Research*, 10(2), 67-79.
- BULUT, Tefvik. (2017). "ok Kriterli Karar Verme (KKV) Modellerinde Kriterlerin Aęırlıklandırılmasına Yönelik Bir Model Önerisi: Normalize Edilmiř Maksimum Deęerler [NMD] Metodu (Normalized Maximum Values [NMV] Method)". Eriřim Adresi: <https://tevfikbulut.com/>, 01.03.2020 tarihinde eriřilmiřtir.
- CAO, Rodrigez Teresa. ve MONTEZANO, Roberto Marcos Da Silva. (2016). "Initial Public Offering and Performance of Brazilian Firms". *Gestão, Finanas E Contabilidade*, 6, 160-178.
- CHUNG, Kee H. ve PRUITT, Stephen W. (1994). "A Simple Approximation of Tobin's Q". *Financial Management*, 23(3), 70-74.
- AM, Alper Veli. (2016). "Halka Aıklık Oranının Firmaların Karlılıęına Etkisi: Tekstil Sektöründe Bir Arařtırma". *Uluslararası Yönetim İktisat ve İřletme Dergisi*, 30, 519-531.

- ERTUĞRUL, Murat. (2009). "Finansal Performans Ölçümünde Dönüşümlerin Türkiye Açısından Değerlendirilmesi". *Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 9(1), 19-46.
- HORASAN, Emre. MEYDAN, Cebail. ve YILMAZ, Tuncer. (2019). "Sahiplik Yapısının Değer Odaklı Performans Ölçütleri Üzerindeki Etkisi: BİST İmalat Sektörü Üzerine Bir Uygulama". *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 11(1), 720-731.
- KESBİÇ, Yenal Cüneyt. ve TAŞDEMİR, Mıynat Beyza. (2019). "Halka Açıklık Oranının Finansal Performans Üzerindeki Etkisi". *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 26(2), 689-703.
- MHAGAMA, Fenant Laurent. ve TOPAK, Mehmet Sabri. (2019). "The Relationship Between Initial Public Offering and Firm Performance: A Research on Borsa Istanbul (BIST)". *Istanbul Gelisim University Journal of Social Sciences*, 6, 82-93.
- MUNİŞİ, Hosea Gibson. (2017). "Financial Performance of Initial Public Offerings: Companies listed on Dares Salaam Stock Exchange". *Business and Economics Journal Munisi* 8(2), 1-5.
- OKUR, Mustafa. ÇATIKKAŞ, Özgür. ve ERSOY, Mehmet. (2018). "Bir Gölge Bankacılık Uygulaması Olarak Gayrimenkul Finansmanında Alternatif Bir Faizsiz Finansman Modeli: İpoteğe Dayalı Paylaşımli Faizsiz Finansman Modeli". *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 10(4), 384-400.
- ÖZBEK, Aşır. (2017). "Çok Kriterli Karar Verme Yöntemleri ve Excel İle Problem Çözümü". Ankara: Seçkin Yayıncılık (1. Baskı).
- PASTUSIAK, Radoslaw. BOLEK, Monika. MALACZEWSKI, Maciej. ve KACPRZYK, Marta. (2016). "Company Profitability Before and After IPO. Is it a Windows Dressing or Equity Dilution Effect?". *Prague Economic Papers*, 25(1), 112-124.
- SHUKLA, Avdhesh. ve SHAW, Shankar Tara. (2018). "Operating Performance of Initial Public Offering Firms after Issue in India-A Revisit". *Department Of Economic And Policy Research*, 1, 3-33.
- STEWART, Tomas. (1997). "Entelektüel Sermaye Kuruluşların Yeni Zenginliği". (Çeviren) Nurettin El Hüseyini, İstanbul: BZD Yayıncılık.
- ŞENOL, Zekai. ve ULUTAŞ, Alptekin. (2018). "Muhasebe Temelli Performans Ölçümleri İle Piyasa Temelli Performans Ölçümlerinin CRITIC ve ARAS Yöntemleriyle Değerlendirilmesi". *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 641, 83-102.
- ZALUKİ, Ahmad Nurwati. (2008). "Post-IPO Operating Performance and Earnings Management". *International Business Research*, 1(2), 39-48.

### **İnternet Kaynakları**

www.borsaistanbul.com, Erişim Tarihi: 26.02.2020.

www.kap.org.tr, Erişim Tarihi: 27.02.2020.

Kamu Gözetimi Kurumu, (2020). TFRS 13 Erişim adresi: www.kgk.gov.tr, Erişim Tarihi: 01.03.2020.

Mevzuat Bilgi Sistemi, (2012). Sayı: 28513 Erişim adresi: www.mevzuat.gov.tr, Erişim Tarihi: 03.03.2020.

# TÜRKİYE'DEKİ KATILIM BANKALARININ CRITIC TEMELLİ EDAS YÖNTEMİYLE PERFORMANS DEĞERLENDİRMESİ

## PERFORMANCE EVALUATION OF PARTICIPATION BANKS IN TURKEY WITH CRITIC BASED EDAS METHOD

Erdi BAYRAM\* 

### Öz

Bankalar finansal sistemin merkezi kurumlarıdır ve reel sektörün itici gücüdür. Bu kurumların itibarlı pozisyonunu koruması aktif ve pasif yönetiminin başarısına bağlıdır. Artan rekabet ortamında bankaların performansını incelemek önemli hale gelmiştir. Buna istinaden alıřmada Türkiyede faaliyet gösteren katılım bankalarının finansal performansı çok kriterli karar verme yöntemleriyle değerlendirilmiştir. Kriterlerin önem ağırlıkları CRITIC, bankaların performans skorları ise EDAS yöntemiyle hesaplanmıştır. Performans kriteri olarak bankaların finansal oranları kullanılmıştır. alıřma 2010-2019 yılları arasında faaliyet gösteren Bank Asya ve Emlak Katılım dışındaki bankaları kapsamaktadır. Analiz sonuçlarına göre 2019 yılında Ziraat Katılım ilk, Türkiye Finans ikinci sırada yer almıştır. Özel sermayeli katılım bankaları arasında en yüksek performansa sahip bankanın Albaraka Türk olduğu görülmüştür. Ayrıca kamu bankalarının faaliyete başlamasının özel sermayeli bankaların performansını etkilediği sonucuna ulařılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Katılım Bankacılığı, Finansal Performans, Çok Kriterli Karar Verme, CRITIC, EDAS.

**Jel Kodları:** C61, C67, G21.

### Abstract

Banks are the central institutions of the financial system and impetus of the real sector. Maintaining the reputation of these institutions depends on the success of assets and liabilities management. It has become important to evaluate the performance of banks in an increasingly competitive environment. In this study, the financial performance of Participation banks in Turkey was evaluated by multi-criteria decision-making methods. The importance weights of the criteria were calculated using the CRITIC method, and the performance scores of the banks were obtained using the EDAS method. The study involves banks other than Bank Asya and Emlak Katılım operating between 2010-2019. The financial ratios of banks were used as performance criteria.

\* Doktora Öğrencisi, Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Muhasebe Finansman Bilim Dalı, erdi.bayram@yahoo.com, ORCID: 0000-0003-4478-7231



According to the results of the analysis, Ziraat Katılım ranked first and Türkiye Finans ranked second for 2019. It seems that among the private banks the highest performing bank in Albaraka Türk. In addition, it was concluded that the start-up of state-owned banks affected the performance of private banks.

**Keywords:** Participation Banking, Financial Performance, Multi-Criteria Decision-Making, CRITIC, EDAS.

**Jel Codes:** C67, G20, G21

## Giriş

Türk bankacılık sistemi içinde faaliyet alanı ve işleyiş prensibi açısından üç farklı bankacılık modeli yer almaktadır. Bunlar geleneksel bankacılık modelini temsil eden mevduat bankaları, makro ölçekte fon transferi sağlayan ve sermaye piyasasında aracılık görevi üstlenen kalkınma ve yatırım bankaları ve faizsizlik ilkesi doğrultusunda bankacılık faaliyeti yürüten katılım bankalarıdır. Son yıllarda kamu bankalarının da sektöre girmesiyle katılım bankacılığına olan ilginin arttığı gözlenmektedir. Katılım bankacılığının aktif büyüklüğe göre 2015 yılında %5,1 olan sektör payı 2019 yılında %6,3'e yükselmiştir. Bu oran net kârlılıkta %9'a ulaşmıştır. (Tablo 1).

**Tablo 1:** Katılım Bankalarının Sektördeki Payı

	Gösterge	Sektör Payı (2019)	Sektör Payı (2018)
1	Toplanan Fon	%8,4	%6,7
2	Kullandırılan Fon	%5,5	%5,1
3	Toplam Aktif	%6,3	%5,3
4	Öz Varlık	%4,4	%4,0
5	Net Kâr	%9,0	%3,9

**Kaynak:** tkbb.org.tr

Türkiye'de 6 katılım bankası faaliyet göstermektedir. Bu bankalardan Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş., Kuveyt Türk Katılım Bankası A.Ş. ve Türkiye Finans Katılım Bankası A.Ş. özel; Türkiye Emlak Katılım Bankası A.Ş., Vakıf Katılım Bankası A.Ş. ve Ziraat Katılım Bankası A.Ş. kamu sermayelidir. 2019 verilerine göre 1179 şube sayısına ulaşan katılım bankalarında toplam 16040 personel çalışmaktadır (<http://tkbb.org.tr>).

Katılım bankacılığı temel işleyiş prensipleri açısından konvansiyonel bankacılık sisteminden ayrılmaktadır. Bu bankacılık türünde parasal işlemler mal ve hizmet hareketinden bağımsız değildir, her para hareketi mutlaka bir ortaklığa dayanmakta veya mal ya da hizmete karşılık gelmektedir. Cari hesaplar ve katılma hesaplarıyla toplanan fonlar bankaların kendi fon havuzlarında biriktirilerek faizsizlik ilkesine uygun fon kullandırma yöntemleri vasıtasıyla bireylere ve/veya işletmelere aktarılmaktadır. Katılım bankaları ekseriyetle murabaha (peşin al, vadeli sat) yöntemini kullanmaktadır. Ancak bu yöntemin dışında leasing (finansal kiralama), istisna akdi (eser sözleşmesi), mudarebe (emek-sermaye ortaklığı) ve müşareke (kâr-zarar ortaklığı) gibi finansal enstrümanların varlığı da

söz konusudur. Bankalar elde ettiđi geliri ise katılma hesapları sahibine “kâr payı” olarak dağıtmaktadır (Albayrak & Özsoy, 2019, s. 84).

Katılım bankacılıđının Türk bankacılık sistemi içinde inanç temelli bir bankacılık modelini temsil ettiđi, bu temsiliyetin dođal bir sonucu olarak faiz hassasiyetinden ötürü tasarruf-yatırım döngüsünden uzak kalmıř fonlar için önemli bir alternatif oluřturduđu ifade edilebilir. Literatürde faizsiz bankacılık, İřlami bankacılık olarak da adlandırılan katılım bankacılıđı sisteminin dıř yatırımcı ilgisinin çekilmesi ve uluslararası fonların Türk ekonomisine kazandırılması aısından da kritik bir öneme sahip olduđu görölmektedir.

Katılım bankacılıđı sektörünün büyümesi ve kamu bankalarının sektöre giriř yapmasının ardından artan rekabet ortamında bankaların performansını incelemek ve deđerlendirmek anlamlı hale gelmiřtir. Bu bağlamda alıřmada katılım bankalarının finansal performansı Çok Kriterli Karar Verme (KKV) yöntemleriyle incelenmiřtir. ađdař karar verme yaklařımları arasında yer alan KKV yöntemleri çok sayıda kritere göre farklı alternatifler arasından optimal seim veya seimler yapabilmeyi olanaklı kılmakta ve bunun yanı sıra bu alternatiflerin deđerlendirilmesi ve sıralanmasında kullanılmaktadır (Atan & Yılmaz, 2020, s. 10-11). KKV yöntemlerinin lojistik, hava tařımacılıđı, imalat, bankacılık ve finans gibi farklı sektörlerde malzeme alımı, kuruluř yeri seimi, personel seimi ve performans deđerlendirmesi gibi amalarla kullanıldıđı görölmektedir.

Bu alıřmada katılım bankalarının finansal performans deđerlendirmesi KKV yaklařımlarından CRITIC temelli EDAS yöntemi kullanılarak yapılmıřtır. alıřmanın ilk bölümünde daha önce yapılmıř alıřmalara iliřkin literatür özeti sunulmuřtur. İkinci bölümde kullanılan verilere ve yöneme dair bilgiler verildikten sonra üçüncü bölümde analiz çıktıları ve bulgular raporlanmıřtır. Son bölümde ulařılan sonuçlara yer verilmiřtir.

## 1. Literatür

Bankaların performans deđerlendirme ve sıralamasında KKV yöntemleri sıka kullanılmaktadır. Literatürde ilgili alanda GRA, TOPSIS, VIKOR, ELECTRE vb. yöntemlerle yapılmıř çok sayıda alıřmaya rastlanmıř olsa da katılım bankalarının performansını inceleyen alıřmaların görece daha sınırlı olduđu ifade edilebilir. Bu alıřmada bankacılık sektöründe dikkat çekici bir geliřme gösteren katılım bankalarının performansı CRITIC ađırlıklandırmasına dayalı EDAS yöntemiyle ilk kez incelenmiřtir. alıřmanın bu bakımdan önemli olduđu düşünölmekte ve bankacılık literatürüne katkı sunması beklenmektedir.

İlgili alanda yapılan alıřmaları üç gruba ayırmak mümkündür. İlk grupta belirli kriterlere göre seilmiş geleneksel (mevduat) bankalar; ikinci grupta seilmiş geleneksel bankalar ile katılım bankaları; üçüncü grupta ise yalnızca katılım bankaları ve/veya farklı ölkelerden seilmiş İřlami bankaların performansı incelenmiřtir. Bunların dıřında bölge ve tekil olarak banka bazlı incelemelerin de var olduđu görölmektedir. Bahsi geen alıřmalara iliřkin özet bilgiler Tablo 2’de verilmiřtir.

**Tablo 2:** Literatür Özeti

Yazar, Yayın Yılı	İncelenen Banka(lar)	Yöntem(ler)	Bulgular
Seçme, Bayrakdaroğlu & Kahraman, 2009	Türkiye'deki 5 geleneksel banka	Fuzzy AHP, TOPSIS	Performans ölçümünde finansal oranların yanı sıra finansal olmayan göstergeler de kullanılmıştır. Ziraat Bankası'nın en yüksek performansa sahip banka olduğu saptanmıştır.
Wu, Tzeng & Chen	Tayvan'daki 3 banka	Fuzzy AHP, SAW, TOPSIS, VIKOR	Dengeli skor kartına dayalı olarak seçilen 23 göstergenin bulanık ÇKKV modelleriyle birlikte performans ölçümde etkin ve yararlı olduğu ifade edilmiştir.
Çetin & Çetin, 2010	Türkiye'deki 13 geleneksel banka	VIKOR	Garanti Bankası'nın en yüksek skoru elde ettiği görülmüştür.
Demireli, 2010	Türkiye'deki kamu sermayeli 3 geleneksel banka	TOPSIS	Bankaların yerel ve global krizlerden etkilendiği, performans puanlarının yurtdışı göstergelere bağlı değişim gösterdiği saptanmıştır.
Brauers, Ginevicius & Podvieszko	Litvanyadaki ticari bankalar	MULTIMOORA	Kriterlerin CAMEL sınıflandırmasına dayalı olarak belirlendiği çalışmada yöntemin üç alt yöntemi optimize ederek alternatifleri sıralamada başarılı olduğu belirtilmiştir.
Yayar & Baykara, 2012	Türkiye'deki 4 katılım bankası	TOPSIS	Albaraka Türk en etkin, Bank Asya en verimli banka olarak belirlenmiştir.
Bayyurt, 2013	Türkiye'deki 14 yerli, 17 yabancı sermayeli geleneksel banka	TOPSIS, ELECTRE III, DEA	Yabancı bankaların yerli bankalardan daha iyi performans gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.
Altan & Candoğan, 2014	Türkiye'deki 4 katılım bankası	Oran Analizi, GRA	Geleneksel oran analizine kıyasla GRA sonuçlarının daha isabetli olduğu saptanmıştır.
Mandic vd., 2014	Sırbistan'daki geleneksel bankalar	Fuzzy AHP, TOPSIS	Özkaynak ve vergi öncesi kâr kalemlerinin finansal performansta belirleyici olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Çalışkan & Eren, 2016	Türkiye'deki 15 mevduat, 2 kalkınma ve yatırım bankası	AHP VE PROMETHEE	Kamu sermayeli Ziraat Bankası ve özel sermayeli Akbank'ın yüksek performans gösterdiği izlenmiştir.
Esmer & Bağcı, 2016	Türkiye'deki 4 katılım bankası	TOPSIS	İlgili yıllarda Bank Asya en yüksek performansı göstermiş, onu Türkiye Finans takip etmiştir.
Gümrah, 2016	Türkiye'deki 4 katılım bankası, Malezya'daki 11 İslami banka	TOPSIS	2013 yılı dışındaki dönemde Malezya bankalarının Türk bankalarından daha iyi performans gösterdiği saptanmıştır.
Kandemir & Karataş, 2016	Türkiye'deki 12 geleneksel banka	GRA, TOPSIS, VIKOR	GRA ve TOPSIS'e göre Vakıfbank, VIKOR'a göre Denizbank'ın en yüksek performansa sahip olduğu görülmüştür.

Wanke vd., 2016	24 lkeden 114 İslami banka	TOPSIS, NN	İki ařamalı banka etkinlik tahmini sonularına gre etkinliĐin maliyet yapısına ve lke konjonktrne baĐlı olduĐu sonucuna ulařılmıřtır.
Beheshtinia & Omid, 2017	İrandaki 4 banka	AHP, MDL, Fuzzy TOPSIS, Fuzzy VIKOR	6 temel 25 alt kritere gre yapılan analizde hibrit bir karar verme modeli nerilmiřtir. Dıřsal faktrlere kıyasla finansal gstermelerin bankacılık performansı aısından nemli olduĐu saptanmıřtır.
Dash, 2017	Hindistan'daki 19 kamu, 16 zel sermayeli banka	CAMELS, PROMETHEE	zel bankaların sermaye yeterlilik ve riske duyarlılık aısından kamu bankalarından daha yksek performans gsterdiĐi, kamu bankalarının ise likidite aısından daha iyi durumda olduĐu ifade edilmiřtir.
Akakanat, Aksoy & Teker, 2018	TR-61 (Antalya, Isparta, Burdur) blgesinde yer alan geleneksel bankalar	CRITIC, MDL, EDAS	İl bazlı yapılan performans analizine gre sıralama Isparta, Antalya ve Burdur řeklinde oluřmuřtur.
Als, Tařdemir & Kallo, 2018	6 lkeden 18 İslami banka	TOPSIS	Suudi Arabistan ve Katar bankalarının Trkiye'deki bankalara gre daha yksek performans gsterdiĐi tespit edilmiřtir.
GndoĐdu, 2018	Trkiye'deki 5 katılım bankası	GRA	Bulgularda banka finansal performans sıralamasının yıllar itibariyle deĐiřkenlik gsterdiĐi raporlanmıřtır.
Hassan Abdi, 2018	Trkiye'deki 3 katılım bankası	Bulanık TOPSIS, Shannon ENTROPI	Etkinlik ve verimlilik kıstaslarına gre Albaraka Trk ve Trkiye Finans'ın ilgili dnemde ilk sırayı dnřml olarak paylařtıĐı, Kuveyt Trk'n bu iki bankadan dřk performans gsterdiĐi saptanmıřtır.
Kendirli, Kendirli & Aydın, 2018	Trkiye'deki 10 geleneksel banka, 3 katılım bankası	TOPSIS	2008 ve 2013 yıllarında katılım bankalarının, diĐer yıllarda ise geleneksel bankaların daha iyi performans gsterdiĐi ortaya konulmuřtur.
Akbulut, 2019	İř Bankası	CRITIC, EDAS	Yıl bazlı yapılan performans analizi sonularına gre banka performansının 2009'da en yksek, 2018'de en dřk olduĐu saptanmıřtır.
Gezen, 2019	Trkiye'deki 3 katılım bankası	ENTROPI, WASPAS	2010-2015 dneminde en yksek performansı Trkiye Finans'ın, 2016 ve 2017 yıllarında ise Kuveyt Trk'n gsterdiĐi saptanmıřtır.
Gzkonan & Kkbay, 2019	Trkiye'deki 10 geleneksel banka, 3 katılım bankası	GRA, TOPSIS	Geleneksel bankaların katılım bankalarına kıyasla daha yksek performansa sahip olduĐu grlmřtir.

Kartal, 2020	Türkiye'deki 5 katılım bankası	VIKOR	Kâr ve maliyet kriterleri baz alınarak yapılan analizlere göre 2017 yılı için Vakıf Katılım ve Ziraat Katılım'ın, 2018 yılı için Kuveyt Türk ve Ziraat Katılım'ın diğer bankalardan daha iyi performans gösterdiği saptanmıştır.
Koşaroğlu, 2020	BIST'te işlem gören geleneksel bankalar	SD, EDAS	Analiz sonuçlarında en başarılı mevduat bankasının Akbank olduğu görülmüştür.
Öndeş vd., 2020	Türkiye'deki 4 geleneksel banka, 3 katılım bankası	ELECTRE	Albaraka Türk'ün Şekerbank'a, Kuveyt Türk'ün Türkiye Finans ve Şekerbank'a, Türk Ekonomi Bankası ve ING Bank'ın Türkiye Finans'a karşı daha iyi performans gösterdiği saptanmıştır.
Özkan, 2020	Türkiye'deki 5 katılım bankası	TOPSIS	İlgili dönemdeki en iyi performansı Türkiye Finans'ın gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.
Yağlı, 2020	Türkiye'deki katılım bankaları	CAMELS, TOPSIS	Kamu bankalarının özel bankalardan daha iyi performans gösterdiği saptanmıştır.
Yazdi, Hanne & Osorio Gomez, 2020	Kolombiyadaki 6 banka	SWARA, WASPAS	Dengeli skor kartına dayalı performans kriteri seçimi yapılmış, uluslararası bankanın yerel bankalara kıyasla daha yüksek performans gösterdiği saptanmıştır.
Yılmaz, 2020	Türkiye'deki 25 geleneksel banka	VIKOR	En iyi performans sergileyen ilk üç bankanın sırasıyla Deutsche Bank, Akbank ve İş Bankası olduğu raporlanmıştır.

Tabloda verilen bankacılık çalışmaları dışında Çakır ve Perçin (2013) lojistik firmalarının performans ölçümünde kriterlerin önem ağırlıklarını CRITIC yöntemiyle hesaplamıştır. Adalı ve Tuş (2018) hastane yeri seçimine ilişkin çalışmada, Kiracı ve Bakır (2018) havayolu işletmelerinin performans ölçümünde CRITIC temelli EDAS yöntemini kullanmıştır. Ulutaş (2019) ise lojistik sektörü için yapmış olduğu çalışmada alternatifleri EDAS yöntemini kullanarak sıralamıştır.

## 2. Veri ve Yöntem

Çalışmada katılım bankalarının performans kriteri olarak finansal oranlar kullanılmıştır. Kullanılan 15 finansal oran için Gündoğdu (2018)'nin çalışmasından yararlanılmıştır (Tablo 3). Oranlara ilişkin veriler Türkiye Katılım Bankaları Birliği (TKBB) veri tabanından ve bankaların raporlarından elde edilmiştir. Çalışmaya 2010-2019 yılları arasında faaliyet gösteren katılım bankaları dahil edilmiştir. Bankaların kuruluş yılları gereği Ziraat Katılım 2015, Vakıf Katılım ise 2016 yılında değerlendirilmeye alınmıştır. Bank Asya kapatılmasından ötürü kapsam dışında bırakılmıştır. Emlak Katılım 2019 yılı içerisinde faaliyete başlamasından dolayı analize dahil edilmemiştir.

**Tablo 3:** Performans Kriteri Olarak Kullanılan Finansal Oranlar

Kod	Finansal Oranlar (Kriterler)	Hedeflenen Durum*
K1	Sermaye Yeterlilik Oranı	MAX
K2	Özkaynaklar / Toplam Aktifler	MAX
K3	Net Bilanço Pozisyonu / Özkaynaklar	MIN
K4	Toplam Toplanan Fonlar / Toplam Aktifler	MIN
K5	Toplam Krediler ve Alacaklar / Toplam Aktifler	MAX
K6	Toplam Krediler ve Alacaklar / Toplam Toplanan Fonlar	MAX
K7	Takipteki Krediler (Brüt) / Toplam Krediler ve Alacaklar	MIN
K8	Özel Karřılıklar / Takipteki Krediler	MAX
K9	Duran Aktifler / Toplam Aktifler	MIN
K10	Net Dönem Kârı (Zararı) / Toplam Aktifler	MAX
K11	Net Dönem Kârı (Zararı) / Özkaynaklar	MAX
K12	Sürdürülen Faaliyetler Vergi Öncesi Kâr (Zarar) / Toplam Aktifler	MAX
K13	Özel Karřılıklar Sonrası Net Kâr Payı Geliri / Toplam Aktifler	MAX
K14	Özel Karřılıklar Sonrası Net Kâr Payı Geliri / Toplam Faaliyet Gelirleri (Giderleri)	MAX
K15	Diğer Faaliyet Giderleri / Toplam Aktifler	MIN

\*MAX=Maksimum (Fayda), MIN=Minimum (Maliyet)

Kriterlerin önem ağırlıklarının hesaplanmasında Diakoulaki, Mavrotas ve Papayannakis (1995) tarafından geliştirilen CRITIC (CRiteria Importance Through Intercriteria Correlation) yöntemi; alternatiflerin – yani bankaların – derecelendirme ve sıralanmasında ise Keshavarz Ghorabae vd. (2015) tarafından ortaya konulan EDAS (The Evaluation Based on Distance from Average Solution) metodu kullanılmıştır. Çözümlemeler MS Excel programı yardımıyla yapılmıştır.

## 2.1. CRITIC Yöntemi

CRITIC, kriterlerin önem ağırlıklarının belirlenmesinde sıkça kullanılan objektif bir yaklaşımdır. Yöntemde yalnızca normalize karar matrisindeki verilerden hareket edilmektedir, farklı bir sübjektif girdi söz konusu değildir. Ağırlık hesaplamasında kriterler arası korelasyon katsayısı ve kriterlerin standart sapma değeri dikkate alınmaktadır. Hesaplama beş aşamalıdır (Alinezhad & Khalili, 2019, s. 199-201):

### Aşama I. Karar Matrisinin Oluřturulması

Yöntemin ilk aşamasında kriter ve alternatiflerin yer aldığı karar matrisi oluşturulmuştur. Ařağıda (1) numaralı eşitlikte gösterildiğı üzere m alternatif, n kriter sayısını ifade etmektedir.

$$X = \begin{bmatrix} r_{11} & \cdots & r_{1j} & \cdots & r_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{i1} & \cdots & r_{ij} & \cdots & r_{in} \\ \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{m1} & \cdots & r_{mj} & \cdots & r_{mn} \end{bmatrix} \quad ; i = 1, \dots, m, j = 1, \dots, n \quad (1)$$

### Aşama II. Normalize Edilmiş Karar Matrisinin Oluşturulması

Bu aşamada karar matrisi fayda ve maliyet durumu gözetilerek – bu çalışmada maksimum ve minimum olması hedeflenen kriterlere göre (Tablo 3) – normalize edilmiştir. Bu amaç doğrultusunda eşitlik (2) ve (3)'ten yararlanılmıştır. Eşitliklerdeki  $r_i^{\max} = \max(r_1, r_2, r_3, \dots, r_m)$  ve  $r_i^{\min} = \min(r_1, r_2, r_3, \dots, r_m)$  şeklinde hesaplanmıştır.

$$x_{ij} = \frac{r_{ij} - r_i^{\min}}{r_i^{\max} - r_i^{\min}} \quad ; i = 1, \dots, m, j = 1, \dots, n \quad (2)$$

$$x_{ij} = \frac{r_i^{\max} - r_{ij}}{r_i^{\max} - r_i^{\min}} \quad ; i = 1, \dots, m, j = 1, \dots, n \quad (3)$$

### Aşama III. İlişki Katsayılarının Hesaplanması

Üçüncü aşamada performans kriterleri arasındaki ilişkinin derecesini ölçmek için eşitlik (4) ve (5) yardımıyla ikili korelasyon katsayı hesaplamaları yapılmıştır.

$$\rho_{jk} = \frac{\sum_{i=1}^m (x_{ij} - \bar{x}_j)(x_{ik} - \bar{x}_k)}{\sqrt{\sum_{i=1}^m (x_{ij} - \bar{x}_j)^2 \sum_{i=1}^m (x_{ik} - \bar{x}_k)^2}} \quad (4)$$

$$\bar{x}_j = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_{ij} \quad ; i = 1, \dots, m \quad (5)$$

### Aşama IV. C Katsayısının Hesaplanması

CRITIC yönteminde önem ağırlıklarını belirleyebilmek için kriterler arası ilişkiyi ve alternatifler arasındaki kriter bazlı zıtlık yoğunluğunu içeren tek bir katsayıya gereksinim vardır (Ecer, 2020, s. 85). Bu doğrultuda C katsayısını elde edebilmek için öncelikle normalize karar matrisindeki kriterlerin standart sapması eşitlik (6) yoluyla hesaplanmıştır.

$$\sigma_j = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2} \quad ; i = 1, \dots, m \quad (6)$$

Ardından C katsayısı eşitlik (7) yoluyla elde edilmiştir.

$$C_j = \sigma_j \sum_{k=1}^n (1 - \rho_{jk}) \quad ; j = 1, \dots, n \quad (7)$$

### Aşama V. Kriter Ağırlıklarının Hesaplanması

Yöntemin son adımında her bir kriterin önem düzeyini temsil eden kriter ağırlıkları hesaplanmıştır. Eşitlik (8) yardımıyla elde edilen ağırlıkların değeri kriterin önem seviyesini göstermektedir. Diğer bir deyişle en yüksek ağırlığa sahip kriter önem derecesi en yüksek kriterdir.

$$W_j = \frac{C_j}{\sum_{j=1}^n C_j} \quad ; j = 1, \dots, n \quad (8)$$

## 2.2. EDAS Yöntemi

alıřmada kriterlerin önem ağırlıklarının belirlenmesinden sonra alternatiflerin sıralanmasında EDAS yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntemde en iyi alternatif ortalama çözüme uzaklığa göre belirlenmektedir. Daha açık bir ifadeyle yöntem en iyi alternatifi TOPSIS, VIKOR gibi ideal çözüme yakınlık-ideal olmayan çözüme uzaklık kıstasıyla değil, ortalama çözümden pozitif uzaklık (PDA) ve ortalama çözümden negatif uzaklık (NDA) ölçütleri bağlamında belirlemektedir. Daha büyük PDA, daha küçük NDA değerine sahip olan alternatif, en iyi alternatiftir. Beş aşamalı yöntemde daha önce oluşturulan karar matrisi kullanılmıştır (Alinezhad & Khalili, 2019, s. 150-151):

### Aşama I. Ortalama Çözümün Bulunması

Kriterlere göre ortalama çözüm değerinin hesaplanmasında eşitlik (9)'dan yararlanılmıştır.

$$AV_j = \frac{\sum_{i=1}^m r_{ij}}{m} \quad ; j = 1, \dots, n \quad (9)$$

### Aşama II. Ortalama Çözümünden Pozitif ve Negatif Uzaklık Matrisinin Oluřturulması

Bu aşamada her bir kriter için – kriterin hedeflenen durumuna göre – ortalama çözümden pozitif ve negatif uzaklık matrisi oluşturulmuştur. Ortalama çözümden pozitif ve negatif uzaklığı hesaplamak aşağıdaki eşitliklerden yararlanılmıştır.

Kriterin fayda (maksimizasyon) yönlü olduđu durumda eşitlik (10) ve (11) kullanılmıştır.

$$PDA_{ij} = \frac{\max(0, (r_{ij}-AV_j))}{AV_j} \quad ; i = 1, \dots, m, j = 1, \dots, n \quad (10)$$

$$NDA_{ij} = \frac{\max(0, (AV_j-r_{ij}))}{AV_j} \quad ; i = 1, \dots, m, j = 1, \dots, n \quad (11)$$

Kriterin maliyet (minimizasyon) yönlü olduđu durumda eşitlik (12) ve (13) kullanılmıştır.

$$PDA_{ij} = \frac{\max(0, (AV_j-r_{ij}))}{AV_j} \quad ; i = 1, \dots, m, j = 1, \dots, n \quad (12)$$

$$NDA_{ij} = \frac{\max(0, (r_{ij}-AV_j))}{AV_j} \quad ; i = 1, \dots, m, j = 1, \dots, n \quad (13)$$

### Aşama III. Ağırlıklı Toplam Değerlerinin Bulunması

Bir önceki adımda elde edilen PDA ve NDA değerlerinin her bir alternatif için ağırlıklı toplam değerleri eşitlik (14) ve (15) yardımıyla hesaplanmıştır. Eşitliklerdeki  $w$  değeri CRITIC yöntemine göre hesaplanan ağırlıkları temsil etmektedir.

$$SP_i = \sum_{j=1}^n PDA_{ij} \cdot w_j \quad ; i = 1, \dots, m \quad (14)$$

$$SN_i = \sum_{j=1}^n NDA_{ij} \cdot w_j \quad ; i = 1, \dots, m \quad (15)$$



#### Aşama IV. Ağırlıklı Toplam Değerlerinin Normalize Edilmesi

Bu aşamada alternatiflere ilişkin ağırlıklı toplam değerler SP ve SN eşitlik (16) ve (17) yardımıyla normalize edilmiştir.

$$NSP_i = \frac{SP_i}{\max_i (SP_i)} \quad ; i = 1, \dots, m \quad (16)$$

$$NSN_i = \frac{SN_i}{\max_i (SN_i)} \quad ; i = 1, \dots, m \quad (17)$$

#### Aşama V. Değerlendirme Skorlarının Hesaplanması ve Sıralamanın Yapılması

Yöntemin son aşamasında her bir alternatif için hesaplanan NSP ve NSN değerleri eşitlik (18) yardımıyla sıralama puanlarına dönüştürülmüştür.

$$AS_i = \frac{1}{2} (NSP_i + NSN_i) \quad ; i = 1, \dots, m \quad (18)$$

Elde edilen AS değerlerine göre alternatifler yüksek puandan düşüğe doğru düzenlenmiş ve nihai sıralama yapılmıştır.

### 3. Analiz Çıktıları ve Bulgular

Çalışmanın bu bölümünde yapılan analizlerin çıktılarına verilecektir. Öncelikle kriterlerin önem ağırlıklarının hesaplandığı CRITIC yönteminin aşamalarına ilişkin sonuçlar, akabinde alternatiflerin sıralanması için kullanılan EDAS yöntemi sonuçları sunulurken elde edilen bulgular raporlanacaktır.

Çalışma 2010-2019 yıllarını kapsamaktadır. Yıllara ilişkin performans sıralamasının yapılabilmesi için uygulama aşamaları her yıl için tekrarlanmıştır. Ancak burada aksi belirtilmedikçe yalnızca 2019 yılına ait sonuçlara yer verilmiştir. Her iki yöntemin uygulanması için gerekli olan karar matrisi Tablo 4'te sunulmuştur.

**Tablo 4:** Karar Matrisi

Kriter	Hedef	A1	A2	A3	A4	A5
K1	max	0,150	0,193	0,173	0,149	0,166
K2	max	0,074	0,065	0,092	0,065	0,087
K3	min	0,232	1,210	0,374	1,607	0,023
K4	min	0,770	0,820	0,760	0,760	0,700
K5	max	0,596	0,529	0,621	0,613	0,712
K6	max	0,770	0,650	0,820	0,810	1,020
K7	min	0,073	0,037	0,082	0,031	0,026

K8	max	0,426	0,742	-1,186	1,953	2,254
K9	min	0,030	0,010	0,030	0,010	0,010
K10	max	0,001	0,010	0,010	0,010	0,010
K11	max	0,020	0,160	0,080	0,170	0,160
K12	max	0,000	0,000	0,010	0,010	0,010
K13	max	0,001	0,008	0,012	0,007	0,022
K14	max	0,560	0,620	0,670	0,710	1,240
K15	min	0,010	0,010	-0,010	0,010	0,010

Karar matrisinde 6 alternatif ve bu alternatiflerin finansal performansını ölçmeye yönelik 15 kriter yer almaktadır. Hedeflenen durumun maksimum (max) olması kriterin fayda temelli, minimum (min) olması kriterin maliyet temelli olduğunu göstermektedir. Daha açık bir ifadeyle kriterlerin min veya max özelięi performans ölçümünde arzu edilen bir durumu ortaya koymaktadır.

Tablo 5'te eşitlik (2) ve (3) yardımıyla oluşturulan normalize edilmiş karar matrisi verilmiştir.

**Tablo 5:** Normalize Karar Matrisi

Kriter	A1	A2	A3	A4	A5
K1	0,020	1,000	0,536	0,000	0,383
K2	0,355	0,026	1,000	0,000	0,816
K3	0,868	0,251	0,779	0,000	1,000
K4	0,417	0,000	0,500	0,500	1,000
K5	0,368	0,000	0,506	0,457	1,000
K6	0,324	0,000	0,459	0,432	1,000
K7	0,167	0,804	0,000	0,916	1,000
K8	0,469	0,560	0,000	0,913	1,000
K9	0,000	1,000	0,000	1,000	1,000
K10	0,000	1,000	1,000	1,000	1,000
K11	0,000	0,933	0,400	1,000	0,933
K12	0,000	0,000	1,000	1,000	1,000
K13	0,000	0,344	0,521	0,286	1,000
K14	0,000	0,088	0,162	0,221	1,000
K15	0,000	0,000	1,000	0,000	0,000

Tablo 6'da eşitlik (4) ve (5) yardımıyla hesaplanan kriterler arası korelasyon katsayıları verilmiştir.

**Tablo 6:** Korelasyon Katsayıları

	K1	K2	K3	K4	K5	K6	K7	K8	K9	K10	K11	K12	K13	K14	K15
K1	1,000	0,039	-0,077	-0,473	-0,410	-0,375	0,092	-0,286	0,242	0,498	0,329	-0,270	0,281	-0,019	0,201
K2	0,039	1,000	0,811	0,622	0,657	0,635	-0,445	-0,408	-0,478	0,103	-0,313	0,499	0,596	0,455	0,689
K3	-0,077	0,811	1,000	0,572	0,587	0,570	-0,412	-0,229	-0,516	-0,374	-0,548	0,043	0,385	0,426	0,258

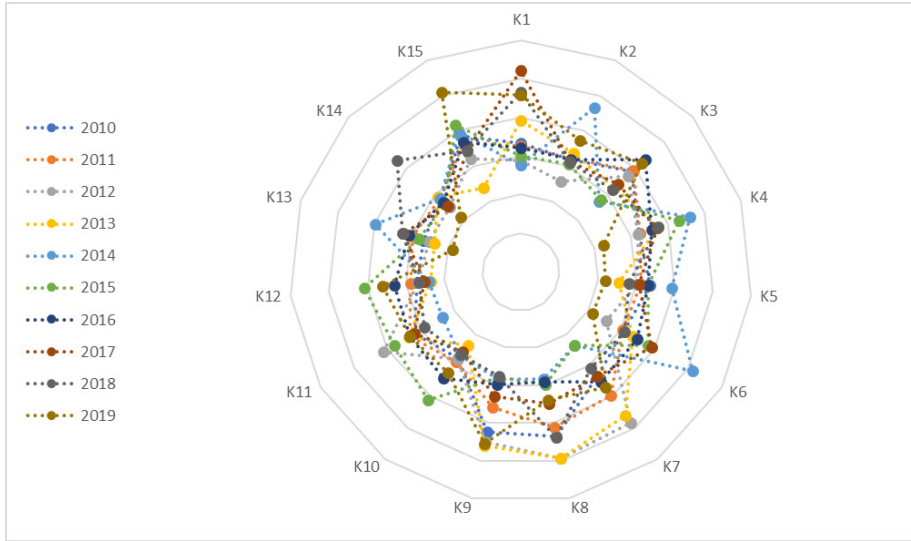
K4	-0,473	0,622	0,572	1,000	0,997	0,994	0,202	0,405	0,064	0,105	0,087	0,706	0,693	0,838	0,026
K5	-0,410	0,657	0,587	0,997	1,000	0,998	0,204	0,382	0,074	0,153	0,111	0,719	0,739	0,860	0,062
K6	-0,375	0,635	0,570	0,994	0,998	1,000	0,257	0,422	0,130	0,184	0,161	0,711	0,768	0,890	0,025
K7	0,092	-0,445	-0,412	0,202	0,204	0,257	1,000	0,908	0,980	0,499	0,885	0,183	0,436	0,571	-0,702
K8	-0,286	-0,408	-0,229	0,405	0,382	0,422	0,908	1,000	0,811	0,168	0,640	0,169	0,320	0,600	-0,825
K9	0,242	-0,478	-0,516	0,064	0,074	0,130	0,980	0,811	1,000	0,612	0,944	0,167	0,420	0,483	-0,612
K10	0,498	0,103	-0,374	0,105	0,153	0,184	0,499	0,168	0,612	1,000	0,834	0,612	0,651	0,408	0,250
K11	0,329	-0,313	-0,548	0,087	0,111	0,161	0,885	0,640	0,944	0,834	1,000	0,389	0,531	0,481	-0,323
K12	-0,270	0,499	0,043	0,706	0,719	0,711	0,183	0,169	0,167	0,612	0,389	1,000	0,638	0,566	0,408
K13	0,281	0,596	0,385	0,693	0,739	0,768	0,436	0,320	0,420	0,651	0,531	0,638	1,000	0,915	0,137
K14	-0,019	0,455	0,426	0,838	0,860	0,890	0,571	0,600	0,483	0,408	0,481	0,566	0,915	1,000	-0,184
K15	0,201	0,689	0,258	0,026	0,062	0,025	-0,702	-0,825	-0,612	0,250	-0,323	0,408	0,137	-0,184	1,000

Korelasyon katsayılarının elde edilmesinin ardından kriter ağırlıklarını belirleyebilmek için normalize karar matrisindeki kriterlerin standart sapma hesaplaması yapılmıştır. Bu hesaplamayla birlikte kriterlere ilişkin bilgileri içeren C katsayıları bulunmuş ve yöntemin son aşamasını oluşturan ağırlık hesaplama formülüne yerleştirilmiştir. Eşitlik (8) yardımıyla elde edilen kriterlerin önem ağırlıkları analizi kapsayan bütün yıllar için Tablo 7’de verilmiştir.

**Tablo 7: Kriterlerin Önem Ağırlıkları**

	K1	K2	K3	K4	K5	K6	K7	K8	K9	K10	K11	K12	K13	K14	K15
2010	0,0668	0,0638	0,0775	0,0645	0,0674	0,0616	0,0668	<b>0,0874</b>	0,0847	0,0554	0,0641	0,0540	0,0530	0,0558	0,0773
2011	0,0653	0,0641	0,0784	0,0646	0,0625	0,0606	0,0790	<b>0,0825</b>	0,0716	0,0574	0,0668	0,0573	0,0593	0,0569	0,0737
2012	0,0578	0,0511	0,0744	0,0637	0,0606	0,0509	0,0965	<b>0,0986</b>	0,0901	0,0555	0,0827	0,0539	0,0502	0,0500	0,0640
2013	0,0782	0,0672	0,0653	0,0748	0,0509	0,0668	0,0922	<b>0,0985</b>	0,0919	0,0470	0,0673	0,0471	0,0472	0,0582	0,0474
2014	0,0551	0,0933	0,0541	0,0920	0,0784	<b>0,1028</b>	0,0469	0,0566	0,0566	0,0537	0,0469	0,0481	0,0796	0,0569	0,0789
2015	0,0600	0,0609	0,0558	<b>0,0862</b>	0,0661	0,0763	0,0472	0,0596	0,0560	0,0819	0,0760	0,0816	0,0558	0,0530	0,0835
2016	0,0642	0,0635	<b>0,0868</b>	0,0713	0,0662	0,0698	0,0705	0,0580	0,0599	0,0683	0,0667	0,0662	0,0611	0,0540	0,0737
2017	<b>0,1042</b>	0,0624	0,0677	0,0741	0,0614	0,0782	0,0668	0,0697	0,0658	0,0512	0,0639	0,0503	0,0643	0,0513	0,0688
2018	<b>0,0928</b>	0,0620	0,0637	0,0748	0,0562	0,0621	0,0616	0,0877	0,0553	0,0531	0,0578	0,0534	0,0644	0,0863	0,0688
2019	0,0915	0,0746	0,0840	0,0452	0,0439	0,0429	0,0741	0,0678	0,0911	0,0648	0,0668	0,0722	0,0374	0,0421	<b>0,1016</b>
Ort.	0,0736	0,0663	0,0708	0,0711	0,0614	0,0672	0,0702	0,0766	0,0723	0,0588	0,0659	0,0584	0,0572	0,0565	0,0738

Tablo incelendiğinde kriterlerin önem ağırlıklarının ortalama %6-%8 seviyesinde ve birbirine yakın olduğu ifade edilebilir. Ağırlığı en yüksek performans kriterinin 2010-2013 döneminde K8 (Özel karlıklar / takipteki krediler), 2014’te K6 (Toplam krediler ve alacaklar / toplam toplanan fonlar), 2015’te K4 (Toplam toplanan fonlar / toplam aktifler), 2016’da K3 (Net bilanço pozisyonu / özkaynaklar), 2017 ve 2018’de K1 (Sermaye yeterlilik oranı), 2019’da ise K15 (Diğer faaliyet giderleri / toplam aktifler) olduğu görülmektedir. Grafik 1’de kriter ağırlıklarının ilgili yıllardaki dağılımı gösterilmiştir.

**Grafik 1: Kriter Ağırlıklarının Dağılımı**


Kriterlere ilişkin önem ağırlıklarının tespiti sonrası bankaları performans açısından sıralamak için EDAS yönteminin aşamalarına geçilmiştir. Öncelikle Tablo 4'te verilen karar matrisindeki değerlerin eşitlik (9) yardımıyla ortalaması alınmış, bulunan değerler eşitlik (10), (11), (12) ve (13)'te kullanılarak ortalama çözümden pozitif ve negatif uzaklık matrisi elde edilmiştir (Tablo 8 ve Tablo 9).

**Tablo 8: Ortalama Çözümde Pozitif Uzaklık Matrisi (PDA)**

Kriter	Hedef	Ortalama	A1	A2	A3	A4	A5
K1	max	0,166	0,000	0,164	0,040	0,000	0,000
K2	max	0,077	0,000	0,000	0,201	0,000	0,135
K3	min	0,689	0,663	0,000	0,458	0,000	0,967
K4	min	0,762	0,000	0,000	0,003	0,003	0,081
K5	max	0,614	0,000	0,000	0,012	0,000	0,159
K6	max	0,814	0,000	0,000	0,007	0,000	0,253
K7	min	0,050	0,000	0,254	0,000	0,381	0,475
K8	max	0,838	0,000	0,000	0,000	1,331	1,690
K9	min	0,018	0,000	0,444	0,000	0,444	0,444
K10	max	0,008	0,000	0,220	0,220	0,220	0,220
K11	max	0,118	0,000	0,356	0,000	0,441	0,356
K12	max	0,006	0,000	0,000	0,667	0,667	0,667
K13	max	0,010	0,000	0,000	0,197	0,000	1,237
K14	max	0,760	0,000	0,000	0,000	0,000	0,632
K15	min	0,006	0,000	0,000	2,667	0,000	0,000

**Tablo 9:** Ortalama Çözümünden Negatif Uzaklık Matrisi (NDA)

Kriter	Hedef	Ortalama	A1	A2	A3	A4	A5
K1	max	0,166	0,098	0,000	0,000	0,104	0,001
K2	max	0,077	0,030	0,148	0,000	0,157	0,000
K3	min	0,689	0,000	0,755	0,000	1,332	0,000
K4	min	0,762	0,010	0,076	0,000	0,000	0,000
K5	max	0,614	0,029	0,139	0,000	0,003	0,000
K6	max	0,814	0,054	0,201	0,000	0,005	0,000
K7	min	0,050	0,461	0,000	0,649	0,000	0,000
K8	max	0,838	0,492	0,115	2,415	0,000	0,000
K9	min	0,018	0,667	0,000	0,667	0,000	0,000
K10	max	0,008	0,878	0,000	0,000	0,000	0,000
K11	max	0,118	0,831	0,000	0,322	0,000	0,000
K12	max	0,006	1,000	1,000	0,000	0,000	0,000
K13	max	0,010	0,934	0,187	0,000	0,312	0,000
K14	max	0,760	0,263	0,184	0,118	0,066	0,000
K15	min	0,006	0,667	0,667	0,000	0,667	0,667

PDA ve NDA matrisinin oluşturulmasından sonra verili ağırlıklar kullanılarak ağırlıklı toplam pozitif (SP) ve ağırlıklı toplam negatif (SN) uzaklık değerleri hesaplanmıştır. Daha sonra bu değerler eşitlik (16) ve (17) yardımıyla normalize edilmiştir. EDAS yönteminin son aşamasını temsil eden değerlendirme skorlarının (AS) hesaplanması için normalize edilmiş değerler eşitlik (18)'e yerleştirilmiştir. Hesaplamalara ilişkin analiz çıktıları Tablo 10'da verilmiştir.

**Tablo 10:** Değerlendirme Skorları ve Sıralama (2019)

Bankalar	SP	SN	NSP	NSN	AS	Sıralama
A1	0,056	0,442	0,120	0,000	0,060	5
A2	0,112	0,255	0,243	0,423	0,333	4
A3	0,399	0,299	0,863	0,323	0,593	2
A4	0,251	0,216	0,543	0,512	0,528	3
A5	0,462	0,068	1,000	0,846	0,923	1

Tablo 10'da performans skorlarını temsil eden AS değerlerine göre alternatifleri değerlendirmek ve sıralamak mümkün hale gelmiştir. En yüksek AS değerine sahip alternatif performansı en yüksek; en düşük AS değerine sahip alternatif ise performansı en düşük alternatif olarak değerlendirilmiştir. Araştırma kapsamına giren tüm yıllara ait performans skorları ise Tablo 11'de sunulmuştur.

**Tablo 11:** 2010-2018 Yılları İçin Performans Skorları (AS)

Yıllar	A1	A2	A3	A4	A5
2010	0,940	0,696	0,086	-	-
2011	0,944	0,947	0,115	-	-
2012	0,969	0,912	0,112	-	-

2013	0,931	0,806	0,256	-	-
2014	0,928	0,746	0,156	-	-
2015	0,915	0,886	0,094	-	0,349
2016	0,616	0,815	0,222	0,600	0,680
2017	0,484	0,926	0,098	0,633	0,976
2018	0,828	0,771	0,289	0,653	0,776
2019	0,060	0,333	0,593	0,528	0,923

Tablo 11’de verilen AS deęerlerine gre katılım bankalarının 2010-2019 dnemi iin nihai performans sıralama sonuları Tablo 12’de gsterilmiřtir.

**Tablo 12:** Katılım Bankalarının Performans Sıralaması

	2019	2018	2017	2016	2015	2014	2013	2012	2011	2010
Albaraka Trk (A1)	5	<b>1</b>	4	3	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	2	<b>1</b>
Kuveyt Trk (A2)	4	3	2	<b>1</b>	2	2	2	2	<b>1</b>	2
Trkiye Finans (A3)	2	5	5	5	4	3	3	3	3	3
Vakıf Katılım (A4)	3	4	3	4	-	-	-	-	-	-
Ziraat Katılım (A5)	<b>1</b>	2	<b>1</b>	2	3	-	-	-	-	-

## Sonuç

alıřmada katılım bankalarının performansı seilmiř finansal oranlar yardımıyla incelenmiřtir. Yapılan incelemede KKV tekniklerinden CRITIC temelli EDAS yntemi kullanılmıřtır. Performans kriteri olarak ele alınan 15 finansal oranın nem aęırlıkları CRITIC yntemiyle hesaplanmıřtır. Bankaların performans skorlarına ise EDAS yntemiyle ulařılmıřtır. alıřma 2010-2019 yılları arasındaki dnemi ve ilgili yıllarda faaliyet gsteren Bank Asya ve Emlak Katılım haricindeki bankaları kapsamaktadır. Yapılan analizler neticesinde ulařılan sonular řu řekilde zetlenebilir:

2019 yılı sonularına gre Ziraat Katılım ilk, Albaraka Trk ise son sırada yer almıřtır. Dięer yıllarda bankaların performans sıralaması deęiřkenlik gstermektedir.

Kamu sermayeli bankaların performansının 2019 yılında yükseldięi izlenmektedir. İlgili yılda Ziraat Katılım ilk, Vakıf Katılım ise nc sırada yer almıřtır.

zel sermayeli katılım bankaları iinde en yksek performansı Albaraka Trk gstermektedir. Banka 2010, 2012, 2013, 2014 ve 2018 yıllarında ilk sıradadır. Kuveyt Trk’n zelikle kamu bankalarının sektrde olduęu 2016-2018 arası dnemdeki performans sıralaması dikkat ekicidir. Trkiye Finans 2019 yılı haricindeki dnemde son sırada yer almaktadır.

Genel olarak kamu bankalarının sektre giriř yapmasının rekabeti artırdıęı ve zel sermayeli dięer bankaların performansını etkiledięi sylenebilir.

Son beř yılda bankaların performans sıralamasındaki istikrarsız grnty iki olgunun aıkladıęı dřnlmektedir. Bunlardan ilki katılım bankacılıęı sektrnn pazar yapısının dar ve Trkiye’de

henüz gelişme aşamasında olduğudur. İkincisi konvansiyonel bankacılık sektöründe uzun yıllar faaliyet gösteren kamu bankalarının katılım bankacılığına ilişkin farkındalığı artırarak sektör dengesini değiştirmesidir.

Yapılan bu çalışmanın sonuçları bu alanda yapılmış bazı çalışmalar ile paralellik göstermektedir. İlerleyen yıllarda katılım bankalarının veri skalasının genişlemesiyle birlikte farklı ÇKKV yöntemleri kullanılarak performans değerlendirmesi yapılabilir. Bu çalışmada kullanılan kriterlere ek olarak yeni performans göstergeleri eklenebilir.

### Kaynakça

- ADALI, Esra Aytaç. & TUŞ, Ayşegül. (2018). A Multi-Criteria Analysis Based On CRITIC and EDAS Methods for Hospital Site Selection. International Congress on Afro-Eurasian Research IV, April 27-29, Budapest.
- AKBULUT, Osman Yavuz. (2019). CRITIC ve EDAS Yöntemleri ile İş Bankası'nın 2009-2018 Yılları Arasındaki Performansının Analizi. Ekonomi Politika Finans Araştırmaları Dergisi, 4(2), 249-263. <http://doi.org/10.30784/epfad.594762>
- AKÇAKANAT, Özen., AKSOY, Esra. & TEKER, Türker. (2018). CRITIC ve MDL Temelli EDA Yöntemi ile TR-61 Bölgesi Bankalarının Performans Değerlendirmesi. Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 32, 1-24.
- ALBAYRAK, Ahmet. & ÖZSOY, Şerafettin. (2019). Katılım Bankacılığı Ekosistemi: Paydaşlar, Kurumlar ve Piyasalar. (içinde) Yaşayan ve Gelişen Katılım Bankacılığı, Eds. GÖRMÜŞ, Şakir., ALBAYRAK, Ahmet. & YABANLI, Aydın., TKBB Yayınları, İstanbul, 78-99.
- ALINEZHAD, Alireza & KHALILI, Javad. (2019). New Methods and Applications in Multiple Attribute Decision Making (MADM). International Series in Operations Research & Management Science, Springer Nature Switzerland AG. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-15009-9>
- ALSU, Erkan., TAŞDEMİR, Ahmet. & KALLO, Zakaria. (2018). Katılım Bankalarının Performanslarının Değerlendirilmesi: TOPSIS Yöntemi ile Uluslararası Karşılaştırma, Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 17(1), 303-316. <http://doi.org/10.21547/jss.342372>
- ALTAN, Mikail. & CANDOĞAN, Mehmet Ali. (2014). Bankaların Finansal Performanslarının Değerlemesinde Geleneksel ve Gri İlişki Analizi. Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi, 14(27), 374-396.
- ATAN, Murat. & YILMAZ, Erdoğan. (2020). Karar Verme ve Karar Teorisi. (içinde) Örnek Uygulamalarla Çok Kriterli Karar Verme Yöntemleri, Eds. ATAN, Murat & ALTAN, Şenol., Gazi Kitabevi, Ankara, 3-17.
- BAYYURT, Nizamettin. (2013). Ownership Effect on Bank's Performance: Multi Criteria Decision Making Approaches on Foreign and Domestic Turkish Banks. Procedia-Social and Behavioral Sciences, 99, 919-928. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.10.565>
- BEHESHTINIA, Mohammad Ali. & OMIDI, Sedighe. (2017). A Hybrid MCDM Approach for Performance Evaluation in the Banking Industry. Kybernetes, 46(8): 1386-1407. <http://doi.org/10.1108/K-03-2017-0105>
- BRAUERS, Willem K.M., GINEVICIUS, Romualdas. & PODVIEZKO, Askoldas. (2012). Evaluation of Performance of Lithuanian Commercial Banks by Multi-Objective Optimization. 7th International Scientific Conference Business and Management, May 10-11, Vilnius, Lithuania.
- ÇAKIR, Süleyman. & PERÇİN, Selçuk. (2013). Çok Kriterli Karar Verme Teknikleriyle Lojistik Firmalarında Performans Ölçümü. Ege Akademik Bakış, 13(4), 449-459.

- ALIŐKAN, Emre. & EREN, Tamer. (2016). Bankaların Performanslarının ok Kriterli Karar Verme Yöntemiyle Deęerlendirilmesi. *Ordu Üniversitesi Bilim ve Teknoloji Dergisi*, 6(2), 85-107.
- ETİN, Koray. & ETİN, Emre İpeki. (2010). Multi-Criteria Analysis of Banks' Performances. *International Journal of Economics and Finance Studies*, 2(2), 73-78.
- DASH, Mihir. (2017). A Model for Bank Performance Measurement Integrating Multivariate Factor Structure with Multi-Criteria PROMETHEE Methodology. *Asian Journal of Finance & Accounting*, 9(1): 310-332.
- DEMİRELİ, Erhan. (2010). TOPSIS ok Kriterli Karar Verme Sistemi: Türkiye'deki Kamu Bankaları Üzerine Bir Uygulama. *Giriřimcilik ve Kalkınma Dergisi*, 5(1), 101-112.
- DIAKOULAKI, Danae., MAVROTAS, Georges. & PAPAYANNAKIS, Lefteris. (1995). Determining Objective Weights in Multiple Criteria Problems: The Critic Method. *Computers & Operations Research*, 22(7), 763-770. [https://doi.org/10.1016/0305-0548\(94\)00059-H](https://doi.org/10.1016/0305-0548(94)00059-H)
- ECER, Fatih. (2020). ok Kriterli Karar Verme, Seçkin Yayıncılık, Ankara.
- ESMER, Yusuf. & BAĞCI, Hařim. (2016). Katılım Bankalarında Finansal Performans Analizi: Türkiye Örneęi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8(15), 17-30. <http://doi.org/10.20875/sb.65174>
- GEZEN, Aslı (2019). Türkiye'de Faaliyet Gösteren Katılım Bankalarının Entropi ve WASPAS Yöntemleri ile Performans Analizi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 84, 213-232. <http://doi.org/10.25095/mufad.625812>
- GHORABAE KESHAVARZ, Mehdi., ZAVADSKAS, Kazimieras Edmundas., OLFAT, Laya. & TURSKIS, Zenonas. (2015). Multi-Criteria Inventory Classification Using a New Method of Evaluation Based on Distance from Average Solution (EDAS). *Informatica*, 26(3), 435-451. <https://doi.org/10.15388/Informatica.2015.57>
- GÖZKONAN, Ümit. & KÜÇÜKBAY, Füsün. (2019). Katılım Bankaları ile Geleneksel Bankaların KKV Yöntemleri ile Performansının Deęerlendirilmesi: TOPSIS ve Gri İliřkisel Analiz Yöntemleri ile Karşılařtırılmalı Analiz. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 25, 71-94. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.538666>
- GÜMRAH, Abdurrahman. (2016). Measuring the Performance of Participation Banks By TOPSIS Method: Turkey and Malaysia Cases. *International Journal of Business and Management Studies*, 5(1), 211-218.
- GÜNDOĐDU, Aysel. (2018). Türkiye'de Katılım Bankalarının Finansal Performansının Gri İliřki Analizi ile Ölçülmesi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 17. Özel Sayı, 201-214. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.434619>
- HASSAN ABDI, Yahye. (2018). Türkiye'de Faaliyet Gösteren İslami Bankaların ok Kriterli Karar Verme Yöntemlerine Göre Etkinlik ve Verimlilik Açısından İncelenmesi. *Yüksek Lisans Tezi, Eskiřehir Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*.
- KANDEMİR, Tuęrul. & KARATAŐ, Hilal. (2016). Ticari Bankaların Finansal Performanslarının ok Kriterli Karar Verme Yöntemleri ile İncelenmesi: Borsa İstanbul'da İşlem Gören Bankalar Üzerine Bir Uygulama (2004-2014). *İnsan ve Toplum Bilimleri Arařtırmaları Dergisi*, 5(7), 1766-1776.
- KARTAL, Cem. (2020). Katılım Bankalarının Kâr ve Maliyet Kriterleri Açısından VIKOR Yöntemi ile Performans Analizi. *Yönetim ve Ekonomi Arařtırmaları Dergisi*, 18(1), 158-175. <http://dx.doi.org/10.11611/yead.678462>
- KENDİRLİ, Hülya., KENDİRLİ, Seluk. & AYDIN, Yasemin. (2018). Küresel Kriz erevesinde Katılım Bankalarının ve Ticari Bankaların Mali Performanslarının TOPSIS Yöntemiyle Analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 33(1), 137-154.





- KİRACI, Kasım. & BAKIR, Mahmut. (2019). CRITIC temelli EDAS Yöntemi ile Havayolu İşletmelerinde Performans Ölçümü Uygulaması. Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 35, 157-174. <http://doi.org/10.30794/pausbed.421992>
- KOŞAROĞLU, Şerife Merve. (2020). BİST’te İşlem Gören Bankaların Performanslarının SD ve EDAS Yöntemleriyle Değerlendirilmesi. Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi, 5(3), 406-417. <http://doi.org/10.29106/fesa.758281>
- MANDIC, Ksenija., DELIBASIC, Boris., KNEZEVIC, Snezana. & BENKOVIC, Sladjana. (2014). Analysis of the Financial Parameters of Serbian Banks through the Application of the Fuzzy AHP and TOPSIS Methods. Economic Modelling, 43, 30-37. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.07.036>
- ÖNDEŞ, Turan., ÇALI, Mehmet Serkan., AYDIN, Salih. & MUTİ, Ali. (2020). Türkiye’de Bulunan Ticari Bankalar ile Katılım Bankaları’nın Electre Yöntemi ile Performans Analizi. Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 34 (3), 689-710. <http://doi.org/10.16951/atauniiibd.432734>
- ÖZKAN, Tuba. (2020). Türk Bankacılık Sektöründe Finansal Performans Ölçmede TOPSIS Yönteminin Kullanımı: Katılım Bankaları Üzerine Bir Uygulama. Maliye ve Finans Yazıları, 113, 47-64. <https://doi.org/10.33203/mfy.566714>
- SEÇME, Neşe Yalçın., BAYRAKDAROĞLU, Ali. & KAHRAMAN, Cengiz. (2009). Fuzzy Performance Evaluation in Turkish Banking Sector using Analytic Hierarchy Process and TOPSIS. Expert Systems with Applications, 36, 11699-11709. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2009.03.013>
- ULUTAŞ, Alptekin. (2019). Entropi Tabanlı EDAS Yöntemi ile Lojistik Firmalarının Performans Analizi. Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi, 23, 53-66. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.458754>
- WANKE, Peter., AZAD, Abul Kalam., BARROS, Carlos Pestana. & HASSAN, Kabir. (2016). Predicting Efficiency in Islamic Banks: An Integrated Multicriteria Decision Making (MCDM) Approach. Journal of International Financial Markets Institutions Money, 45, 126-141. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2016.07.004>
- WU, Hung-Yi., TZENG, Gwo-Hshiung. & CHEN, Yi-Hsuan. (2009). A Fuzzy MCDM Approach for Evaluating Banking Performance based on Balanced Scorecard. Expert Systems with Applications, 36 (6), 10135-10147. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2009.01.005>
- YAĞLI, İbrahim. (2020). Multi-Criteria Financial Performance Analysis of Turkish Participation Banks. Alanya Academic Review Journal, 4(3), 861-873. <http://doi.org/10.29023/alanyaakademik.700013>
- YAYAR, Rüştü. & BAYKARA, Halid Velid. (2012). TOPSIS Yöntemi ile Katılım Bankalarının Etkinliği ve Verimliliği Üzerine Bir Uygulama. Business and Economics Research Journal, 3(4), 21-42.
- YAZDI, Amir Karbassi., HANNE, Thomas. & OSORIO GOMEZ, Juan Carlos. (2020). Evaluating The Performance of Colombian Banks by Hybrid Multicriteria Decision Making Methods. Journal of Business Economics and Management, 21(6), 1707-1730. <http://doi.org/10.3846/jbem.2020.11758>
- YILMAZ, Naci. (2020). Türkiye’deki Mevduat Bankaları’nın Vikor Yöntemiyle Performans Analizi. İşletme Araştırmaları Dergisi, 12(3), 2733-2748. <https://doi.org/10.20491/isarder.2020.1004>

#### **İnternet Kaynakları**

<https://tkbb.org.tr/Documents/Yonetmelikler/Katilim-Bankalari-2019.pdf> (Erişim Tarihi: 01/09/2020).

## CARRY TRADE YATIRIM STRATEJİSİ VE TÜRKİYE'DE BELİRLEYİCİLERİ

### CARRY TRADE INVESTMENT STRATEGY AND ITS DETERMINANTS IN TURKEY

Nergis BİNGÖL\*   
Ceren PEHLİVAN\*\*   
Ayşegül HAN\*\*\* 

#### Öz

Geliřen finansal piyasalarda, getiri arayışı artan yatırımcılar faiz oranı farklılıklarından yararlanmak amacıyla carry trade işlemlerine yönelmişlerdir. Carry trade yatırımcıları faiz oranları düşük olan ülkelerden borçlanıp yüksek faizli ülkelerde yatırım yaparak arada oluşan faiz farklarından yararlanmaktadırlar. Bu çalışmada da Türkiye'de carry trade yatırımlarının belirleyicileri araştırılmıştır. Çalışmada carry trade işlem hacmini temsilen yurt dışı yerleşiklerin net DİBS stoku verileri ve hisse senedi stok verileri kullanılmıştır. İki ülke enflasyon farkı, faiz oranı farkı, döviz kurundaki dalgalanma, S&P 500, BİST 100 değişkenlerinin etkisi incelenmiştir. Bunun içinde 2005: 01 – 2019: 03 dönemindeki aylık verilere Hatemi-J – Irandoust Saklı Eşbütünleşme Testi uygulanmıştır. Analiz sonuçlarına göre bağımlı değişken ve bağımsız değişkenlerin pozitif ve negatif şokları arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu görülmektedir. Dolayısıyla carry trade ve bağımsız değişkenler arasında saklı eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu söylemek mümkündür.

**Anahtar Kelimeler:** Carry Trade, Karşılanmamış Faiz Paritesi, Hatemi-J Irandoust Saklı Eşbütünleşme Testi.

**Jel Kodu:** C22, G11, F39.

- 
- \* Doktora Öğrencisi, İnönü Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, nergisbingol89@gmail.com.  
Orcid: 0000-0001-5760-2596.
- \*\* Doktora Öğrencisi, İnönü Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, pehlivanceren2@gmail.com.  
Orcid: 0000-0001-5632-2955.
- \*\*\* Doktora Öğrencisi, İnönü Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, aysegullhann@gmail.com.  
Orcid: 0000-0002-3390-2129.

## Abstract

In the developing financial markets, investors seeking increased returns turned to carry trade transactions to take advantage of interest rate differences. Carry trade investors benefit from the interest differences that occur between them by borrowing from countries with low interest rates and by investing in high interest countries. This working investigated the determinants of carry trade investments in Turkey. Inflation difference, interest rate difference, fluctuation in exchange rate, S&P 500, BIST 100 variables were examined. As proof of that, Hatemi-J Irandoust Hidden Spouse Integration Test was applied to monthly data in the period 2005: 01 – 2019: 03. According to the results of the analysis, it is seen that there is a long term relationship between the variables both positive and negative shocks. Additionally, it is possible to say that there is a hidden co-integration relationship between the and carry trade the independent variables handled.

**Key Words:** Carry Trade, Uncovered Interest Parity, Hatemi-J Irandoust Hidden Cointegration Test.

**JEL Classification Codes:** C22, G11, F39.

## Giriş

Artan getiri arayışı, veri ve bilgilerin dolaşım hızındaki artış, teknolojik gelişmeler, fırsat ve risklerin izlenmesindeki kolaylık, gelişmiş ülkelerdeki düşük risk ve getiri finansal aktörleri sınır ötesi finansal faaliyetlere yönlendirmiştir (Sakarya ve Ateş, 2016: 2; Onat, 2015: 150). Sınır ötesi faaliyetlerde ekonomik aktörler iki temel stratejiyi hedef almışlardır. Bu stratejilerden biri döviz kurlarının göstermiş olduğu eğilimlere dayalı iken diğeri faiz oranı farklılıklarına bağlıdır. Birinci strateji yatırımcıların uzun dalgalanmaları veya döviz kurlarındaki koşulları kullanmayı amaç edinen para birimlerinden büyük pozisyon aldıkları momentum ticaretini içermektedir. İkinci stratejide ise yatırımcılar yüksek getirili para birimlerine yönelmektedirler. Söz konusu yöntem carry trade olarak ifade edilmektedir (Galati ve Melvin, 2004: 69 – 70). Carry trade yaşanan finansal gelişmeler doğrultusunda ortaya çıkan bir yatırım aracıdır. Carry trade aracılığıyla bireysel yatırımcıların dünya finansal piyasalarındaki faaliyetleri artış göstermiştir (Badurlar, 2009: 55).

Finansal piyasalarda hızlı bir şekilde ağırlığı artan carry trade yatırım stratejisi akademik yazında da yer almaya başlamıştır. Literatürde carry tradenin belirleyicileri, carry tradenin etki yarattığı ekonomik faktörler incelenmiştir. Bu çalışmada da Türkiye'deki carry trade işlemlerinin belirleyicileri üzerinde durulmuştur. Çalışma üç bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde carry trade kavramı açıklanmıştır. İkinci bölümde carry trade üzerine yapılan çalışmalar incelenmiştir. Üçüncü bölümde ise veri, metodoloji ve bulgular yer almıştır.

## 1. Carry Trade Kavramı

Getiri arayışındaki yatırımcılar faiz oranı farklılıklarından yararlanmak için faiz arbitrajı olarak tanımlanan işlemlere yönelmektedirler. Son yıllarda faiz arbitrajının uygulanma biçimi carry trade olarak adlandırılmaktadır (Savul, 2007: 57). Ülkeler arasındaki faiz oranı farklılıklarından yararlanmak amacıyla uluslararası finansal piyasalardaki yatırımcılar tarafından kullanılan stratejiye carry trade denilmektedir (Cavallo, 2006: 1). Carry trade, yatırımcıların düşük faiz oranlı sermaye

piyasalarından bor alarak faiz oranı farklarından kâr elde etmek amacıyla yüksek getirili piyasalara yatırım yapmasıdır (Hoffman, 2012: 1479).

Carry tradenin ilk aşamasında yatırımcı öncelikle fon sağlanan para biriminden yani düşük faizli para biriminden bir miktar borlanmaktadır. Bu borlanmanın ardından düşük maliyetle elde edilen fonlar işlem maliyetlerinin önemslenmediđi varsayılarak daha yüksek getiri sağlayan hedef para birimine çevrilmektedir. Hedef para birimi cinsinden yatırımlar spot veya vadeli piyasalardaki varlıklarla değerlendirilerek kazanç sağlanmaktadır. Son aşamada ise yatırımcı faiz getirisi sağladığı fonları borlandığı para birimine çevirerek ana para ve ödemekle yükümlü olduđu faiz tutarını geri ödemektedir. Eğer yatırımcının yatırım yaptıđı para birimi lehine bir durum gerçekleşirse, yatırımcı iki ülke faiz oranı farkının ana para ile çarpımı kadar getiri elde etmiş olacaktır. Yüksek faiz oranına sahip para birimi düşük faiz oranına sahip para birimi karşısında değer kazanırsa yani bir kur hareketliliđi söz konusu olursa yatırımcı faiz oranı farkı getirisi yanı sıra döviz kurundaki değışmelerden de kâr elde etmiş olacaktır (Temiz, 2019: 311 – 312; Galati, vd., 2007: 28).

Esasında carry trade yatırım stratejisini kârlı hale getiren unsurun karşılanmamış faiz parite koşulunun başarısızlıđı olduđunu söylemek mümkündür (Temiz, 2019: 310). Çođu döviz kuru teorisinin arkasında yatan karşılanmamış faiz oranı paritesine göre ülkeler arasındaki faiz farkına bađlı olarak gerçekleşen yatırım stratejisinde beklenen getirinin sıfır olması gerekmektedir. Tam sermaye hareketliliđinin olduđu ve riski nötr olan bir ekonomide karşılanmamış faiz paritesi ařağıdaki eşitlik de olduđu gibi ifade edilebilmektedir (Aydın ve Us, 2007).

$$(E_t e_{t+1} - e_t) / e_t = i_t - i_t^*$$

Eşitlikte  $e_t$  spot kuru,  $E_t e_{t+1}$ , t+1 döneminde oluşacak kur değerine ilişkin t dönemindeki beklentiyi,  $i_t^*$  yabancı ülke faiz oranını,  $i_t$  yerli ülke faiz oranlarını göstermektedir. Eşitlik ile ifade edilen iki ülkenin beklenen faiz farklarının kurdaki beklenen değışikliğe eşit olması gerektiđidir. Eşit olmadıđı durumda ortaya çıkan arbitraj imkânı ülkeler arasında gerçekleşecek olan sermaye hareketlerini tetikleyecek, getiriler eşitlenecek ve kur değışikliği ortaya çıkacaktır. Karşılanmamış faiz paritesi koşuluna göre hedef para birimindeki fon temin edilen para birimine karşı oluşun değer kaybı faiz farkını yansıtsa beklenen getiri sıfırlanmış olacaktır. Yerel faizlerin yabancı faizlerden yüksek olması durumunda karşılanmamış faiz paritesine göre yerli para yabancı para karşısında değer kaybetmektedir. Fakat pratikte bu parite işlememektedir. Hedef para birimi ve fon temin edilen para birimi arasında oluşacak olan faiz farkından dolayı ortaya çıkan kârı ortadan kaldıran kur hareketinin gerçekleşmemesi durumunda carry trade stratejisi faiz farkına duyarlı bir yapı sergileyecektir. Carry trade işlemini gerçekleřtirenler tarafından kur hareketi beklenmediđi takdirde hedef para biriminin fon temin edilen para birimine karşı değer kaybetme riskinin daha düşük olacağı düşünülecektir. Bu durum carry tradeyi daha cazip bir hale getirecektir (Aydın ve Us, 2007).

Karılanmamış faiz paritesi koşulu carry trade işlemlerinin temel unsurunun faiz farkları, tamamlayıcı unsurunun ise kurların istikrarı olduđunu göstermektedir (Güler, 2019: 205). Bu unsurlara küresel likidite seviyesi de eklenmektedir. Çünkü carry trade faaliyetlerinin devam etmesi için borlanmanın ucuz dövizle olması gerekmektedir (Badurlar, 2009: 205). Özellikle gelişmekte olan ülkeler için düşünüldüğünde carry trade stratejisinin çođunlukla küresel likidite seviyesine bađlı

olduğu ifade edilmektedir. Özellikle de 2000 yılından sonra carry trade faaliyetlerinin artış göstermesinde küresel likiditenin etkisi büyüktür (Sakarya ve Ateş, 2016: 2; Aydın ve Us, 2007).

Carry trade işlemleri tamamen risksiz işlemler değildir. Carry trade de yatırımcı temelde iki risk türü ile karşı karşıyadır. Bu riskler carry trade işlemlerinin temel unsurlarından kaynaklanmakta olup biri faiz riski iken diğeri kur riskidir. Finans yazınında risk ve getiri doğru orantılıdır. Dolayısıyla faiz oranı yüksek olan para birimlerinin riskinin ve beraberinde getirisinin de daha yüksek olduğunu söylemek mümkündür. Faiz oranlarında meydana gelen değişiklikler carry trade yatırımcıları için risk oluşturmaktadır. Bu nedenle yatırımcılar faiz oranlarının sık sık değişmediği ülkelere yatırım yapmayı tercih ederler. Carry tradenin taşıdığı diğer bir risk ise döviz kuru riskidir. Eğer iki para birimi arasındaki değişim oranı yatırımdan elde edilen kârı ortadan kaldırırsa yatırımcılar kur riski ile karşı karşıya kalmış olacaktır. Kurların taşımış olduğu belirsizlik yatırımcıların ciddi boyutta kayıplar yaşamasına neden olabilmektedir. Kurlardaki belirsizlik azaldıkça carry trade yatırımcılar için cazip hale gelecektir. Carry tradeden en yüksek kazanç kur oynaklığının düşük olduğu dönemlerde sağlanmaktadır (Güler, 2019: 205 – 206; Badurlar, 2009: 57 – 58). Carry trade ekonomilerdeki sermaye hareketlerine, dışsal şoklara ve ani dalgalanmalara duyarlılık gösteren bir yatırım aracıdır (Onat, 2015: 156). Yapılan uygulamalara göre bu yatırım stratejisi ekonomide meydana gelen değişimlerden etkilendiği gibi kendisi de döviz kurlarının istikrarı üzerinde olumsuz etki yaratabilmektedir. Bu nedenle carry trade işlemleri gelişmekte olan ülkelerin finansal kırılganlığı üzerinde olumsuz etkiler meydana getirebilmektedir (Güler, 2019: 203).

Carry trade uygulamasının farklı yolları bulunmaktadır. Eğer gelişmekte olan bir piyasanın varlıklarına yatırım yapılıyorsa en basit yöntem borç alınan fonların spot piyasadaki hedef para birimine dönüştürülmesidir. Hedef para birimi vadeye kadar bazı kısa vadeli varlıklarda (banka mevduatı veya kısa vadeli hükümet kağıdı gibi) tutulabilir. Diğer bir yaklaşım, vadeli döviz alım satım işlemleri, vadeli işlemler, faiz swapları ve daha karmaşık opsiyonlar dahil olmak üzere türev sözleşmelere dayanmaktadır. Ayrıca, bu stratejilerin nakit veya türev piyasalarında daha fazla işlem yapılmasına yol açabilecek riskten korunma faaliyeti yaratması muhtemeldir (Galati, vd., 2007: 30).

## 2.Literatür Çalışması

Aydın ve Us (2007), çalışmalarında Brezilya ve Türkiye ekonomilerinde carry trade işlem hacmini etkileyen unsurları incelemişlerdir. Carry trade göstergesi olarak yerleşik olmayanların net yurt içi bono alım rakamlarını kullanmışlardır. Analiz dönemi olarak 2004 – 2006 dönemini almışlardır. Çalışmanın sonucunda Türkiye ekonomisinde yerleşik olmayanların net yurt içi bono alımlarının Merkez Bankası ve Fed faizleri farkına ve döviz kurundaki belirsizliklere duyarlı olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Brezilya ekonomisi için yapılan değerlendirme sonucunda yerleşik olmayanların net yurt içi bono alımlarının Brezilya Merkez Bankası faizi ve Fed faizleri farkı arasında bir ilişki bulunmamıştır. Ayrıca kur belirsizliği ile de bir ilişki elde edilmemiştir.

Nishigaki (2007) Yen carry trade ile ABD ve Japonya’ daki finansal değişkenler arasındaki ilişkiyi SVAR modeli ile incelemiştir. Analiz sonuçları, ABD hisse senedi fiyatının spekülatif Yen carry trade işlemleri üzerinde baskın bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan faiz oranları

farkının Japonya ve ABD arasındaki carry trade hareketleri üzerinde önemli bir etkiye sahip olmadığını da ifade etmiştir.

Badurlar (2009) Türkiye’de Şubat 2001 sonrasındaki dönemde yapılan Dolar carry trade işlem hacmi ve belirleyicisi olan Merkez Bankası faizi ve Fed faizi arasındaki faiz farkı ve döviz kuru belirsizliği değişkenleri arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiyi incelemiştir. Carry trade göstergesi olarak yerleşik olmayanlar tarafından yapılan net yurt içi bono alım verilerini kullanmıştır. 2001: 03 – 2007: 12 dönemindeki aylık verilere ARDL yaklaşımını uygulamıştır. Analizde iki ayrı sonuç elde edilmiştir. İlk olarak carry trade işlem hacmi ve faiz oranı farklılıkları arasında uzun dönemli bir ilişki mevcut değilken kısa dönemli ilişki söz konusudur. İkinci sonuç ise döviz kuru belirsizliği ve carry trade işlem hacmi üzerinde hem kısa dönemde hem de uzun dönemde bir etki yaratmamaktadır.

Tse ve Zhao (2012) 1995: 01 – 2010: 09 dönemindeki günlük veriler ile carry trade işlemleri ve ABD hisse senetleri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Değişkenlere Granger nedensellik testini uygulamışlardır. Analiz ile değişkenler arasında çift yönlü nedensellik olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Hoffmann (2012) Orta ve Doğu Avrupa’daki carry trade yatırımlarının belirleyicilerini incelemiştir. Ekonomideki ani yükseliş ve düşüş dönemlerinin ayrı ayrı analizini yapmıştır. Analiz sonuçlarına göre finansal çalkantıların arttığı dönemlerde carry trade getirilerinin belirsizlik ve riskinde artış meydana geldiğinde hedef para biriminde değer kaybı oluşmasının carry trade getirilerini olumsuz yönde etkilemektedir. Ekonomilerdeki ani yükseliş döneminde ise faiz oranı farkı, döviz kuru oynaklığı, risk ve carry trade getirileri arasında güçlü bir ilişki olduğu sonucunu elde etmiştir.

Atıř ve Erer (2016) 2002 – 2016 dönemindeki carry trade faaliyetlerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Büyüme göstergesi olarak sanayi üretim endeksi verilerini kullanmışlardır. Carry trade göstergesi olarak carry – to – risk oranını kullanmışlardır. Analiz sonucunda Türkiye’de gerçekleşen carry trade faaliyetlerinin ekonomik büyüme üzerinde etkisi olamadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Sakarya ve Ateş (2016), çalışmalarında Macaristan, Polonya, Rusya, Romanya, Güney Afrika ve Türkiye’de yerleşiklerin portföyleri üzerinde carry trade yatırım stratejisi belirleyicilerinin etkisini incelemişlerdir. Bunun için de 2011: 12 – 2016: 06 günlük verilerine Panel ARDL uygulamışlardır. CDS değerlerini yerel ekonomik risk göstergesi, VIX’i ise küresel risk iştahı göstergesi olarak almışlardır. Ayrıca döviz kuru değişimlerinden de yararlanmışlardır. Analiz sonucunda ülke riski ve kur oynaklığı için istatistiki olarak anlamlı sonuçlar elde edilirken, küresel risk iştahının uzun dönemde anlamlı olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Tran (2017) 05: 2006 – 07: 2006 günlük verilerini kullanarak Yen carry trade ve Dolar carry trade üzerinde hisse senedi endekslerinin etkisini incelemiştir. Analize dahil ettiği hisse senetleri Nikkei 500, S&P 500, S&P 500/ ASX 200, S&P/ NZX 50, SHASHR’dir. Değişkenlere regresyon analizi uygulamıştır. Dolar carry trade ve Yeni Zelanda, Çin ve Avustralya hisse senedi endeksleri arasında anlamlı bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. Japonya ve ABD hisse senedi endeksleri ile carry trade işlemleri arasında ise daha karmaşık bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. Yani ABD Doları carry trade ile ABD hisse senedi endeksleri arasında negatif bir ilişki varken, Japon hisse senedi ile pozitif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Jin (2018) Yeni Zelanda carry trade ve Yeni Zelanda menkul kıymetler borsası arasındaki ilişkiyi incelemiştir. 2007: 07 – 2017: 08 dönemindeki günlük verilere Granger nedensellik analizi uygulanmıştır. Analiz sonucunda ABD Doları, Euro ve İsviçre Frankı carry trade üzerinde etki yaratırken, Japon Yeni'nin etkisi olmadığını ifade etmiştir.

Güler (2019), iç ve dış ekonomik koşulların carry trade üzerindeki etkisini incelemiştir. Carry trade göstergesi olarak yurt dışı yerleşikler tarafından tutulan DİBS ve hisse senedi stoku kullanılmıştır. Faiz farkı göstergesi olarak TCMB politika faizi ve ABD Federal faiz oranları arasındaki fark alınmıştır. Döviz kuru getiri oynaklığı, VIX ve döviz kuru kullanılan diğer değişkenlerdir. 2014: 01 – 2018: 05 dönemi aylık verilerine ARDL sınır testi uygulanmıştır. Analiz sonucunda carry trade yatırımlarının ülkeler arasındaki faiz farkına duyarlı olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca döviz kuru getiri serisi ve oynaklığı carry trade yatırım stratejisinin önemli belirleyicileri olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Atış ve Erer (2019) 2005: 01 – 2018: 04 dönemindeki sermaye akımlarının carry trade üzerindeki etkisini MSVAR yöntemiyle incelemiştir. Analiz sonucunda ekonominin genişleme döneminde sermaye akımlarındaki artışın cari dönemde carry trade üzerinde artırıcı etki yarattığına ulaşılmıştır. Daralma döneminde ise sermaye akımlarının carry trade üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı vardıkları bir diğer sonuç olmuştur.

Temiz (2019), çalışmasında Türkiye için 2005: 09 ve 2018: 08 dönemi için ABD Doları bazında yapılan carry trade işlem hacmi ve belirleyicileri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Carry trade işlem hacmini temsilen yurt dışı yerleşiklerin net DİBS ve özel sektör tahvil – bono stok verisini kullanmıştır. Kullandığı diğer değişkenler nominal döviz kuru, faiz oranı farklılıkları, VIX, S& P 500 ve BİST 100'dür. Nominal döviz kuru, faiz oranı farklılıkları, VIX ve BİST 100 değişkenlerinden carry trade işlem hacmine doğru güçlü nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca faiz oranı farklılıkları, VIX ve S& P 500 değişkenlerinden carry trade işlem hacmine doğru anlamlı nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Carry trade üzerine yapılan çalışmalar son yıllarda artış göstermeye başlamıştır. Literatürdeki çalışmaların büyük çoğunluğu döviz kuru oynaklığı ve faiz oranı farklılıklarının carry trade üzerindeki etkisini ya da tam tersi etkiyi incelemektedir. Analiz sonuçları ise birbirinden farklılık göstermektedir. Ayrıca bazı çalışmalarda da hisse senedi fiyat değişimleri ve carry trade ilişkisi incelenmektedir. Türkiye için yapılan çalışmalardan bazıları iç ve dış ekonomik koşullardan hangisinin carry trade üzerinde daha etkili olduğunu incelerken bazıları da risk ve getiri unsurlarına odaklanmaktadır (Güler, 2019: 206; Temiz, 2019: 313 – 314). Bu çalışmada ise döviz kuru oynaklığı, faiz oranı farkı, iki ülke enflasyon farkı, S&P 500, BİST 100 endekslerinin ABD Doları cinsinden carry trade işlem hacmi üzerindeki etkisi incelenerek Türkiye' deki carry trade işlemlerinin belirleyicileri saptanmaya çalışılacaktır. Bunun için de değişkenlere Hatemi-J Irandoust Saklı Eşbütünleşme Testi uygulanacaktır. Hatemi-J Irandoust Saklı Eşbütünleşme Testi ele alınan verilerin pozitif ve negatif şoklarını kullanan Johansen Eşbütünleşme Testi eşbütünleşme tahminini maksimum olabilirlik yöntemine göre yapmaktadır ve yapılan analizler VAR temeline dayanmaktadır. Bu nedenle Johansen Eşbütünleşme Testini esas alan Hatemi-J ve Irandoust Eşbütünleşme Testi daha güvenilir sonuçlara ulaşılmamasını sağlayacaktır. Literatürdeki çalışmalar incelendiğinde Hatemi-J Irandoust Saklı Eşbütünleşme

Testi'nin daha nce kullanılmadıđı grlmřtr. alıřmada kullanılan ekonometrik yntem, incelenen dnemin uzunluđu ve nceki alıřmalarda analizlere dahil edilmiř olan deđiřkenlerin bir arada incelenmiř olması nedeniyle alıřmanın literatre katkıda bulunacađı dřnlmektedir.

### 3. Trkiye'de Carry Trade Yatırımlarının Belirleyicileri

alıřmanın bu blmnde ncelikle alıřmada kullanılan deđiřkenler ve metodoloji aıklanmıřtır. Daha sonra analiz sonuları yorumlanmıřtır.

#### 3.1. Veri ve Metodoloji

alıřma 2005: 01 – 2019: 03 dneminin kapsamaktadır. Analizler aylık veriler ile yapılmıřtır. alıřmada carry trade iřlem hacmini temsilen Temiz (2019), Gler (2019)' un alıřmalarında olduđu gibi yurt dıřı yerleřiklerin net DİBS stoku verileri(DİBS) ve Gler (2019)'un da alıřmasında kullandıđı gibi hisse senedi stoku(HH) kullanılmıřtır. Her iki deđiřken TCMB EVDS' den alınmıřtır. İki lke arasındaki enflasyon farkı (FTUFE), faiz oranları farkı (FF), dviz kurundaki dalgalanma (V(TL/USD)), S&P 500, BİST 100 deđiřkenlerinin etkisi de incelenmiřtir. BİST 100 Finnet Analiz Expert programından, faiz oranları IMF' nin International Financial Statistics veri tabanından, ABD' nin tketicici fiyat endeksi Investing. com' dan, Trkiye'nin tketicici fiyat endeksi ve TL/ USD Dviz kuru TCMB EVDS' den, S& P 500 verisi Yahoo Finance' den alınmıřtır. Dviz kurunun oynaklık (volatility) serisi, ARCH tipi oynaklık modeli kullanılarak oluřturulmuřtur. Sz konusu seri iin en uygun model ARCH (1,1) olarak saptanmıřtır.

Bu alıřmada temel eřbtnleřme testlerinin dıřında 2002 yılında Granger and Yoon ve 2012 yılında Hatemi-J ve Irandoust tarafından literatre kazandırılan saklı eřbtnleřme testleri ile Trkiye'deki carry trade yatırımlarının belirleyicileri incelenmiřtir. Saklı eřbtnleřme yaklařımı, deđiřkenlerin pozitif ve negatif řokları arasındaki uzun dnemli iliřkide asimetriye izin vermektedir (Hatemi-J and Irandoust, 2012: 371). Bunun dıřında bu yaklařımda iki deđiřken arasında eřbtnleřme iliřkisi yoksa bile deđiřkenlerin pozitif ve negatif bileřenleri arasında eřbtnleřme iliřkisi olabileceđi varsayımına dayanmaktadır. Saklı eřbtnleřme testini detaylı olarak incelemek iin rassal yryř srecine sahip iki seri ařađıdaki gibi ifade edilmektedir (Granger ve Yoon, 2002, 6):

$$X_i = X_{i-1} + \varepsilon_t = X_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$

$$Y_i = Y_{i-1} + \eta_t = Y_0 + \sum_{i=1}^t \eta_i$$

Belirtilen bu denklemlerde bařlangı deđerleri  $X_0$  ve  $Y_0$  ile sıfır ortalamalı beyaz dizi hata terimleri ise  $\varepsilon_i$  ve  $\eta_i$  ifade edilmektedir. Aralarında uzun dnemli iliřkinin varlıđı incelenen  $X_t$  ile  $Y_t$  arasındaki saklı eřbtnleřmeyi ele almak amacıyla tanımlanması gereken pozitif ve negatif řoklar ařađıdaki gibi ifade edilmektedir;

$$\varepsilon_i^+ = \max(\varepsilon_i, 0), \varepsilon_i^- = \min(\varepsilon_i, 0)$$

$$\eta_i^+ = \max(\eta_i, 0), \eta_i^- = \min(\eta_i, 0)$$



Buna göre rassal yürüyüş sürecine sahip olarak belirtilen modellerdeki hata terimleri;

$\varepsilon_t = \varepsilon_t^+ + \varepsilon_t^-$  ve  $\eta_t = \eta_t^+ + \eta_t^-$  şeklinde gösterilmektedir. Tanımlanan bu hata terimleri rassal yürüyüş sürecine sahip olan denklemlerde yerine koyulursa;

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t = X_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^-$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \eta_t = Y_0 + \sum_{i=1}^t \eta_i^+ + \sum_{i=1}^t \eta_i^-$$
 modelleri elde edilmektedir.

Granger ve Yoon 2002 yılında yapmış oldukları çalışmalarında,

$$X_t^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^+, X_t^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^-, Y_t^+ = \sum_{i=1}^t \eta_i^+ \text{ ve } Y_t^- = \sum_{i=1}^t \eta_i^-$$
 olmak üzere;

$X_0$  ve  $Y_0$ 'nın  $X_t = X_0 + X_t^+ + X_t^-$  ve  $Y_t = Y_0 + Y_t^+ + Y_t^-$  olduğunu varsaymıştır.

Buradan hareketle,  $\Delta X_t^+ = \varepsilon_t^+, \Delta X_t^- = \varepsilon_t^-, \Delta Y_t^+ = \eta_t^+$  ve  $\Delta Y_t^- = \eta_t^-$  olarak ifade etmek mümkündür. İfade edilen bu işlemler sonucunda elde edilen şoklara, Engle Granger eşbütünlük testi uygulanırsa Granger ve Yoon (2002) testi ve Johansen eşbütünlük testi uygulanırsa Hatemi-J ve Irandoust (2012) eşbütünlük testi gerçekleştirilmektedir. Türkiye'de carry trade yatırımlarının belirleyicileri incelendiği bu çalışmada iki ayrı model oluşturularak analizler yapılmıştır. Bu modeller aşağıda yer almaktadır.

$$\begin{aligned} \Delta HSS = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta \text{Bist100}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta FF_{t-i} + \sum_{i=1}^q \Delta_{1i} \Delta FTUFE + \sum_{i=1}^r \lambda_{1i} \Delta \text{S\&P500}_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^t \Theta_{1i} \Delta \text{S\&P500}_{t-i} + \sum_{i=1}^s l_{1i} \Delta \text{S\&P500}_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{1i} \Delta HSS_{t-i} + \psi_1 + \mu_{1t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta DIBS = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta \text{Bist100}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta FF_{t-i} + \sum_{i=1}^q \Delta_{1i} \Delta FTUFE + \sum_{i=1}^r \lambda_{1i} \Delta \text{S\&P500}_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^t \Theta_{1i} \Delta \text{S\&P500}_{t-i} + \sum_{i=1}^s l_{1i} \Delta \text{S\&P500}_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{1i} \Delta DIBS_{t-i} + \psi_1 + \mu_{1t} \end{aligned}$$

### 3.2. Bulgular

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmeden önce serilerin durağanlık seviyelerinin elde etmek gerekmektedir. Ele alınan değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerine ait ADF birim kök test sonuçları tablo 1'deki gibi ifade edilmektedir.

**Tablo 1:** ADF Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	I(0)		I(1)	
	ADF Test İstatistiği	Prob.	ADF Test İstatistiği	Prob.
HSS <sup>+</sup>	-1.24	0.66	-12.38	0.00*
HSS <sup>-</sup>	0.14	0.96	-4.41	0.00*
DIBS <sup>+</sup>	-1.02	0.7462	-3.98	0.00*
DIBS <sup>-</sup>	1.540462	1.00	-10.75	0.00*
Bist100 <sup>+</sup>	1.73	0.9997	-4.39	0.0004*
Bist100 <sup>-</sup>	1.10	0.99	-3.63	0.0061*
FF <sup>-</sup>	0.404722	0.9827	-5.21	0.00*
FF <sup>+</sup>	-1.96	0.31	-6.23	0.00*
FTUFE <sup>+</sup>	-2.51	0.12	-7.85	0.00*
FTUFE <sup>-</sup>	-2.01	0.2810	-7.24	0.00*
S&P500 <sup>+</sup>	1.86	0.9998	-7.45	0.00*
S&P500 <sup>-</sup>	-2.25	0.19	-8.93	0.00*
TL/USD <sup>+</sup>	-1.55	0.5051	-8.56	0.00*
TL/USD <sup>-</sup>	1.49	0.9993	-6.09	0.00*
V(TL/USD) <sup>+</sup>	-0.60	0.8651	-7.09	0.00*
V(TL/USD) <sup>-</sup>	-1.43	0.5650	-8.42	0.00*

NOT: \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde yokluk hipotezinin reddedileceğini ifade etmektedir.

ADF birim kök testi sonucunda elde edilen bulgulara göre ele alınan değişkenlerin pozitif ve negatif şoklarının birinci dereceden durağan olduğu görülmektedir. Elde edilen bu sonuçtan sonra uygulanan eşbütünleşme testi Granger ve Yoon (2002) saklı eşbütünleşme testinin ikinci adımını oluşturmaktadır. Yapılan analiz sonucunda elde edilen sonuçlar tablo 2'de yer almaktadır.

**Tablo 2:** Granger-Yoon Saklı Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Test İstatistiği	Prob.	Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Test İstatistiği	Prob.
Model 1				Model 2			
HSS <sup>-</sup>	Bist100 <sup>-</sup>	-0.18	0.9814	DIBS <sup>-</sup>	Bist100 <sup>-</sup>	-1.88	0.5910
HSS <sup>-</sup>	FF <sup>-</sup>	-0.82	0.9303	DIBS <sup>-</sup>	FF <sup>-</sup>	-0.2	0.98
HSS <sup>-</sup>	FTUFE <sup>-</sup>	-1.69	0.6830	DIBS <sup>-</sup>	FTUFE <sup>-</sup>	-2.33	0.3633
HSS <sup>-</sup>	S&P500 <sup>-</sup>	-1.63	0.71	DIBS <sup>-</sup>	S&P500 <sup>-</sup>	-1.91	0.5779
HSS <sup>-</sup>	TL/USD <sup>-</sup>	-1.83	0.62	DIBS <sup>-</sup>	TL/USD <sup>-</sup>	-1.76	0.6491
HSS <sup>-</sup>	V(TL/USD) <sup>-</sup>	-0.46	0.9655	DIBS <sup>-</sup>	V(TL/USD) <sup>-</sup>	-2.27	0.39
HSS <sup>+</sup>	Bist100 <sup>+</sup>	-0.96	0.91	DIBS <sup>+</sup>	Bist100 <sup>+</sup>	-1.52	0.76
HSS <sup>+</sup>	FF <sup>+</sup>	-2.77	0.18	DIBS <sup>+</sup>	FF <sup>+</sup>	-2.67	0.2147
HSS <sup>+</sup>	FTUFE <sup>+</sup>	-0.99	0.9033	DIBS <sup>+</sup>	FTUFE <sup>+</sup>	-1.1	0.8821
HSS <sup>+</sup>	S&P500 <sup>+</sup>	-0.02	0.9872	DIBS <sup>+</sup>	S&P500 <sup>+</sup>	-0.56	0.9575
HSS <sup>+</sup>	TL/USD <sup>+</sup>	-1	0.9	DIBS <sup>+</sup>	TL/USD <sup>+</sup>	-1.08	0.89
HSS <sup>+</sup>	V(TL/USD) <sup>+</sup>	-0.55	0.96	DIBS <sup>+</sup>	V(TL/USD) <sup>+</sup>	-0.48	0.9640

NOT: \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde yokluk hipotezinin reddedileceğini ifade etmektedir.

Yapılan analiz ile elde edilen sonuçlara göre oluşturulan iki modelde de ele alınan değişkenlerin pozitif ve negatif şokları arasında bir ilişki olmadığı görülmektedir. Bu testin sonrasında daha güçlü bir test olan Hatemi-J ve Irandoust (2012)'nin literatüre kazandırmış olduğu test değişkenlere uygulanmıştır ve elde edilen sonuçlar tablo 3'de yer almaktadır.

**Tablo 3:** Hatemi – J – Irandoust Saklı Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Hipotez	İz İstatistiği	Özdeğer İstatistiği	Prob.	Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Hipotez	İz İstatistiği	Özdeğer İstatistiği	Prob.
Model 1						Model 2					
HSS <sup>-</sup>	Bist100 <sup>-</sup>	r=0	0.213	40.62	0.00*	DIBS <sup>-</sup>	Bist100 <sup>-</sup>	r=0	0.192	37.81	0.00*
		r≤1	0.00002	0.004	0.95			r≤1	0.009	1.602	0.24
HSS <sup>-</sup>	FF <sup>-</sup>	r=0	0.195	36.74	0.00*	DIBS <sup>-</sup>	FF <sup>-</sup>	r=0	0.142	26.23	0.00*
		r≤1	0.0003	0.055	0.84			r≤1	0.001	0.31	0.63
HSS <sup>-</sup>	FTUFE <sup>-</sup>	r=0	0.301	63.79	0.00*	DIBS <sup>-</sup>	FTUFE <sup>-</sup>	r=0	0.136	25.106	0.00*
		r≤1	0.019	3.26	0.084			r≤1	0.003	0.64	0.48
HSS <sup>-</sup>	S&P500 <sup>-</sup>	r=0	0.133	25.68	0.00*	DIBS <sup>-</sup>	S&P500 <sup>-</sup>	r=0	0.16	32.36	0.00*
		r≤1	0.009	1.57	0.24			r≤1	0.016	2.86	0.10
HSS <sup>-</sup>	TL/USD <sup>-</sup>	r=0	0.220	43.32	0.00*	DIBS <sup>-</sup>	TL/USD <sup>-</sup>	r=0	0.14	29.54	0.00*
		r≤1	0.008	1.418	0.27			r≤1	0.024	4.13	0.04
HSS <sup>-</sup>	V(TL/USD) <sup>-</sup>	r=0	0.26	53.1	0.00*	DIBS <sup>-</sup>	V(TL/USD) <sup>-</sup>	r=0	0.195	36.64	0.00*
		r≤1	0.011	2.014	0.18			r≤1	0.001	0.17	0.72
HSS <sup>+</sup>	Bist100 <sup>+</sup>	r=0	0.253	62.38	0.00*	DIBS <sup>+</sup>	Bist100 <sup>+</sup>	r=0	0.15	28.44	0.00*
		r≤1	0.073	12.91	0.00*			r≤1	0.004	0.793	0.42
HSS <sup>+</sup>	FF <sup>+</sup>	r=0	0.18	34.8	0.00*	DIBS <sup>+</sup>	FF <sup>+</sup>	r=0	0.172	33.19	0.00*
		r≤1	0.007	1.22	0.31			r≤1	0.007	1.27	0.30
HSS <sup>+</sup>	FTUFE <sup>+</sup>	r=0	0.249	48.98	0.00*	DIBS <sup>+</sup>	FTUFE <sup>+</sup>	r=0	0.24	48.99	0.00*
		r≤1	0.002	0.419	0.58			r≤1	0.004	0.66	0.47
HSS <sup>+</sup>	S&P500 <sup>+</sup>	r=0	0.22	53.33	0.00*	DIBS <sup>+</sup>	S&P500 <sup>+</sup>	r=0	0.213	49.26	0.00*
		r≤1	0.065	11.42	0.00*			r≤1	0.052	9.03	0.00*
HSS <sup>+</sup>	TL/USD <sup>+</sup>	r=0	0.187	40.14	0.00*	DIBS <sup>+</sup>	TL/USD <sup>+</sup>	r=0	0.17	38.32	0.00*
		r≤1	0.03	5.19	0.02			r≤1	0.039	6.85	0.01*
HSS <sup>+</sup>	V(TL/USD) <sup>+</sup>	r=0	0.22	53.93	0.00*	DIBS <sup>+</sup>	V(TL/USD) <sup>+</sup>	r=0	0.322	78.12	0.00*
		r≤1	0.064	11.26	0.00*			r≤1	0.069	12.21	0.00*

NOT<sup>1</sup>: \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde yokluk hipotezinin reddedileceğini ifade etmektedir.

NOT<sup>2</sup>: Uygun gecikme uzunluğu Hannan-Quinn bilgi kriteriyle elde edilmiştir.

HSS ile bağımsız değişkenlerin negatif şokları arasındaki ve DIBS ile bağımsız değişkenlerin negatif şokları arasındaki uzun dönemli ilişkiler incelendiğinde ele alınan değişkenlerin tamamı için bir koentegre vektör olduğu görülmektedir. HSS ile bağımsız değişkenlerin pozitif şokları arasındaki

uzun dnemli iliřkiler incelendiđinde Bist100<sup>+</sup>, FF<sup>+</sup>, S&P500<sup>+</sup>, TL/USD<sup>+</sup> ve V(TL/USD)<sup>+</sup> deđiřkenleri ile HSS<sup>+</sup> arasında iki koentegre vektr olduđu ve FTUFE<sup>+</sup> deđiřkenleri ile HSS<sup>+</sup> arasında ise bir koentegre vektr olduđu grlmektedir. DİBS ile bađımsız deđiřkenlerin pozitif řokları arasındaki uzun dnemli iliřkiler incelendiđinde S&P500<sup>+</sup>, TL/USD<sup>+</sup> ve V(TL/USD)<sup>+</sup> deđiřkenleri ile DİBS<sup>+</sup> arasında iki koentegre vektr olduđu ve Bist100<sup>+</sup>, FF<sup>+</sup> ve FTUFE<sup>+</sup> deđiřkenleri ile HSS<sup>+</sup> arasında ise bir koentegre vektr olduđu grlmektedir.

Yapılan analizlerde elde edilen bulguların farklılık gstermesi, Johansen eřbtnleřme testinin Engle ve Granger eřbtnleřme testine gre daha stn bir yapıda olmasından kaynaklanmaktadır. Bu farklılık Johansen eřbtnleřme testinde eřbtnleřme vektrlerin tahmininin maksimum olabilirlik yntemine dayanmasından kaynaklanmaktadır ve Johansen eřbtnleřme testinde kısa dnemli farklılıkların eřanlı yapılması nedeniyle tahminin etkinliđi de artmaktadır. Sonu olarak da Johansen eřbtnleřme testine dayanan Hatemi-J ve Irandoust (2012) eřbtnleřme testi sonularının daha gvenilir olduđu ve bu testin daha dođru kararlar almak iin nemli olduđu grlmektedir.

## Sonu

Kreselleřme, artan getiri arayıřı, finansal piyasalara eriřimin kolaylařması, teknolojiadaki geliřmeler uluslararası finansal piyasalarda yapılan yatırım iřlemlerinin hacmini arttırmıřtır. Diđer bir ifadeyle gnmzde yatırımlar ulusal sınırları ařarak uluslararası bir nitelik kazanmıř olup yatırım araları eřitlenmiřtir. Carry trade de yařanan finansal geliřmeler sonucunda ortaya ıkan aralardan biridir. Literatrde carry trade yatırımlarının incelendiđi birok alıřma mevcuttur. Bu alıřmalardan bazıları dviz kuru oynaklıđı ve faiz oranı farklılıklarının carry trade zerindeki etkisini, bazıları hisse senedi fiyat deđiřimleri ve carry trade iliřkisini, bazıları da i ve dıř ekonomik kořulların etkisini, risk ve getiri unsurlarının etkisini incelemektedir. Bu alıřmada da Trkiye’de carry trade yatırımlarının belirleyicileri incelenmiřtir. Bunun iinde literatrde sıka carry trade iřlemleri zerinde etkisi incelenen iki lke enflasyon farkı, faiz oranı farkı, dviz kurundaki dalgalanma, S&P 500, BİST 100 deđiřkenleri ve carry trade iřlem hacmini temsilen yurt dıřı yerleřiklerin net DİBS stoku verileri ve hisse senedi stok verileri arasındaki iliřki Hatemi-J ve Irandoust (2012) eřbtnleřme testi ile incelenmiřtir.

Hatemi-J ve Irandoust (2012) eřbtnleřme testi ile elde edilen sonulara gre oluřturulan her iki modelde de bađımlı deđiřken ve bađımsız deđiřkenlerin pozitif ve negatif řokları arasında uzun dnemli iliřkinin olduđu grlmektedir. Dolayısıyla HSS ile ele alınan bađımsız deđiřkenler arasında ve DİBS ile ele alınan bađımsız deđiřkenler arasında saklı eřbtnleřme iliřkisinin olduđunu sylemek mmkndr. Elde edilen sonular, Trkiye’ ye yapılan carry trade yatırımlarının faiz oranları farklarından, iki lkenin tketicisi fiyatları arasındaki farkından, dviz kurundaki artıř veya azalıřlardan, hisse senedi piyasalarındaki getirilerden nemli derecede etkilendiđini ortaya koymaktadır. Trkiye iin yapılan alıřmalarda Aydın ve Us (2007) faiz farkı, dviz kuru ve carry trade iliřkisini korelasyon katsayılarını yorumlayarak aıklamıřlarken, Badurlar (2009), Gler (2019) faiz farkı, dviz kuru ve carry trade iliřkisini ARDL testi ile incelemiřlerdir. Temiz (2019)’de nominal dviz kuru, faiz oranı farkı, BİST 100, S& P 500 deđiřkenleri ve carry trade iliřkisini ARDL sınır testi ile irdelemiřtir. Bu

çalışmada da Hatemi-J ve Irandoust (2012) eşbütünleşme testi ile önceki çalışmalarla paralel sonuçlar elde edilmiştir.

Carry trade yatırımlarının temelinde iki ülke faiz farkında meydana gelen farklılıklar yer almaktadır. Kurlarda faiz oranı farkını ortadan kaldıracak bir hareket meydana geldiğinde carry trade yatırım stratejisi faiz oranlarındaki farklılıklardan etkileneyecektir. Kurların belirsizliği ve kurlardaki dalgalanmalar aslında carry trade yatırımları için olumsuz bir ortam anlamına gelmektedir. Bu nedenle kurlardaki dalgalanmalar ve belirsizlik düştükçe carry trade yatırımları artacaktır. Kurlardaki yükseliş carry tradeden sağlanan kazancı arttıracaktır. Analize dahil edilen iki önemli hisse senedi endeksi ve carry trade işlemleri arasında ortaya çıkan saklı eş bütünleşme ilişkisi piyasa getirilerinin birbiri üzerinde oluşturduğu önemli etkiyi göstermektedir. Enflasyon oranlarındaki farkın azalması yatırımcıların daha az risk primi ödemesini sağlayacaktır. Bu nedenle enflasyon oranlarında artan dalgalanma carry trade yatırımlarını olumsuz yönde etkileyecektir. Fakat carry trade yatırımları Türkiye ekonomisini uluslararası finansal piyasalara daha duyarlı hale getirmektedir. Bu nedenle uluslararası piyasalarda meydana gelecek gelişmeler Türkiye'ye yapılan carry trade yatırımlarını ve dolayısıyla Türkiye ekonomisini olumsuz yönde etkileyecektir.

### Kaynakça

- AYDIN, Faruk, M. ve US, Vuslat. (2007) "Carry Trade: Gelişmeler ve Riskler", TİSK Akademi Dergisi, 2(3), 175 - 185.
- BADURLAR, İlkay, Ö. (2009)."Türkiye' de Carry Trade Yatırım Startejesi ve Belirleyicileri arasındaki İlişki: 2001 - 2007". Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 10(1), 53 - 74.
- BALKE, Nathan. S. FOMBY, Thomas. B., (1997), "Threshold Cointegration," International Economic Review, 38(3), 627-645.
- CAVALLO, M. (2006) "Interest Rates, Carry Trades, and Exchange Rate Movements". FRBSF Economic Letters 31, 17, 1-3.
- ENGLE, Robert. F., CLİVE W.J. Granger, (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", Econometrica, 55, 251-276.
- GACENER-ATIŞ, Aydanur; DENİZ, Erer. (2019)."Sermaye Akımlarının Ara Kazanç Ticareti Faaliyetlerine Etkileri: Türkiye Örneği". Sosyoekonomi, 27(42), 51-66.
- GALATI, Gabriele, MELVİN, Michael. (2004)."Why has FX trading surged? Explaining the 2004 Triennial Survey". BIS Quarterly Review, December, 67 - 74.
- GALATI, Gabriele, HEATH, Alexandra ve MCGUİRE, Patrick. (2007)."Evidence of Carry Trade Activity". BIS Quarterly Review. September, 27 - 41.
- GÜLER, Aslı. (2019)."Carry Trade Yatırımlarının Kazanç ve Risk Unsurlarına Duyarlılığı: Türkiye İçin ARDL Sınır Testi Uygulaması". Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi, 17(1), 201 - 221.
- GRANGER, C. W., YOON, G. (2002), "Hidden Cointegration". University of California, Department of Economics Working Paper. San Diego.
- GREGORY, A.W., HANSEN, B.E., (1996), "Tests For Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts" Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 58, 555-560.
- HANSEN, Bruce. E., SEO, Byeongseon, (2002), "Testing for Two Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models," Journal of Econometrics, 110(2), 293-318.

- HATEMÍ-J, A., (2008), “Tests for Cointegration with Two Unknown Regime Shifts with An Application to financial Market Integration”, *Empirical Economics*, 35, 497–505.
- HATEMÍ-J, A. IRANDOUST, M., (2012), Asymmetric Interaction Between Government Spending and Terms of Trade Volatility New Evidence from Hidden Cointegration Technique, *Journal of Economic Studies*, 39(3), 368-378.
- HOFFMANN, Andreas. (2012).”Determinants of carry trades in Central and Eastern Europe”. *Applied Financial Economics*, 22(18), 1479-1490.
- JIN, Dacheng. (2018). Carry Trade and Its Relationship With The Stock Market: Evidence From New Zealand. (Yayımlanmamıř Yüksek Lisans Tezi). Auckland University, Faculty of Business, Economics and Law.
- KAPETANÍOS George, SHÍN Yongcheol, SNELL Andy. (2006), “Testing for Cointegration in Nonlinear Smooth Transition Error Correction Models” *Econometric Theory*, 22(2), 279-303.
- NİSHÍGAKÍ, Hideki. (2007) “Relationship Between the Yen Carry Trade and the Related Financial Variables.” *Economics Bulletin*, 13(2), 1-7.
- ONAT, Osman, K. (2015).”Ara Kazan Ticareti İřlemlerinin Muhasebeleřtirilmesi”. Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakóltesi Dergisi 8(4), 149 – 157.
- SAKARYA, Buran, ATEř, Ferhun.”Carry Trade (Ara Kazan) Strateji ve Belirleyicileri Üzerine Bir alıřma”. In: Second International Conference on Applied Economics and Finance, Conference Full Paper Proceedings Book. 2016, 25-34.
- SAVUL, Diğdem. (2007). Sıcak Para Hreketlerinin İMKB’ ye Etkisi ve Yıllar İtibariyle Analizi, (Yayımlanmamıř Yüksek Lisans Tezi), Marmara Üniversitesi, Sermaye Piyasası ve Borsa Anabilim Dalı, İstanbul.
- TEMÍZ, Mehmet. (2019).”Carry Trade Yatırımları ve Belirleyicileri Arasındaki Nedensellik İliřkisi: Türkiye Örneđi”. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakóltesi Dergisi*, 53, 309 – 324.
- TRAN, Dieu, M. (2017). Relationships Between Currency Carry Trade and Stock Markets, (Yayımlanmamıř Yüksek Lisans Tezi). Aalto University School of Business, Finance Programı.
- TSE, Yiuman, ZHAO, Lin. (2012).”The Relationship Between Currency Carry Trades and US Stocks”. *Journal of Futures Markets*, 32(3), 252-271.

# VOLATİLİTEDEKİ OKLU YAPISAL KIRILMALARIN FİNANSAL RİSK YÖNETİMİ AÇISINDAN ÖNEMİNİN İNCELENMESİ

## EXAMINING THE IMPACTS OF THE MULTIPLE STRUCTURAL BREAKS IN VOLATILITY ON THE PERFORMANCE OF FINANCIAL RISK MANAGEMENT MODELS

Önder BÜBERKÖKÜ 

### Öz

Bu alıřmada Dolar-TL kurunun finansal riskinin yönetiminde kullanılacak modellerin performansı üzerinde volatilitedeki oklu yapısal kırılmaların olası etkileri incelenmiştir. Finansal risk yönetim modelleri olarak volatilitte öngörü (volatility forecasting) modelleri ile piyasa riski ölçüm modelleri esas alınmıştır. Volatilitedeki oklu yapısal kırılmaların tespitinde ICSS algoritması ile Bai ve Perron (1998, 2003) testinden yararlanılmıştır. Zamanla deęişen volatilitte deęerleri ise FIGARCH modeli ile tahmin edilmiştir. alıřma bulguları, Dolar-TL kurunun volatilitesinin oklu yapısal kırılmalar içerdiği fakat bu yapısal kırılmaların dikkate alınmasının risk yönetim modellerinin performansını artırmadığı sonucuna iřaret etmektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Volatilitte, oklu yapısal kırılmalar, Risk yönetimi, Döviz kuru

**JEL Sınıflandırması:** C53, G10, G17, G32

### Abstract

This study examines the potential impacts of multiple structural breaks in US Dollar-TL exchange rate return volatility on the performance of the financial risk management models used to manage the financial risk of the positions taken in the US Dollar-TL exchange rate. Volatility forecasting and value-at-risk models are considered to be risk management models. Inclan and Tiao's (1994) Iterated Cumulative Sum of Squares algorithm and Bai and Perron's (1998, 2003) test are applied to detect multiple structural breaks in US Dollar-TL exchange rate return volatility. The FIGARCH model is then used to obtain time-varying conditional volatility. The findings of the study indicate that the volatility of the US Dollar-TL exchange rate return includes multiple

\* Do. Dr., Yüzüncü Yıl Üniversitesi, Finans Bilim Dalı Öğretim Üyesi, e-posta: onderbuber@gmail.com.  
ORCID: 0000-0002-7140-557X

structural breaks, but incorporating these structural breaks into risk management models does not increase the performance of these models.

**Keywords:** Volatility, Multiple structural breaks, Financial risk management, Exchange rate

**JEL Classification:** C53, G10, G17, G32

## Giriř

Türkiye gibi gelişen piyasa ekonomileri için istikrarlı finansal sistemlere sahip olmak önemli bir hedeftir. Bu hedefe ulaşılabilmesinde diğer faktörlerin yanı sıra etkin finansal risk yönetim sistemlerinin kurulmasının oldukça önemli bir işlevi olduğu düşünülmektedir. Finansal risk yönetimi açısından bu etkinliğin sağlanabilmesinde finansal zaman serilerinin karakteristik özelliklerinin doğru bir şekilde tespit edilebilmesinin ve bu özelliklerin modellere etkin bir şekilde dahil edilebilmesinin önemli etkileri olabileceği literatürde yaygın bir şekilde ifade edilmektedir. Nitekim, finansal risk yönetimine dönük olarak geliştirilen bir çok yeni modelin de finansal zaman serilerinin çeşitli özelliklerinin tespiti ve bu özelliklerin modellere nasıl daha iyi bir şekilde dahil edilebileceği konusuna odaklandığı bilinmektedir (Örneğin bakınız: Shirota, Hizu ve Omori, 2014; Wang, 2011; Kaeck ve Alexander; Jensen ve Maheu, 2014; Youssef, Belkacem ve Mokni, 2015; Louzis, Xanthopoulos-Sisis ve Refenes 2014).

Finansal zaman serilerinin sergilediği en temel özelliklerinden birinin bu serilerin volatilitesinde gözlemlenen yapısal kırılmalar olduğu ifade edilebilir. Çünkü, piyasalardaki sert fiyat hareketlerine bağlı olarak çeşitli finansal varlıkların volatilitesinde ani değişimlerin gözlemlendiği finansal yazındaki bir çok çalışmada ifade edilmektedir. Örneğin, Ewing ve Malik (2013) altın ve ham petrol üzerine yazılı futures kontratları inceledikleri çalışmalarında yapısal kırılmaların bu iki finansal varlığın volatilitésinin temel özelliklerinden biri olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Aloui ve Hamida (2014) bazı körfez bölgesi ülkelerinin hisse senedi piyasalarını inceledikleri çalışmalarında ilgili hisse senedi endekslerinin volatilitésinin yapısal kırılmalar içerdiği sonucuna ulaşmışlardır. Mensi, Hammoudeh ve Kang (2015) petrol, gümüş, buğday, mısır ve pirinç ile Suudi Arabistan gösterge hisse senedi endeksini inceledikleri çalışmalarında mısır dışındaki tüm finansal varlıkların volatilitésinde yapısal kırılmaların gözlemlendiği sonucuna ulaşmışlardır. Çevik ve Topaloğlu (2014) BİST100 ve BİST30 endekslerini inceledikleri çalışmalarında her iki hisse senedi endeksinin volatilitésinin yapısal kırılmalar içerdiği sonucuna ulaşmışlardır. Özdemir, Vergili ve Çevik (2018) Dolar-TL ve Euro-TL kurlarını inceledikleri çalışmalarında her iki döviz kurunun volatilitésinde çoklu yapısal kırılmalar olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Literatürdeki bu vb. çalışmalardan hareketle volatilitédeki yapısal kırılmaların finansal zaman serilerinin karakteristik özelliklerinden biri olduğu ifade edilebilir. Bu bulgu finansal analizlerde kullanılacak modellere bu yapısal kırılmaların dahil edilmesinin gerekli olabileceği anlamına gelmektedir. Çünkü, volatilitédeki olası yapısal kırılmaların modellere dahil edilmemesinin bazı önemli sonuçları olabilmektedir. Örneğin, herhangi bir finansal varlık için volatilité kalıcılığı parametresinin yüksek çıkması ilgili finansal varlığın volatilitésinin öngörülmesini kolaylaştıran bir unsurdur (Hwang, Satchell ve Pereira, 2007: 1003). Fakat, volatilitédeki yapısal kırılmaların modellere dahil edilmemesi



finansal varlıkların volatilité kalıcılığı parametrelerinin olduğundan daha yüksek çıkmasına yol açabilmektedir (Charfeddine ve Guegan, 2012:5712-5714; Mensi, Hammoudeh ve Yoon, 2014:101-102; Charfeddine, 2014:77). Bu da finansal risk yönetiminde kullanılacak modelin öngörü (volatility forecasting) gücünün ve etkinliğinin doğru bir şekilde değerlendirilememesine sebep olabilmektedir. Ayrıca, bilindiği gibi standart GARCH modelleri (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models) finansal varlıkların volatilitésinin kısa hafıza özelliği sergilediği varsayımına dayanmaktadır. Eğer, finansal varlıkların volatilitésini uzun hafıza özelliği sergiliyor ise bu durumda bu özelliği dikkate alan FIGARCH modellerinin (Fractionally Integrated GARCH-type models) kullanılması daha doğru bir yaklaşım olabilir. Bu noktada volatilitédeki yapısal kırılmalar ilgili modellerden hangisinin kullanılması gerektiği konusunda da belirleyici olabilmektedir. Çünkü, varlığı durumunda yapısal kırılmaların dikkate alınmaması volatilitéde uzun hafıza özelliği olduğu yönünde yanlı (biased) sonuçlar elde edilmesine yol açabilmektedir (Charfeddine ve Guegan, 2012: 5712-5714; Mensi, Hammoudeh ve Yoon, 2014:101-102; Charfeddine, 2014:77). Bu da volatilitenin tahmininde kullanılacak modelin doğru bir şekilde belirlenememesine bir diğer ifade ile analizlerde yanlı model spesifikasyonlarının kullanılmasına yol açabilmektedir.

Bu nedenlerle literatürde volatilitédeki yapısal kırılmaların modellere eklenmesinin modellerin performansı üzerindeki etkilerini inceleyen çeşitli çalışmalar bulunmaktadır. Örneğin, Kanga, Cho ve Yoon (2009) Japonya ve G.Kore hisse senedi piyasalarının volatilité dinamiklerini inceledikleri çalışmalarında ilgili her iki hisse senedi piyasasında da yüksek volatilité kalıcılığının ve yapısal kırılmaların söz konusu olduğu ve ilgili hisse senedi piyasalarının volatilitelerinin tahmininde bu özelliklerin dikkate alınmasının modellerin etkinliğini arttırdığı sonucuna ulaşmışlardır. Belkhouja ve Boutahary (2011) ham petrol (West Texas Intermediate, WTI) ile S&P 500 endeksinin volatilité dinamiklerini inceledikleri çalışmalarında uzun hafıza özelliğinin ve yapısal kırılmaların ilgili finansal varlıkların volatilitésinin temel karakteristik özellikleri olduğunu ifade etmişlerdir. Ayrıca, ilgili finansal varlıkların volatilitésinin modellenmesinde standart GARCH ve / veya FIGARCH modelleri yerine zamanla değişen uzun hafıza özelliğini ve volatilitédeki yapısal kırılmaları dikkate alan daha esnek modellerin kullanılmasının daha doğru bir yaklaşım olabileceğini belirtmişlerdir. Wang (2011) Avustralya Dolarının volatilité dinamiklerini incelediği çalışmasında stokastik volatilité modeline volatilitédeki ani değişimlerin (jumps) eklenmesinin Avustralya Dolarının volatilitésinin daha doğru bir şekilde modellenebilmesi açısından önemli olduğu sonucuna ulaşmıştır. Larsson ve Nossman (2011) ham petrol (WTI) piyasasını inceledikleri çalışmalarında ham petrolün fiyat ve volatilité serilerinde ani volatilité değişimlerinin gözlemlendiğini ve bu ani değişimler ile stokastik volatiliténin birlikte dikkate alınmasının model performanslarını oldukça arttırdığı sonucuna ulaşmışlardır. Ulusal yazına bakıldığında ise Ural ve Küçüközmen (2011) S&P500, FTSE100, DAX, CAC40 ve BIST100 endekslerini inceledikleri çalışmalarında bu hisse senedi endekslerinin volatilitésinin yapısal kırılmalar içerdiği ve bu yapısal kırılmaların dikkate alınmasının hem model performanslarını arttırdığı hem de volatilité kalıcılığı parametresinin daha düşük değerler almasını sağladığı sonucuna ulaşmışlardır. Büberkökü ve Kızıldere (2017) BIST100 endeksinin volatilité dinamiklerini inceledikleri çalışmalarında BIST100 endeksinin volatilitésinin tahmininde en uygun modelin altı yapısal kırılmalı ARFIMA(p,x,q)-FIEGARCH (1,d,1) modeli olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Bu alıřmanın amacı Dolar-TL kurunun finansal riskinin ynetiminde kullanılacak modellerin performansı zerinde volatilitedeki oklu yapısal kırılmaların olası etkilerinin incelenmesidir. alıřmada, risk ynetim modelleri olarak volatilitte ngr modelleri (volatility forecasting) ile piyasa riski analiz modelleri zerinde durulmuřtur. Volatilitte ngr modellerinin nemi portfy optimizasyonu, opsiyonların fiyatlanması ve hedge rasyolarının belirlenmesi gibi bir ok finansal analizde bir volatilitte parametresine ihtiya duyulmasından kaynaklanmaktadır. Dolayısıyla, bu tr analizlerin etkinlięinin doęru volatilitte parametrelerinin belirlenmesi ile yakından iliřkili olduęu ifade edilebilir. Piyasa riski analiz modellerinin nemi ise bu modellerin finansal piyasalarda tařınan pozisyonların maruz kalabileceęi maksimum kayıp tutarlarını lebilmelerinden kaynaklanmaktadır. alıřmada, bir finansal varlık olarak Dolar-TL kurunun volatilitesi zerinde durulmasının temel nedeni ise Trkiye gibi yapısal olarak cari aık veren bir ekonomide Dolar-TL kurundaki hareketlerin olduka nemli iktisadi ve finansal etkilerinin olabilmesidir.

Bu alıřmanın literatre eřitli aılardan katkı saęladıęı dřnlmektedir. alıřmanın temel katkısını ise volatilitedeki oklu yapısal kırılmaların finansal risk ynetim modellerinin performansı zerindeki etkisinin incelenmesi oluřturmaktadır. nk, bu alanda uluslararası yazında eřitli alıřmaların bulunmasına raęmen ulusal yazındaki alıřmaların baskın bir řekilde sadece yapısal kırılmaların tespitine odaklandıęı dolayısıyla bu kırılmaların eřitli finansal risk ynetim modellerinin performansı zerindeki etkisinin henz pek incelenmedięi anlařılmaktadır. Ayrıca, ulusal yazındaki alıřmaların yoęun bir řekilde hisse senedi piyasalarındaki yapısal kırılmaların tespitine odaklandıęı dolayısıyla dviz piyasalarındaki benzer dinamiklerin ulusal yazında henz yeterince incelenmedięi anlařılmaktadır. Son olarak da bu alıřmada volatilitedeki oklu yapısal kırılmaların etkileri incelenirken farklı yaklařımlara karřı direnli (robust) sonular elde edebilmek amacıyla ok sayıda alternatif yntemden yararlanılmıřtır.

## 1. Veri Ve Metodoloji

### 1.1. Veri

alıřma 2 Ocak 2002 ile 12 Ocak 2017 dnemini kapsamakta ve gnlk verilerden oluřmaktadır. Dolar-TL kuruna iliřkin veriler TCMB elektronik veri daęıtım sisteminden temin edilmiřtir. Gnlk logaritmik getiri serileri ( $r_t$ ) Denklem (1)'de gsterildięi gibi hesaplanmıřtır:

$$r_t = 100 * [\ln P_t - \ln P_{t-1}] \quad (1)$$

Burada,  $P_t$  Dolar-TL kurunun  $t$  zamanındaki kapanıř deęerini gstermektedir.

### 1.2. Metodoloji

alıřmada ncelikle Dolar-TL kuruna ait gnlk logaritmik getiri serileri ile gnlk volatilitte serilerinin uzun hafıza zellięi sergileyip sergilemedięi incelenmiřtir. Uzun hafıza zellięinin tespitinde Lo (1991) tarafından geliřtirilen R / S testi ile Geweke ve Porter-Hudak (1983) tarafından geliřtirilen GPH testi kullanılmıřtır. Bu testlerin Ho hipotezi “serilerde uzun hafıza zellięi yoktur”

şeklinde. Çalışmada ikinci olarak volatilitedeki olası yapısal kırılmalar tespit edilmeye çalışılmıştır. Bu amaçla da Inclan ve Tiao (1994) tarafından geliştirilen ve Sansó, Aragón ve Carrion-i Silvestre (2004) tarafından modifiye edilen ICSS algoritmasından yararlanılmıştır. ICSS algoritması volatilitede ani bir şok yaşanana kadar bir finansal varlığın volatilitésinin durağan bir süreç izleyeceği varsayımına dayanmaktadır. Bu nedenle, ICSS algoritmasının genel yapısı şu şekilde ifade edilebilir (Mensi, Hammoudeh ve Kang, 2015:344; Kang, Cho ve Yoon, 2009: 3544):

Yapısal kırılmalar sonrasında oluşan toplam  $N_T$  adet volatilité serisinin her biri  $[\sigma_j^2]$  Denklem (2)'deki gibi gösterilebilir:

$$\sigma_t^2 = \begin{cases} \sigma_0^2, & 1 < t < K_1 \\ \sigma_1^2, & K_1 < t < K_2 \\ \vdots & \\ \sigma_{N_T}^2, & K_{N_T} < t < T \end{cases} \quad (2)$$

Burada,  $\varepsilon_t$ , sıfır ortalamalı i.i.d özelliğine sahip  $[\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)]$  hata terimini;  $N_T$ , toplam  $T$  adet gözlemden meydana gelen yapısal kırılma sayısını;  $\sigma_j^2$ ,  $[\sigma_j^2, j = 1, 2, \dots, N_T]$  yapısal kırılmaların sonucunu olarak oluşan her bir volatilité serisini;  $1 < K_1 < K_2 < \dots < K_{N_T} < T$  ise volatilitedeki kırılma noktalarını göstermektedir.

Bu kapsamda, Inclan ve Tiao (1994) test istatistiği ( $IT$ ) Denklem (3)'teki gibi hesaplanmaktadır:

$$IT = \sup_k \left| \sqrt{T/2} D_k \right| \quad (3)$$

Burada,  $D_k$  Denklem (4)'teki gibi ifade edilmektedir:

$$D_k = \frac{C_k}{c_d} - \frac{k}{T} \quad (4)$$

Burada,  $C_k$  hata terimlerinin karelerinin kümülatif toplamını ifade etmekte ve Denklem (5)'teki gibi tanımlanmaktadır:

$$C_k = \sum_{t=1}^k \varepsilon_t^2, k = 1, 2, \dots, T \quad (5)$$

$IT$  test istatistiğinin Ho hipotezi “şartsız (unconditional) varyansta yapısal kırılma yoktur” şeklindedir.

Fakat, Sansó, Aragón ve Carrion-i Silvestre (2004) tarafından yapılan çalışmalar Inclan ve Tiao (1994) tarafından geliştirilen ICSS algoritmasına dayalı test istatistiğinin ( $IT$ ) yapısal kırılma sayısının olduğundan yüksek belirlenmesi yönünde yanlı (biased) sonuçlar üretebileceğini göstermiştir. Bu nedenle, Sansó, Aragón ve Carrion-i Silvestre (2004) modifiye edilmiş ICSS algoritmasını tavsiye etmiş ve volatilitedeki yapısal kırılmaların belirlenmesinde kullanılması amacıyla sırasıyla Denklem (6) ve Denklem (7)'de gösterilen  $Kappa1$  ( $\kappa_1$ ) ve  $Kappa2$  ( $\kappa_2$ ) test istatistiklerini geliştirmişlerdir:

$$\kappa_1 = \sup_k \left| T^{1/2} B_k \right| \quad (6)$$

$$\kappa_2 = \sup_k |T^{1/2}G_k| \quad (7)$$

Ayrıca, Sansó, Aragón ve Carrion-i Silvestre (2004:49) inceleme kapsamındaki finansal zaman serisinin leptokurtik bir dağılım özelliđi sergilemesi ve deđişen vayans sorunu iermesi durumunda volatilitedeki yapısal kırılmaların sayısının tespitinde en uygun test istatistiđinin  $\kappa_2\kappa_2$  test istatistiđi olduđunu ifade etmişlerdir. Bu nedenlerle bu alıřmada volatilitedeki yapısal kırılmaların sayısının belirlenmesinde Sansó,Aragón ve Carrion-i Silvestre (2004) tarafından modifiye edilen ICSS algoritmasına dayalı olarak hesaplanan  $\kappa_2$  test istatistiđinden yararlanılmıştır.

Fakat, ICSS algoritmasının bazı önemli dezavantajları bulunmaktadır. Örneđin, ICSS algoritması yapısal kırılmalar arasındaki mesafenin en az ne kadar olması gerektiđi konusunda herhangi bir kısıt iermediđinden yapısal kırılmalar arasındaki zaman aralıđı oldukça kısa olabilmektedir (Pooter ve Dijk, 2004:7). Ayrıca, bu alıřmanın amacını yapısal kırılmaların olası etkilerinin incelenmesi oluřturduđundan daha güvenilir sonuçlar elde edebilmek amacıyla alıřmada alternatif bir yaklařım olarak Bai ve Perron (1998, 2003) testinden de yararlanılmıştır. Bai ve Perron (1998, 2003) testi serilerdeki, modellerdeki ve volatilitedeki yapısal kırılmaların belirlenmesinde literatürde oldukça sık kullanılan bir testtir<sup>1</sup>. Bai ve Perron (1998, 2003) testi Denklem (8)'de gösterilen regresyon denklemine dayanmaktadır:

$$vol_t = x_t'\psi + z_t'\phi_j + \zeta_t \quad (8)$$

Burada,  $T$  kırılma noktalarını;  $m$  kırılma sayılarını;  $vol_t$  logaritmik döviz kuru getirisinin karesi alınarak hesaplanan volatilitte serisini;  $x_t$  ve  $z_t$  açıklayıcı deđikenderin vektörlerini;  $\psi$  ve  $\phi$  model parametrelerini;  $\zeta_t$  ise model kalıntılarını göstermektedir.

Bai ve Perron (1998, 2003) testi uygulanırken öncelikle volatilitte serisinde herhangi bir yapısal kırılma olup olmadıđının sınanması gerekmektedir. Bu amaçla UDmax ve WDmax test istatistiklerinden yararlanılmaktadır. Bu test istatistiklerinin Ho hipotezi “volatilitte serisinde yapısal kırılma yoktur” şeklindedir. Bu test istatistiklerine bađlı olarak yapısal kırılmaların söz konusu olduđu belirlendikten sonra yapısal kırılma sayılarının belirlenmesi gerekmektedir. alıřmada, bu amaçla **SEQF** (Sequential F) test istatistiđi ile BIC (Bayesian Information Criterion, BIC) kriterinden yararlanılmıştır.

Yapısal kırılmaların tespitinin ardından Dolar-TL getirisinin zamanla deđişen günlük volatilitte deđerlerinin tahminine geçilmiştir. Bu amaçla Baillie, Bollerslev ve Mikkelsen (1996) tarafından geliřtirilen AR(1)-FIGARCH (1,d,1) modelinden yararlanılmıştır. AR(1)-FIGARCH(1,d,1) modelinin getiri (mean equation) ve varyans denklemleri sırasıyla Denklem (9) ve (10)'da sunulmuřtur:

$$r_t = c + \theta r_{t-1} + \varphi_t \quad (9)$$

$$h_t = \omega_0 + \beta h_{t-1} + [1 - (1 - \beta L)^{-1}(1 - \phi L)(1 - L)^d] \varepsilon_t^2 \quad (10)$$

1 Bai ve Perron (1998, 2003) testini volatilitedeki yapısal kırılmaların sayısının tespitinde kullanan bazı alıřmalar iin bakınız: Mensi, Hammoudeh ve Yoon (2014); Jung ve Maderitsch, (2014).

Burada,  $c$  ve  $\omega_0$  sabit terimleri,  $\beta$  GARCH parametresini,  $h_t$  zamanla değişen volatilité değerlerini,  $L$  gecikme operatörünü;  $d$  uzun hafıza parametresini;  $\varphi_t$  ise hata terimini ifade etmektedir.

Volatilitédeki çoklu yapısal kırılmaların risk yönetim modellerinin performansı üzerindeki etkileri incelenirken de alternatif modellerin volatilité öngörü performansları ile piyasa riski ölçüm performansları incelenmiştir. Modellerin volatilité öngörü performansları incelenirken Bai ve Perron (1998, 2003) testi ile ICSS algoritması tarafından belirlenen yapısal kırılma sayısı kadar kukla değişken AR(1)-FIGARCH (1,d,1) modelinin varyans denklemine dahil edilip 2 Ocak 2002 ile 12 Ocak 2017 dönemi için zamanla değişen günlük volatilité değerleri elde edilmiş ve ardından bu değerlerin günlük gerçekleşen volatilité değerlerini öngörebilme performansı incelenmiştir. Bu amaçla da çeşitli yaklaşımlardan yararlanılmıştır. Bu yaklaşımlardan ilkinin korelasyon analizi oluşturmuştur. Böylece, hangi modelin öngörüsünün daha iyi olduğu basit düzeyde belirlenmeye çalışılmıştır. İkinci bir yaklaşım olarak çalışmada Mincer-Zarnowitz (1969) regresyonundan yararlanılmıştır. Mincer-Zarnowitz (1969) regresyonu Denklem (11)'de sunulmuştur:

$$\sigma_{t, Gerçekleşen}^2 = c + \gamma \sigma_{t, Tahmin}^2 + \xi_t \quad (11)$$

Burada,  $c$  sabit terimi;  $\xi_t$  hata terimini;  $\gamma$  model parametresini;  $\sigma_{t, Tahmin}^2$  alternatif FIGARCH modelleri tarafından tahmin edilen volatilité değerlerini;  $\sigma_{t, Gerçekleşen}^2$  ise gerçekleşen volatilité değerlerini temsil etmektedir. Çalışmada diğerlerinin yanı sıra Kang, Kang ve Yoon (2009: 120); Lux, Segnon ve Gupta (2016:118) ile Bentes'in (2015:362) çalışmalarında olduğu gerçekleşen volatilitéyi temsilen logaritmik Dolar-TL getirisinin karesi esas alınmıştır.

Mincer-Zarnowitz (1969) regresyonunda öncelikle her bir model için Denklem (11) tahmin edilip modellerin  $R^2$  değerleri hesaplanmaktadır. Ardından, hangi modelin sunduğu  $R^2$  değeri daha yüksek ise o modelin performansının daha iyi olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Çünkü,  $R^2$  değerinin yüksek çıkması ilgili modelin gerçekleşen volatilitéyi daha iyi öngördüğünün bir göstergesi olarak değerlendirilmektedir.

Çalışmada üçüncü bir yaklaşım olarak modellerin volatilité öngörme performansları **MAE** (Mean absolute error) ve **MSE** (Mean squares error) kayıp fonksiyonları (loss functions) ile değerlendirilmiştir. Bu kayıp fonksiyonları modellerce tahmin edilen volatilitenin gerçekleşen volatilitéye yakınsama derecesinin birer göstergesi olarak kullanılmaktadır. **MAE** ve **MSE** değerleri ne kadar küçük çıkarsa ilgili modelin performansının o kadar iyi olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Çünkü, bu durum ilgili modele dayalı olarak elde edilen volatilitenin gerçekleşen volatilitéye o kadar yakınsadığı anlamına gelmektedir. **MAE** ve **MSE** değerleri Denklem (12) ve (13)'teki gibi hesaplanmaktadır:

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{k=1}^T | \sigma_{t, Tahmin}^2 - \sigma_{t, Gerçekleşen}^2 | \quad (12)$$

$$MSE = \frac{1}{T} \sum_{k=1}^T (\sigma_{t, Tahmin}^2 - \sigma_{t, Gerçekleşen}^2)^2 \quad (13)$$

Burada,  $\sigma_{t, Tahmin}^2$  modeller tarafından tahmin edilen volatilitéyi;  $\sigma_{t, Gerçekleşen}^2$  gerçekleşen volatilitéyi;  $T$  ise toplam gözlem sayısını ifade etmektedir.

Fakat, konunun onemi nedeniyle daha ayrıntılı analizler yapılabilmesi amacıyla farklı modellerce sunulan *MAE* ve *MSE* deęerlerinin istatistiki olarak birbirinden farklı olup olmadıęının da test edilmesi gerekmektedir. Literatürde, bu amaçla Diebold ve Mariano (1995) testinden yararlanılmaktadır. Diebold-Mariano (1995) (DM) testinin Ho hipotezi “Alternatif modellerin kayıp fonksiyonlarının deęerleri istatistiki olarak birbirine eřittir” şeklindedir. Ho hipotezi reddedildięinde MAE ve / veya MSE deęeri küçük olan modelin istatistiki olarak daha iyi bir performans sergiledięi sonucuna ulařılmaktadır. DM testinin Ho hipotezi ekonometrik olarak Denklem (14)’teki gibi ifade edilebilir (Kang, Kang ve Yoon, 2009:123; Cuaresma, Hlouskova, Kossmeier ve Obersteiner, 2004:102):

$$H_0 = E(d_t) = 0 \quad (14)$$

Burada,  $d_t$ ,  $d_t = E[g(e_t^A) - g(e_t^B)] = 0$  şeklinde tanımlanmakta ve  $e_t^A$ , A modeli tarafından tahmin edilen volatilitte ile gerekleřen volatilitte arasındaki farkı;  $e_t^B$ , B modeli tarafından tahmin edilen volatilitte ile gerekleřen volatilitte arasındaki farkı;  $g(\cdot)$  ise alıřmada esas alınan kayıp fonksiyonlarını ifade etmektedir.

DM testinin ařamaları ise řu şekilde ifade edilebilir (Kang, Kang ve Yoon, 2009:123; Cuaresma, Hlouskova, Kossmeier ve Obersteiner, 2004:102):

$\bar{d}$ ;  $e_t^A$  ile  $e_t^B$  arasındaki farkların ortalamasını gosterecek şekilde [ $\bar{d} = n^{-1} \sum_{t=1}^n (d_t)$ ] tanımlandığında  $\bar{d}$ ’nin yaklařık asimtotik varyansı  $V(\bar{d})$  Denklem (15)’teki gibi hesaplanmaktadır:

$$V(\bar{d}) \cong n^{-1} [\gamma_0 + 2 \sum_{k=1}^{n-1} \gamma_k] \quad (15)$$

Burada,  $n$ , toplam volatilitte ngoru sayısını gostermektedir.  $\gamma_k$ , ise  $d_t$ ’nin  $k$ . otokovaryansını gostermekte ve Denklem (16)’daki gibi ifade edilmektedir:

$$\hat{\gamma} = n^{-1} \sum_{t=k+1}^n (d_t - \bar{d})(d_{t-k} - \bar{d}) \quad (16)$$

Bu aıklamalar ışığında DM testi Denklem (17)’deki gibi hesaplanmaktadır:

$$DM = [\hat{V}(\bar{d})]^{-1/2} \bar{d} \quad (17)$$

alıřmada, alternatif modellerin volatilitte ngoru performansları incelendikten sonra oklu yarısal kırılmaların piyasa riski lm modellerinin performansı üzerindeki etkisi incelenmiřtir. Piyasa riski lmünde riske maruz deęer (Value-at-risk, VaR) yonteminden yararlanılmıřtır. Riske maruz deęer yontemi finansal piyasalarda tařınan bir pozisyonun piyasalarda meydana gelen hareketler sonrasında maksimum ne kadar deęer kaybedeceęini gosteren bir yontemdir (Hendricks, 1996: 40). Finansal piyasalardaki bireysel ve kurumsal yatırımcılar kendi beklentilerine ve yatırım stratejilerine baęlı olarak hem uzun hem de kısa pozisyon tařınabileceęinden alıřmada her iki pozisyon iin de riske maruz deęer hesaplanmıřtır. Hesaplamalarda Denklem (18) ve (19)’daki modellerden yararlanılmıřtır:

$$VaR_t (\text{uzun pozisyon}) = \mu_t + z_\alpha \sigma_t \quad (18)$$

$$VaR_t (\text{kısa pozisyon}) = \mu_t + z_{1-\alpha} \sigma_t \quad (19)$$

Burada,  $\mu_t$  şartlı getiriye;  $\sigma_t$  şartlı standart sapma değerini;  $z_\alpha$  standart normal dağılımın  $\alpha$ . sol kantil ( $\alpha^{th}$  quantile) değerini;  $z_{1-\alpha}$  ise standart normal dağılımın sağ ( $1 - \alpha$ ). kantil değerini göstermektedir. Çalışmada, farklı yaklaşımlara karşı dirençli sonuçlar elde edebilmek amacıyla uzun pozisyonlar için  $\alpha = 0.05; 0.025; 0.01; 0.005$  ve  $0.0025$  sol kantil değerlerinden kısa pozisyonlar içinse  $1 - \alpha = 0.95; 0.975; 0.99; 0.995$  ve  $0.9975$  sağ kantil değerlerinden yararlanılmıştır.

Piyasa riski analizinde kullanılan modellerin performansları analiz edilirken geriye dönük test istatistiklerinden yararlanılmaktadır. Geriye dönük test istatistikleri modellerce tahmin edilen maksimum kayıp tutarlarını gerçekleştiren kayıp tutarları ile karşılaştırarak en uygun modelin belirlenmesini sağlamaktadır. Çalışmada geriye dönük test istatistiği olarak Engle ve Manganelli (2004) tarafından geliştirilen DQ (Dynamic Quantile, DQ) test istatistiğinden yararlanılmıştır. DQ test istatistiğinin genel yapısı Denklem (20)'de gösterilen regresyon denkleminde dayanmaktadır:

$$Hit_t = \omega + \sum_{i=1}^5 \vartheta_i Hit_{t-i} + \vartheta_{k+1} VaR_t + \eta_t \quad (20)$$

Burada,  $Hit_t(\alpha)$  aşımını ifade etmekte ve  $I(r_t < -VaR_\alpha) - \alpha$  şeklinde tanımlanmaktadır.  $\vartheta_i$  ise model parametresini göstermektedir.

Bu regresyon denkleminde bağlı olarak DQ test istatistiği ise Denklem (21)'de gösterildiği gibi hesaplanmaktadır:

$$DQ = \frac{\vartheta^t X^t X \vartheta}{\alpha(1-\alpha)} \sim \chi^2_{(n+1)} \quad (21)$$

Burada,  $X$  açıklayıcı değişkenlerin vektörünü,  $n$  ise açıklayıcı değişkenlerin sayısını göstermektedir. Burada, açıklayıcı değişkenleri  $Hit_t$  değişkeni ile  $VaR_t$  değişkeni oluşturmaktadır.  $Hit_t$  değişkeni modele 5 gecikmeyi içerecek şekilde dahil edildiğinden  $VaR_t$  değişkeni ile birlikte modeldeki açıklayıcı değişken sayısı altı olmaktadır ( $n = 6$ ) (Engle ve Manganelli, 2004: 369-371; Youssef, Belkacem ve Mokni, 2015:103; Louzis, Xanthopoulos-Sisinis ve Refenes 2014: 107). DQ test istatistiğinin Ho hipotezi “modele dahil edilen açıklayıcı değişkenlerin modeli açıklama gücü yoktur” şeklindedir. Bu durum gerçekleşen aşım oranının beklenen aşım oranına eşit olduğu ve aşımın tesadüfi olarak dağıldığı anlamına gelmektedir (Engle ve Manganelli, 2004: 369-371; Youssef, Belkacem ve Mokni, 2015:103; Louzis, Xanthopoulos-Sisinis ve Refenes 2014: 107). Ho hipotezinin reddilmesi piyasa riski ölçümünde kullanılan modelin performansının yeterli olmadığı anlamına gelmektedir.

## 2. Bulgular

Dolar-TL kurunun getiri serisine ilişkin betimleyici istatistikler Tablo 1'de sunulmuştur. Tablo 1'deki bulgular incelendiğinde Dolar-TL kurunun pozitif bir ortalama getiri sunduğu, sağa çarpık bir dağılım özelliği sergilediği ve basıklık değerinin de 3'ten belirgin bir şekilde fazla olduğu anlaşılmaktadır. Bu bulgular, Dolar-TL getirisinin leptokurtik bir dağılım özelliği sergilediği anlamına gelmektedir. Nitekim, Jarque-Bera test istatistiği de Dolar-TL getirisinin standart normal dağılıma uyduğunu ifade eden Ho hipotezini %5 anlamlılık düzeyinde reddetmektedir. 12 gecikmeye kadar uygulanan Ljung-Box  $Q^2(k)$  ve ARCH-LM testleri değişen varyans sorununun varlığına işaret etmektedir. Getiri serilerine uygulanan ADF (Augmented Dickey Fuller, ADF) ve PP (Phillips-Perron,

PP) birim kk testleri de getiri serilerinin durađan olduđunu gstermektedir ( Tablo 2). Bu bulgular, Dolar-TL kurunun volatilitenin modellenmesinde deđiřen varyans zelliđini dikkate alan modellerin kullanılabilirliđi anlamına gelmektedir. Bu amala, GARCH ve FIGARCH modellerinden yararlanılabilir. Fakat, bu modeller arasında bir tercih yapılabilmesi iin getiri serisinin volatilitenin uzun hafıza zelliđi sergileyip sergilemediđinin incelemesi gerekmektedir. alıřmada bu amala R/S ile GPH test istatistiklerinden yararlanılmıřtır. Volatilitiyi temsilen hem getiri serisinin varyansı hem de mutlak deđeri (standart sapması) dikkate alınmıřtır. Bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 3'te sunulmuřtur. Sonular incelendiđinde her durumda volatilitenin serisinde uzun hafıza zelliđinin gzlemlendiđi getiri serilerinde ise benzer bir durumun sz konusu olmadıđı anlařılmaktadır. Bu bulgu da Dolar-TL kurunun volatilitenin modellenmesinde volatilitedeki kısa hafıza zelliđini dikkate alan GARCH modeli yerine uzun hafıza zelliđini dikkate alan FIGARCH modelinin kullanılmasının daha dođru bir yaklařım olabileceđine iřaret etmektedir. Getiri serisinin kısa hafıza zelliđi sergilediđi sonucuna ulařılması ise FIGARCH modelinin getiri denkleminin (mean equation) AR-FIMA yerine ARIMA modeli ile modellenmesinin daha dođru bir yaklařım olabileceđi anlamına gelmektedir.

**Tablo 1:** Betimleyici İstatistikler

	Getiri serisi (%)
Ortalama	0.025868
Maksimum	7.038781
Minimum	-11.93559
Std. Sapma	0.836897
arpıklık	0.015606
Basıklık	18.59265
Jarque-Bera	0.00000*
Deđiřen varyans testleri	
Q <sup>2</sup> (12)	881.30*[0.0000]
ARCH-LM(12)	50.636*[0.0000]

\*, %5 anlamlılık dzeyini gstermektedir. Parantez iindeki deđerler olasılık deđerleridir.

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

Testler	Trendsiz model
ADF	-59.2490*[0.0000]
PP	-59.2823*[0.0000]

\*, %5 anlamlılık dzeyinde Ho hipotezinin reddedildiđini gstermektedir. Serinin logaritmik getiri serisi olması nedeniyle birim kk testleri trendsiz model dikkate alınarak uygulanmıřtır.



**Tablo 3:** Uzun Hafıza Testlerinin Sonuçları

	Getiri (r)	Volatilite ( $r^2$ )	Volatilite (Irl )
Lo R/S testi			
q=1	1.4889	3.3106*	4.7406*
q=2	1.4834	3.5565*	4.3691*
q=5	1.4544	2.7962*	3.6352*
GPH testi			
bw= $T^{0.4}$	-0.1243[0.4166]	0.2175[0.1553]	0.4798*[0.002]
bw= $T^{0.5}$	-0.0748[0.4109]	0.1814*[0.0462]	0.3831*[0.000]
bw= $T^{0.7}$	0.0449[0.2267]	0.4132*[0.0000]	0.4418*[0.000]

\*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Verilen değerler test istatistikleridir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. R/S testinin %95 güven düzeyindeki kritik tablo aralığı [0.809, 1.862]'dir. R/S testinin istatistiki olarak anlamlı sonuçlar verebilmesi için hesaplanan test istatistiğinin belirtilen kritik tablo aralığının içerisinde olmaması gerekmektedir. GPH testinde kullanılan "bw" ve "T" simgeleri sırasıyla bandwidth değerini ve toplam gözlem sayısını ifade etmektedir. q ise R/S testi için kullanılan gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Dolar-TL kurunun volatilitenin tahmininde kullanılacak modelin genel yapısı belirlendikten sonra bu modele yapısal kırılmaların dahil edilip edilmeyeceğinin belirlenmesi gerekmektedir. Çalışmada, bu amaçla Bai ve Perron (1998, 2003) testi ile ICSS algoritmasından yararlanılmıştır. Bai ve Perron (1998, 2003) testine ait sonuçlar Tablo 4'te sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde WDMax ve UDMax test istatistiklerinin % 5 anlamlılık düzeyinde getiri serisinde yapısal kırılmaların söz konusu olmadığı fakat volatilitenin serisinde en az bir adet yapısal kırılmanın söz konusu olduğu sonucuna işaret ettiği anlaşılmaktadır. Volatilitedeki yapısal kırılma sayısını belirlemek amacıyla literatürdeki benzer çalışmalarla uyumlu olacak şekilde **SEQF** test istatistiği ile BIC kriterinden yararlanılmıştır. Bu kapsamda elde edilen bulgular incelendiğinde her iki yaklaşımın da 10 Mayıs 2006 ile 11 Mayıs 2009 tarihlerinde olmak üzere Dolar-TL kurunun volatilitesinde iki adet yapısal kırılma olduğu sonucuna işaret ettiği anlaşılmaktadır. ICSS algoritmasına bağlı olarak hesaplanan  $\kappa_2$  test istatistiğinin ise sırasıyla 26 Temmuz 2007, 21 Mayıs 2009, 9 Ekim 2012 ve 10 Mayıs 2013 tarihlerinde olmak üzere 4 adet yapısal kırılmanın söz konusu olduğu sonucuna işaret ettiği anlaşılmaktadır<sup>2</sup>. Her iki yaklaşım tarafından tespit edilen yapısal kırılmalar Şekil 1'de gösterilmiştir. Şekil 1 incelendiğinde ICSS algoritmasının volatilitedeki yapısal kırılmaların belirlenmesinde Bai ve Perron (1998, 2003) testine göre daha hassas bir yaklaşım sergilediği ifade edilebilir. Çünkü, ICSS algoritmasının volatilitedeki küçük değişimleri bile yakalayabildiği anlaşılmaktadır (Örneğin, Şekil 1'deki 4. rejim bölgesi gibi). Bu bulgular kapsamında çalışmanın bundan sonraki aşamasında AR(1)-FIGARCH(1,d,1) modeli hem yapısal kırılmaları dikkate almadan ( $m=0$ ) hem de 2 ( $m=2$ ) ve 4 ( $m=4$ ) yapısal kırılmayı dikkate alacak şekilde tahmin edilerek volatilitedeki çoklu yapısal kırılmaların volatilitenin öngörü performansı ile piyasa riski ölçüm performansı üzerindeki etkisi analiz edilmiştir.

2 **IT** ve  $\kappa_1$  test istatistikleri ise incelenen dönem için Dolar-TL volatilitesinde sırasıyla 33 ve 16 adet yapısal kırılma olduğu sonucuna işaret etmiştir. Fakat, daha önce de belirtildiği gibi Dolar-TL getirisinin leptokurtik bir dağılım özelliği sergilemesi ve değişen varyans sorunu içermesi nedeniyle Sansó, Aragón ve Carrion-i Silvestre (2004:49) tarafından tavsiye edildiği gibi yapısal kırılma sayısının belirlenmesinde  $\kappa_2$  test istatistiğinden yararlanılmıştır.

**Tablo 4:** Bai ve Perron (1998, 2003) Yapısal Kırılma Testi Sonuları

	UDmax	WDmax
Dolar-TL getiri	6.24718	6.24718
Dolar-TLvolatilite	22.8136*	30.1544*

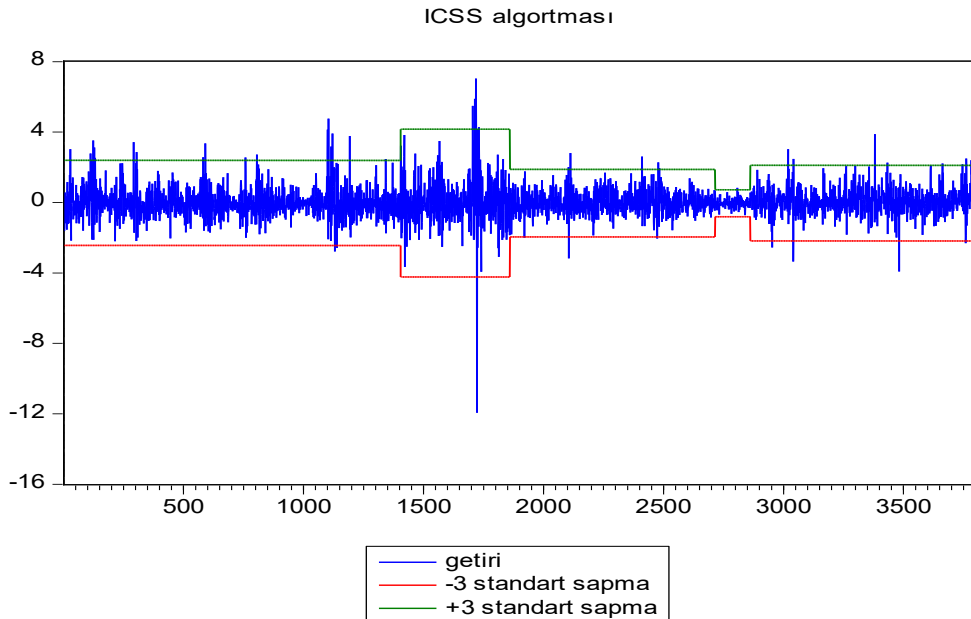
**SEQF** testi sonuları

Hipotezler	Test istatistięi	Kritik tablo deęerleri (%5)	Belirlenen kırılma sayısı	Kırılma tarihleri
SubF(1 I 2)	14.1558*	10.13	2	10.05.2006
SubF(2 I 3)	11.0836	11.14		11.05.2009
SubF(3 I 4)	0.00000	11.83		
SubF(4 I 5)	0.00000	12.25		

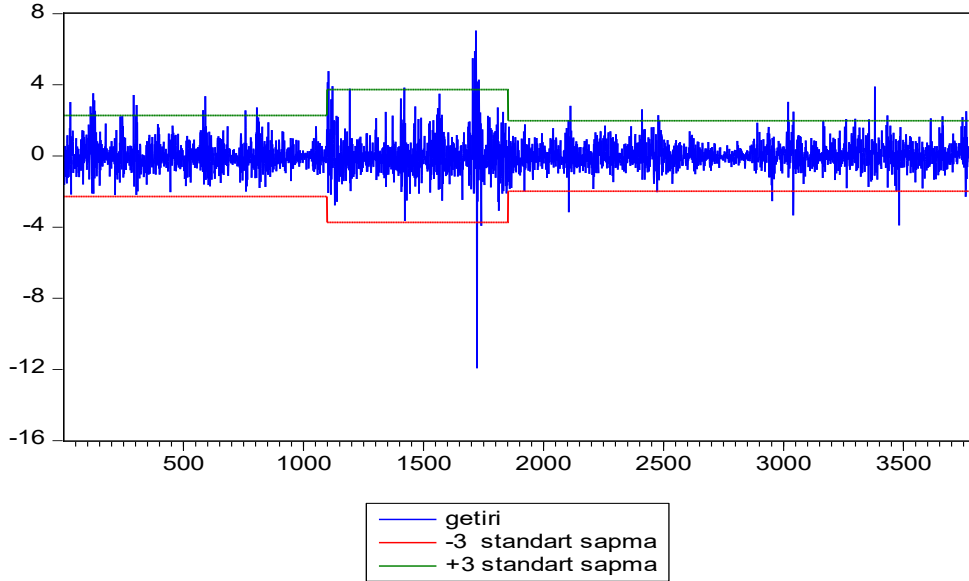
## BIC sonuları

kırılma sayıları	Log-L	Schwarz Kriteri	Belirlenen kırılma sayısı	Kırılma tarihleri
0	-9446.641	2.157239	2	10.05.2006
1	-9430.929	2.153289		11.05.2009
2	-9406.104	2.144523		
3	-9405.170	2.148384		
4	-9404.727	2.152504		
5	-9405.172	2.157093		

\*, %5 anlamlılık düzeyini gstermektedir. Triminaj 0.15 , maksimum yapısal kırılma sayısı ise 5 alınmıřtır. Hata teriminin daęılı-  
mının yapısal kırılmalar arasında deęişmesine izin verilmiřtir. UDmax ve WDmax test istatistiklerinin %5 anlamlılık düzeyindeki  
kritik tablo deęerleri sırasıyla 8.88 ve 9.91'dir. İtalık ve altı çizili deęerler BIC kriterlerinin aldığı minimum deęeri gstermektedir.

**řekil 1:** ICSS Algoritması ve Bai ve Perron (1998, 2003) Testi ile Belirlenen Yapısal Kırılmalar

Bai ve Perron (1998, 2003) testi



Alternatif AR(1)-FIGARCH (1,d,1) modellerine ait tahmin sonuçları Tablo 5’te sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde AR(1) parametresinin her durumda pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. Bu da döviz kuru getirisindeki bir gün önceki değişimin cari dönemdeki döviz kuru getirisi üzerinde etkili olduğu anlamına gelmektedir. Varyans denkleminde bakıldığında beklendiği gibi ARCH ve GARCH parametrelerinin her durumda pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. Uzun hafıza parametresinin de  $m=0, 2$  ve  $4$  olması durumuna göre sırasıyla  $0.5804, 0.5825$  ve  $0.4972$  değerlerini aldığı gözlemlenmektedir. Ayrıca, volatilitedeki çoklu yapısal kırılmaların dikkate alınması durumunda bile uzun hafıza parametresinin değerinde önemli bir değişimin söz konusu olmadığı anlaşılmaktadır. Bu bulgu da uzun hafıza özelliğinin Dolar-TL kurunun volatilitésinin temel özelliklerinden biri olduğu anlamına gelmektedir. Diagnostik test sonuçlarına gelince alternatif gecikme uzunlukları dikkate alınarak model kalıntıları uygulanan Ljung-Box- $Q(k)$  otokorelasyon testi sonuçları her üç model için de her durumda otokorelasyon sorununun giderildiğini göstermektedir. Alternatif gecikme uzunlukları dikkate alınarak uygulanan RBD (Residual-based diagnostics, Tse, 2002), ARCH (Engle, 1982) ve Ljung-Box- $Q^2(k)$  testleri de her durumda değişen varyans sorununun giderildiğini göstermektedir.

Yapısal kırılmaları temsilen kullanılan kukla değişkenlere gelince  $m=2$  durumunda her iki kukla değişkenin de istatistiki olarak anlamlı değerler aldığı anlaşılmaktadır. Bunlardan,  $d_1$  kukla değişkeni pozitif bir değer alırken  $d_2$  kukla değişkeni negatif bir değer almaktadır. Bu bulgu volatilitede gözlemlenen birinci yapısal kırılmanın Dolar-TL volatilitésinde bir artışa ikinci yapısal kırılmanın ise Dolar-TL volatilitésinde bir azalışa yol açtığı anlamına gelmektedir.  $m=4$  durumunda elde edilen bulgular incelendiğinde ise dört kukla değişkenden sadece birinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır.

**Tablo 5:** Alternatif FIGARCH Modellerinin Tahmin Sonuçları

Dolar-TL	FIGARCH, m=0	FIGARCH, m=2	FIGARCH, m=4
Getiri denklemi			
$\mu$ (sabit terim)	0.0003[0.9809]	-0.0006[0.9558]	-0.0036[0.7348]
<b>AR(1)</b>	0.0598*[0.0014]	0.0586*[0.0015]	0.0597*[0.0009]
Varyans denklemi			
$\omega_0$ (sabit terim)	0.0167*[0.0029]	0.0134[0.1101]	0.0188*[0.0830]
$d$ (uzun hafıza)	0.5804*[0.0000]	0.5825*[0.0000]	0.4972*[0.0002]
$\varphi_1$ (ARCH)	0.1815*[0.0030]	0.1664*[0.0099]	0.1664*[0.0205]
$\beta_1$ (GARCH)	0.6068*[0.0000]	0.5889*[0.0000]	0.5042*[0.0004]
$d_1$ (Yapısal kırılma)	-	0.0565*[0.0700]	0.0954[0.1785]
$d_2$ (Yapısal kırılma)	-	-0.0539*[0.0730]	-0.1035[0.1583]
$d_3$ (Yapısal kırılma)	-	-	-0.0152[0.1575]
$d_4$ (Yapısal kırılma)	-	-	0.0563*[0.0190]
Log Likelihood	-4097.84	-4090.760	-4076.610
AIC	2.169049	2.166364	2.159942
SIC	2.178941	2.179553	2.176428
HQ	2.172565	2.171052	2.165802
Otokorelasyon testi			
Q ( 5)	4.1144[0.3907]	4.8171[0.3065]	4.4195[0.3522]
Q ( 10)	10.913[0.2816]	12.075[0.2091]	11.280[0.2570]
Q ( 20)	18.3664[0.498]	19.133[0.4484]	19.551[0.4221]
Q ( 50)	35.228[0.9304]	35.821[0.9199]	35.976[0.9170]
Değişen varyans testleri			
Q <sup>2</sup> ( 5)	3.3129[0.3458]	3.2145[0.3596]	2.8578[0.4140]
Q <sup>2</sup> ( 10)	5.7354[0.6768]	5.3802[0.7163]	4.8550[0.7730]
Q <sup>2</sup> ( 20)	16.142[0.5826]	14.339[0.7068]	14.266[0.7116]
Q <sup>2</sup> ( 50)	50.159[0.3878]	51.765[0.3291]	51.159[0.3507]
RBD (2)	0.2303[0.8912]	0.9247[0.6297]	3.0908[0.2132]
RBD (10)	6.8203[0.7423]	6.5162[0.7702]	6.7860[0.7455]
ARCH (2)	0.1150[0.891]	0.2050[0.8146]	0.3186[0.7272]
ARCH (5)	0.6724[0.644]	0.6468[0.6639]	0.5736[0.7203]
ARCH (10)	0.5894[0.824]	0.5489[0.8560]	0.4904[0.8974]

\*,\*\* sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. Modeller normal dağılmamaya karşı dirençli standart hatalar elde etmek amacıyla Bollerslev ve Wooldridge (1992) tarafından tavsiye edilen sanki en çok olasılık (Quasi maximum likelihood estimation) yöntemi ile tahmin edilmiştir. “m” yapısal kırılma sayısını göstermektedir. AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=0 modeli için Bollerslev ve Mikkelsen (1996) tarafından belirtilen pozitiflik koşulunun da sağlandığı gözlemlenmektedir [ $0.0263512 < 0.1815 < 0.473168$  ve  $-0.0164005 < 0.0941514$ ]. AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=2 ile AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=4 modellerinin ise varyans denklemlerinde dışsal değişkenler (kukla değişkenler) bulunduğundan ilgili pozitiflik koşulu hesaplanmamaktadır.

Bu bulgu, ICSS algoritması tarafından tespit edilen 4 yapısal kırılmanın topluca FIGARCH modeline dahil edilmesinin gerekli olup olmadığı sorusunu gündeme getirmektedir. Bu nedenle ilgili dört kukla değişkenin toplu olarak anlamlı olup olmadığının sınanması gerekmektedir. Literatürde, bu amaçla LR (Likelihood ratio) test istatistiğinden yararlanılmaktadır. LR test istatistiği Denklem (22)'de gösterildiği gibi hesaplanmaktadır:

$$LR = 2 * [\text{Loglikelihood}_{m=4} - \text{Loglikelihood}_{m=0}] \quad (22)$$

Burada, *Loglikelihood*<sub>m=4</sub> 4 yapısal kırılma dikkate alınarak tahmin edilen AR(1)-FIGARCH (1,d,1) modelinin Loglikelihood değerini gösterirken; *Loglikelihood*<sub>m=0</sub> yapısal kırılmalar dikkate alınmadan tahmin edilen AR(1)-FIGARCH (1,d,1) modelinin Loglikelihood değerini göstermektedir.

LR testi sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde dört kukla değişkenin (d1, d2, d3 ve d4) topluca sıfıra eşit olduğunu ifade eden Ho hipotezinin %5 anlamlılık düzeyinde reddedildiği anlaşılmaktadır. Bu bulgu da 4 yapısal kırılmalı FIGARCH modelinin bu çalışma kapsamındaki analizlerde kullanılabileceği anlamına gelmektedir.

**Tablo 6:** LR Test İstatistiği Sonuçları

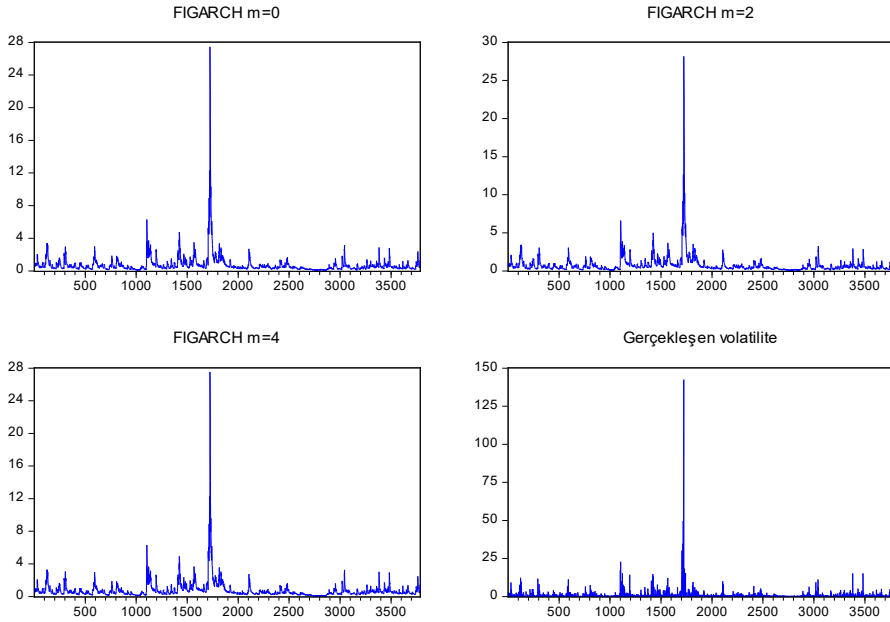
Ho hipotezi	LR test istatistiği	Olasılık değeri	Kritik tablo değeri
Ho:FIGARCH,m=0 & FIGARCH,m=4 [Ho: d1=d2=d3=d4=0]	42.4600	1.3393e-08*	9.4877

\*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

## 2.1. Alternatif Modellerin Volatilité Öngörü Performanslarının Karşılaştırılması

Çalışmanın bu aşamasında ilgili 3 alternatif model kullanılarak 2 Ocak 2002 ile 12 Ocak 2017 dönemi için volatilité tahmininde bulunulmuş ve tahmin edilen bu volatilité değerleri gerçekleşen volatilité değerleri ile karşılaştırılmıştır. Alternatif modellerin sunduğu volatilité değerleri Şekil 2'de sunulmuştur.

řekil 2: Alternatif Modellerin Volatilite ngrleri



İlgili modellerin volatilite ngr performanslarını deęerlendirmek amacıyla basit dzeyde bilgi vermesi amacıyla ncelikle alternatif modeller tarafından tahmin edilen volatilite deęerleri ile gerekleřen volatilite deęerleri arasındaki korelasyon deęerlerine bakılmıřtır (Tablo 7). Bu kapsamda elde edilen bulgular deęerlendirildięinde gerekleřen volatilite ile en yksek korelasyona sahip olan volatilite serisinin AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=0 modeli tarafından tahmin edilen volatilite serisi olduęu anlařılmaktadır. İkinci sırada ise AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=2 modelinin geldięi ifade edilebilir. Dolayısıyla, bu nsel analizin volatilitedeki yapısal kırılmaların AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=0 modeline dahil edilmesinin bu modelin performansını arttırmadıęı sonucuna iřaret ettięi anlařılmaktadır.

Tablo 7: Korelasyon Matrisi

	FIGARCH, m=0	FIGARCH, m=2	FIGARCH, m=4	RVOL
FIGARCH, m=0	1	0.998991	0.996831	0.262269
FIGARCH, m=2	0.998991	1	0.998093	0.261847
FIGARCH, m=4	0.996831	0.998093	1	0.257371
RVOL	0.262269	0.261847	0.257371	1

RVOL gerekleřen volatilitiyi temsil etmektedir.

alıřmada ikinci olarak Mincer-Zarnowitz (1969) regresyonundan yararlanılmıřtır. Bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 8'de sunulmuřtur. Bulgular incelendięinde en yksek  $R^2$  deęerine AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=0 modelinin sahip olduęu ardından ise AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=2 modelinin geldięi anlařılmaktadır. Dolayısıyla, bir nceki analizde olduęu gibi, bu analizde de

yapısal kırılmaların dikkate alınmasının AR(1)-FIGARCH(1,d,1) m=0 modelinin volatilité öngörü performansını arttırmadığı anlaşılmaktadır.

**Tablo 8:** Mincer-Zarnowitz (1969) Regresyonuna Dayalı Sonuçlar

Bağımlı değişken	Bağımsız değişken	$c$	$\gamma$	R <sup>2</sup>
Rvol	FIGARCH, m=0	0.2104*[0.0364]	0.6729*[0.000]	0.0688
Rvol	FIGARCH, m=2	0.2127*[0.0302]	0.6509*[0.000]	0.0686
Rvol	FIGARCH, m=4	0.2035*[0.0369]	0.6637*[0.000]	0.0662

\*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Rvol gerçekleşen volatilitéyi temsil etmektedir. Çalışmada her üç durum için de regresyon denkleminde elde edilen hata terimlerine otokorelasyon ve değişen varyans testleri uygulanmıştır. Bulgular her üç durumda da hata terimlerinde hem otokorelasyon hem de değişen varyans sorunu olduğuna işaret ettiğinden regresyon denklemleri Newey-West (1987) tahmincisi ile tahmin edilmiştir.

Çalışmada üçüncü olarak MAE ve MSE kayıp fonksiyonları dikkate alınmıştır. Bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 9'da sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde hem MAE hem de MSE kayıp fonksiyonuna göre en iyi performansı sergileyen modelin AR(1)-FIGARCH(1,d,1) m=0 modeli olduğu ardından ise AR(1)-FIGARCH(1,d,1) m=4 modelinin geldiği anlaşılmaktadır. Çünkü, en küçük MAE ve MSE değerlerini sırasıyla AR(1)-FIGARCH(1,d,1) m=0 ile AR(1)-FIGARCH(1,d,1) m=4 modelleri sunmaktadır. Dolayısıyla, bulgular yine yapısal kırılmaların dikkate alınmasının AR(1)-FIGARCH(1,d,1) m=0 modelinin volatilité öngörü performansını pozitif yönde etkilemediği sonucuna işaret etmektedir.

**Tablo 9:** MAE ve MSE Kayıp Fonksiyonlarına Dayalı Sonuçlar

Model	MAE	MSE
FIGARCH, m=0	0.7726	8.176
FIGARCH, m=2	0.7825	8.209
FIGARCH, m=4	0.7811	8.206

m, yapısal kırılma sayısını göstermektedir.

Fakat, daha teknik bir analiz yapılabilmesi açısından farklı modellerin MAE ve MSE değerlerinin istatistiki olarak birbirinden farklı olup olmadığının sınanması daha doğru bir yaklaşım olabilmektedir. Bu nedenle çalışmanın bu aşamasında DM testinden yararlanılmış ve bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 10'da sunulmuştur. Öncelikle MAE kayıp fonksiyonu tarafından sunulan değerler dikkate alınarak uygulanan DM testinden elde edilen sonuçlar incelendiğinde AR(1)-FIGARCH(1,d,1) m=0 modelinin MAE değerinin AR(1)-FIGARCH(1,d,1) m=2 modelinin MAE değerine eşit olduğunu ifade eden Ho hipotezinin %5 anlamlılık düzeyinde reddedildiği anlaşılmaktadır. Benzer bir durumun AR(1)-FIGARCH(1,d,1) m=0 modelinin MAE değeri ile AR(1)-FIGARCH(1,d,1) m=4 modelinin MAE değeri için de geçerli olduğu anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, DM testi sonuçlarının AR(1)-FIGARCH(1,d,1) m=0 modelinin MAE değerinin diğer modellerin MAE değerinden istatistiki olarak farklı olduğu sonucuna işaret ettiği anlaşılmaktadır. Bu da istatistiki olarak gerçekleşen volatilitéye en yakın volatilité tahminini AR(1)-FIGARCH(1,d,1) m=0 modelinin sunduğunu

destekleyen bir bulgudur. Dolayısıyla, daha önceki analizlerde olduđu bu aşamadaki analizler sonucunda da volatilitedeki çoklu yapısal kırılmaların dikkate alınmasının AR(1)-FIGARCH(1,d,1) m=0 modelinin volatilitte öngörü performansını arttırmadığı sonucuna ulařılmaktadır.

İkinci olarak, MSE kayıp fonksiyonu tarafından sunulan deđerler dikkate alınarak uygulanan DM testi sonuçları incelendiğinde her üç modelin MSE deđerlerinin istatistiki olarak birbirinden farklı olmadığı anlaşılmaktadır. Çünkü, her üç durumda da modellerin MSE deđerleri arasındaki farkın istatistiki olarak birbirinden farklı olmadığını ifade eden Ho hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla, bu kapsamda elde edilen bulgular her üç modelin volatilitte öngörü performansının birbiri ile benzer olduđu sonucuna işaret etmektedir. Bu bulgu her ne kadar en uygun modelin AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=0 modeli olduđu sonucuna işaret etmese de açık bir şekilde çoklu yapısal kırılmaların dikkate alınmasının AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=0 modelinin volatilitte öngörü performansına istatistiki olarak anlamlı bir katkı sağlamadığına işaret etmektedir.

**Tablo 10:** Diebold ve Mariano (1995) Testi Sonuçları

Modeller	MAE	MSE
FIGARCH, m=0	0.7726	8.176
FIGARCH, m=2	0.7825	8.209
FIGARCH, m=4	0.7811	8.206
DM testi		
Ho:FIGARCH, m=0 & FIGARCH,m=2	-3.936*[0.0001]	-1.195[ 0.2321]
Ho:FIGARCH, m=0 & FIGARCH,m=4	-2.984*[0.0028]	-0.8202 [0.4121]

\*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Köşeli parantez içerisindeki deđerler olasılık deđerleridir.

## 2.2. Alternatif Modellerin Piyasa Riski Ölçüm Performanslarının İncelenmesi

Çalıřmanın bu aşamasında AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=0, AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=2 ve AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=4 modellerinin 2 Ocak 2002-12 Ocak 2017 dönemi için öngördüğü (in-sample forecasting) VaR deđerleri gerçekleşen VaR deđerleri ile karşılaştırılmıştır. Literatürün geneli ile uyumlu olacak şekilde gerçekleşen VaR deđerini temsilen 2 Ocak 2002-12 Ocak 2017 dönemi için gerçek Dolar-TL getirileri kullanılmıştır. Analizlerde hem aşağı hem de yukarı yönlü piyasa riski dikkate alınmış ve modellerin performanslarının analizinde DQ test istatistiğinden yararlanılmıştır. Bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 11 ve Tablo 12'de sunulmuştur. Öncelikle aşağı yönlü piyasa riski için elde edilen sonuçlar incelendiğinde %5 anlamlılık düzeyinde DQ test istatistiği sonuçlarına göre her üç modelin de 2'şer aşım sayısına sahip olduđu anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, DQ test istatistiği sonuçlarına göre ilgili modellerin aşağı yönlü piyasa riski ölçüm performansları birbirine benzerdir. Yukarı yönlü piyasa riski için elde edilen sonuçlar incelendiğinde de % 5 anlamlılık düzeyinde DQ test istatistiği sonuçlarına göre her üç modelin de 5'er aşım sayısına sahip olduđu anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, DQ test istatistiği sonuçlarına göre ilgili modellerin yukarı yönlü piyasa riski ölçüm performansları da birbirine benzerdir. Bu kapsamda, kısaca ifade etmek gerekirse her ne kadar en iyi VaR performansını sergileyen model AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=0 modeli olmasa da volatilitedeki çoklu yapısal kırılmaların dikkate alınmasının da AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=0 modelinin piyasa



riski ölçüm performansını arttırmadığı anlaşılmaktadır. Ayrıca, aşım sayılarına bakıldığında her üç modelin de aşağı yönlü piyasa riski ölçüm performansının yukarı yönlü piyasa riski ölçüm performansından belirgin bir şekilde daha iyi olduğu anlaşılmaktadır.

**Tablo 11:** Alternatif Modellerin Aşağı Yönlü Piyasa Riski Ölçüm Performansları (Dolar-TLde Taşınan Uzun Pozisyonların Riski)

Kantil ( $\alpha$ )	f/n ( aşım oranı)	DQ Olasılık
FIGARCH, m=0		
0.0500	0.0322	42.195* [1.68E-07]
0.0250	0.0164	23.601* [0.00062]
0.0100	0.0089	4.5841 [0.59815]
0.0050	0.0042	0.8829 [0.98966]
0.0025	0.0037	1.7430 [0.94176]
FIGARCH, m=2		
0.0500	0.0312	45.265* [4.15E-08]
0.0250	0.0153	31.378* [2.14E-05]
0.0100	0.0089	4.5841 [0.59815]
0.0050	0.0048	0.4887 [0.99797]
0.0025	0.0037	1.7430 [0.94176]
FIGARCH, m=4		
0.0500	0.0309	48.530* [9.26E-09]
0.0250	0.0142	35.444* [3.53E-06]
0.0100	0.0068	9.9615 [0.12628]
0.0050	0.0042	0.8829 [0.98966]
0.0025	0.0037	1.7430 [0.94176]

\*, % 5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir.

**Tablo 12:** Alternatif Modellerin Yukarı Yönlü Piyasa Riski Ölçüm Performansları (Dolar-TLde Taşınan Kısa Pozisyonların Riski)

Kantil ( $1-\alpha$ )	1-f/n (1 - aşım oranı)	DQ Olasılık
FIGARCH, m=0		
0.9500	0.9439	16.702* [0.01045]
0.9750	0.9614	33.941* [6.90E-06]
0.9900	0.9786	35.328* [3.72E-06]
0.9950	0.9847	49.417* [6.15E-09]
0.9975	0.9910	24.796* [0.00037]
FIGARCH, m=2		
0.9500	0.9439	11.634* [0.07065]
0.9750	0.9622	26.758* [0.00016]
0.9900	0.9791	32.558* [1.28E-05]
0.9950	0.9857	40.501* [3.63E-07]

0.9975	0.9915	24.461* [0.00043]
FIGARCH, m=4		
0.9500	0.9464	15.933* [0.01412]
0.9750	0.9635	21.947* [0.00124]
0.9900	0.9799	31.577* [1.96E-05]
0.9950	0.9862	40.762* [3.22E-07]
0.9975	0.9915	22.762* [0.00088]

% 5 anlamlılık dzeyini gstermektedir. Křeli parantez ierisindeki deęerler olasılık deęerleridir.

alıřmada son olarak alternatif modeller tarafından hesaplanan ES deęerleri analiz edilmiřtir. ünkü, gncel literatrde ve uygulamada ES deęerlerine dayalı analizlerin nemi giderek artmaktadır. rneęin, bankaların piyasa riski lmnde kullanabilecekleri modeller konusunda referans alınan kurum olan BIS (Bank for International Settlement, BIS) 2015 yılında yayınladıęı raporunda piyasa riski lmnde ES ynteminin nemini vurgulamıřtır<sup>8</sup>. Bu nedenle alıřmanın bu ařamasında yatırımcılar ve finansal kuruluşlarca tařınan farklı pozisyonların piyasa riskinin analizinde kullanılabileceęi dřncesiyle Tablo 13'te her  modele ait ES deęerlerine yer verilmiřtir. ES deęerleri, VaR analizlerinde kullanılan gven dzeylerinin tekabl ettięi hata oranlarının gerekleřmesi durumunda Dolar-TL kurunda meydana gelebilecek fiyat hareketleri sonrasında bir gn sonraki maksimum kayıp oranlarının hangi seviyelere ulařabileceęi konusunda bir l sunmaktadır. rneęin, %99 gven dzeyinde ařaęı ynl piyasa riski iin %1'lik hata payının gerekleřmesi durumunda bir gn sonraki maksimum kayıp oranının AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=0 modeli iin %2.1183; AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=2 modeli iin %2.0783 ve AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=4 modeli iin %2.2013 seviyesine ıkabileceęi ifade edilebilir. Benzer analizler farklı gven dzeyleri ve yukarı ynl piyasa riski iin hesaplanan ES deęerleri dikkate alınarak da yapılabilir. Fakat, burada řu nokta nemlidir: Tablo 13'teki bulgular incelendięinde yukarı ynl piyasa riski iin hesaplanan ES deęerlerinin ařaęı ynl piyasa riski iin hesaplanan ES deęerlerden farklı olduęu anlařılmaktadır. Bu bulgu da Dolar-TL'de tařınabilecek kısa ve uzun pozisyonların piyasa riskinin birbirinden farklı olduęu bu nedenle de analizlerde daha doęru sonulara ulařabilmesi iin finansal varlıklarda tařınan pozisyonlar arasındaki bu tr farklılıkların dikkate alınmasının olduka nemli olduęu anlamına gelmektedir.

**Tablo 13:** Alternatif Modeller Tarafından Hesaplanan ES Deęerleri

Kantil / uzun pozisyon	ES (%)	Kantil / Kısa pozisyon	ES (%)
FIGARCH, m=0		FIGARCH, m=0	
0.0500	-1.6301	0.9500	1.7670
0.0250	-1.8044	0.9750	1.9612
0.0100	-2.1183	0.9900	2.3374
0.0050	-2.8125	0.9950	2.5287
0.0025	-2.9447	0.9975	2.6667
FIGARCH, m=2		FIGARCH, m=2	
0.0500	-1.6110	0.9500	1.7407
0.0250	-1.8193	0.9750	1.9691
0.0100	-2.0783	0.9900	2.3278

0.0050	-2.6091	0.9950	2.5317
0.0025	-2.9447	0.9975	2.5274
FIGARCH, m=4		FIGARCH, m=4	
0.0500	-1.6224	0.9500	1.7734
0.0250	-1.8870	0.9750	1.9988
0.0100	-2.2013	0.9900	2.3840
0.0050	-2.6597	0.9950	2.5406
0.0025	-2.9016	0.9975	2.6756

### Değerlendirme ve Sonuç

Türkiye gibi gelişen piyasa ekonomilerinin finansal piyasalarında sert fiyat hareketleri gelişmiş ülke ekonomilerine nazaran daha sık gözlemlenen bir durumdur. Bu nedenle, Türkiye gibi gelişen piyasa ekonomilerinde finansal risk yönetim modellerinin etkin bir şekilde kullanılmasının finansal piyasalarda yaşanabilecek çeşitli şokların negatif etkilerinin minimize edilebilmesi açısından oldukça önemli olduğu ifade edilebilir. Bu çalışmada, Dolar-TL kurunun volatilitesindeki çoklu yapısal kırılmaların Dolar-TL kurunun finansal riskinin yönetilmesinde kullanılan modellerin performansı üzerindeki etkileri incelenmiştir. Çalışmada bir finansal varlık olarak Dolar-TL volatilitesi üzerinde durulmasının temel nedeni döviz kurlarındaki fiyat hareketlerinin Türkiye gibi gelişen piyasa ekonomileri üzerinde hem makroekonomik hem de makro finansal açıdan oldukça önemli negatif etkilerinin olabilmesinden kaynaklanmaktadır.

Çalışmada zamanla değişen volatilitte değerleri AR(1)-FIGARCH (1,d,1) modeli ile tahmin edilmiştir. Volatilitedeki çoklu yapısal kırılmaların belirlenmesinde ise ICSS algoritması ile Bai ve Perron (1998, 2003) testinden yararlanılmıştır. Ardından, yapısal kırılmaların çalışma kapsamında kullanılan modellerin volatilitte öngörü performansları ile piyasa riski ölçüm performansları üzerindeki etkileri incelenmiştir. Alternatif modellerin volatilitte öngörü performansları değerlendirilirken korelasyon analizi, Mincer-Zarnowitz (1969) regresyonu, MAE ve MSE kayıp fonksiyonları ile Diebold ve Mariano (1995) testi tarafından sunulan bulgulardan yararlanılmıştır. Alternatif modellerin piyasa riski ölçüm performansları değerlendirilirken ise finansal piyasalarda taşınabilecek farklı pozisyonları da dikkate alabilmek amacıyla hem kısa hem de uzun pozisyonlar için VaR değerleri hesaplanmıştır. Alternatif VaR modellerinin performanslarının analizinde ise DQ test istatistiğinden yararlanılmıştır.

Çalışma bulguları Dolar-TL kurunun volatilitesinde çoklu yapısal kırılmaların söz konusu olduğunu göstermektedir. ICSS algoritması 4 yapısal kırılma olduğuna işaret ederken Bai ve Perron (1998,2003) testi 2 yapısal kırılma olduğu sonucuna işaret etmektedir. Bu nedenle m yapısal kırılma sayısını gösterecek şekilde çalışmada volatilitte öngörüsünde ve piyasa riski analizinde AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=0, AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=2 ve AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=4 modellerinin performansları karşılaştırılmıştır. Volatilitte öngörüsüne dayalı bulgular bir çok durumda gerçekleşen volatilitteye en yakın volatilitte tahminini AR(1)-FIGARCH (1,d,1) m=0 modelinin sunduğunu göstermektedir. Piyasa riski analizine dayalı bulgular ise her üç modelin de hem aşağı hem de yukarı yönlü piyasa riski ölçüm performanslarının birbirine benzer olduğunu bu nedenle öne çıkan tek bir

modelin bulunmadığını gstermektedir. Dolayısıyla, bu bulgular volatilitedeki oklu yapısal kırılmaların dikkate alınmasının finansal risk ynetiminde kullanılan modellerin performansı zerinde herhangi bir pozitif etkisi olmadığı anlamına gelmektedir. ünkü, hibir durumda AR(1)-FIGARCH (1,d,1)  $m=2$  ve / veya AR(1)-FIGARCH (1,d,1)  $m=4$  modeli AR(1)-FIGARCH (1,d,1)  $m=0$  modelinden daha iyi bir performans sergileyememektedir.

alıřma bulgularının zellikle bireysel yatırımcılar ve finansal kuruluşlar aısından nemli olduđu dřnlmektedir. ünkü, daha nce ifade edildiđi gibi, portfy optimizasyonu ve opsiyonların fiyatlanması gibi bir ok nemli finansal analizde bir volatilitte parametresine ihtiya duyulmaktadır. Bu noktada hangi model tarafından retilen volatilitte deđerlerinin daha gvenilir olduđunun belirlenmesinin ilgili finansal analizlerin etkinliđi aısından olduka nemli olduđu dřnlmektedir. Bulgular bu kapsamda deđerlendirildiđinde ilgili alternatif modeller arasında bir ok durumda en uygun volatilitte ngrsnde bulunan modelin AR(1)-FIGARCH (1,d,1)  $m=0$  modeli olduđu anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, opsiyonların fiyatlanması gibi eřitli finansal analizlerde daha dođru sonulara ulařılabilmesi iin bireysel yatırımcılar ile finansal kuruluşların Dolar-TL kurundaki pozisyonlarının bir sonucu olarak AR(1)-FIGARCH (1,d,1)  $m=0$  modeli tarafından retilen volatilitte deđerlerinden yararlanabilecekleri ifade edilebilir. Piyasa riski aısından bakıldıđında ise Basel dzenlemeleri erevesinde bankaların piyasa riskini dengelemek amacıyla belli oranda sermaye ayırmaları gerekmektedir. Bu nedenle, bu alıřmada alternatif modeller tarafından piyasa riski lmme dnk olarak sunulan bulguların da nemli olduđu dřnlmektedir. Ayrıca, gncel bir geliřme olarak piyasa riski lmnde ES deđerlerinin kullanılmasına dnk nemli geliřmelerin sz konusu olduđu bilinmektedir. Bu nedenle alıřmada AR(1)-FIGARCH (1,d,1)  $m=0$ , AR(1)-FIGARCH (1,d,1)  $m=2$  ve AR(1)-FIGARCH (1,d,1)  $m=4$  modelleri tarafından alternatif pozisyonlar (uzun ve kısa pozisyon) ve alternatif kantil deđerleri (uzun pozisyonlar iin  $\alpha =0.05; 0.025; 0.01; 0.005$  ve  $0.0025$  kantil deđerleri; kısa pozisyonlar iinse  $1 - \alpha =0.95; 0.975; 0.99; 0.995$  ve  $0.9975$  kantil deđerleri) dikkate alınarak ES deđerlerinin hesaplanmış olmasının da gerek yatırımcılar gerekse bankalar aısından Dolar-TL kurunda tařınabilecek pozisyonların risk dzeylerinin daha etkin bir şekilde analiz edilebilmesi aısından olduka nemli bilgiler ierdiđi dřnlmektedir.

Bu alıřmadaki analizler Dolar-TL kuru esas alınarak yapılmıřtır. Bundan sonraki alıřmalarda benzer analizlerin Trk finansal piyasaları aısından nemli olan diđer finansal varlıklar iin de yapılabileceđi dřnlmektedir.

### Kaynaka

- ALOUİ, Chaker ve HAMIDA, Hela ben. (2014). Modelling and Forecasting Value-at-Risk and Expected Shortfall for GCC Stock Markets: Do Long Memory, Structural Breaks, Asymmetry, and Fat-Tails Matter? The North American Journal of Economics and Finance, 29, 349-380.
- BAI, Jushan ve PERRON, Pierre. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66 (1), 47-78.
- BAI, Jushan ve PERRON, Pierre. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18 (1), 1-22.
- BAILLIE, Richard T., BOLLERSLEV, Tim ve MIKKELSEN, Hans Ole. (1996). Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74, 13-30.

- BELKHOUSA, Mustapha ve BOUTAHARY, Mohamed. (2011). Modeling Volatility with Time-Varying FIGARCH Models. *Economic Modelling*, 28 (3), 1106-1116.
- BENTES, Sonia R. (2015). Forecasting Volatility in Gold Returns under the GARCH, IGARCH and FIGARCH Frameworks: New Evidence. *Physica A*, 438: 355-364.
- BOLLERSLEV, Tim ve MIKKELSEN, Hans Ole. (1996). Modeling and Pricing Long Memory in Stock Market Volatility. *Journal of Econometrics*, 73 (1), 151-184.
- BOLLERSLEV, Tim ve WOOLDRIDGE, Jeffrey M. (1992). Quasi Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances. *Econometric Reviews* 11 (2), 143-172.
- BÜBERKÖKÜ, Onder ve KIZILDERE, Celal. (2017). BİST100 Endeksinin Volatilité Dinamiklerinin İncelenmesi. V Anadolu International Conference in Economics.11-13 Mayıs, Eskişehir,Türkiye. [https://www.researchgate.net/publication/337007633\\_BIST100\\_Endeksinin\\_Volatilité\\_Ozelliklerinin\\_Incelenmesi](https://www.researchgate.net/publication/337007633_BIST100_Endeksinin_Volatilité_Ozelliklerinin_Incelenmesi)
- CHARFEDDINE, Lanouar ve GUÉGAN, Dominique. (2012). Breaks or Long Memory Behavior: An Empirical Investigation. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 391 (22), 5712-5726.
- CHARFEDDINE, Lanouar. (2014). True or Spurious Long Memory in Volatility: Further Evidence on the Energy Futures Markets. *Energy Policy*,71, 76-93.
- CUARESMA, Jesu's Crespo, HLOUSKOVA, Jaroslava, KOSSMEIER Stephan ve OBERSTEINER, Michael. (2004). Forecasting Electricity Spot-Prices Using Linear Univariate Time Series. *Aplied Energy*, 77 (1), 87-106.
- ÇEVİK, Emrah İsmail ve TOPALOĞLU, Gültekin. (2014). Volatilitéde Uzun Hafıza ve Yapısal Kırılma: Borsa İstanbul Örneği. *Balkan Sosyal Bilimler Dergisi*, 3(6), 40-55.
- DICKEY, David. A. ve FULLER, Wayne A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- DIEBOLD, Francis X. ve MARIANO, Robert S. (1995). Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-63.
- ENGLE, Robert F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50, 987-1007.
- ENGLE, Robert F. ve MANGANELLI, Simone (2004). CAViaR: Conditional Autoregressive Value-at-Risk By Regression Quantiles. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22 (4), 367-381.
- EWING, Bradley T. ve MALIK, Farooq. (2013). Volatility Transmission Between Gold and Oil Futures Under Structural Breaks. *International Review of Economics & Finance*, 25,113-121.
- GEWEKE, John ve PORTER-HUDAK, Susan. (1983). The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models. *Journal of Time Series Analysis* 4, 4, 221-238, (1983).
- HENDRICKS, Darryll. (1996). Evaluation of Value-at-Risk Modeling Using Historical Data. *Economics Policy Review*, 2(1), 39-70.
- HWANG, Soosung, SATCHELL, Steve E. ve PEREIRA, Pedro L. Valls. (2007). How Persistent is Stock Return Volatility ? An Answer with Markov Regime Switching Stochastic Volatility Models. *Journal of Business Finance & Accounting*, 34 (5-6), 1002-1024.
- INCLÁN, Carla ve TIAO, George C. (1994). Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection Of Changes of Variance. *Journal of The American Statistical Association*, 89 (427) , 913-923.
- JENSEN, Mark J. ve MAHEU, John M.(2014). Estimating A Semiparametric Asymmetric Stochastic Volatility Model with a Dirichlet Process Mixture. *Journal of Econometrics*, 178, 523-538.
- JUNG, Robert C. ve MADERITSCH, R. (2014). Structural Breaks in Volatility Spillovers Between International Financial Markets : Contagion or Mere Interdependence ?. *Journal of Banking and Finance*, 47, 331-342.

- KAECK, Andreas ve ALEXANDER, Carol.(2012).Volatility Dynamics for the S&P 500: Further Evidence from Non-Affine, Multi-Factor Jump Diffusions. *Journal of Banking & Finance*, 36, 3110–3121.
- KANG, Sang Hoon, CHO, Hwan-Gue ve YOON, Seong-Min. (2009). Modeling Sudden Volatility Changes: Evidence from Japanese And Korean Stock Markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 388 (17), 3543–3550
- KANG, Sang Hoon, KANG, Sang-Mok ve YOON, Seong-Min. (2009). Forecasting Volatility of Crude Oil Markets. *Energy Economics*, 31, 119–125.
- LARSSON, Karl ve NOSSMAN, Marcus. (2011). Jumps And Stochastic Volatility in Oil Prices: Time Series Evidence. *Energy Economics*, 33(3), 504-514.
- LO, Andrew, W. (1991). Long Term Memory in Stock Market Prices. *Econometrica*, 59, 1279–1313.
- LOUZIS, Dimitrios P., XANTHOPOULOS-SISINIS, Spyros ve REFENES, Apostolos P. (2014). Realized Volatility Models and Alternative Value-at-Risk Prediction Strategies. *Economic Modelling*, 40, 101–116.
- LUX, Thomas, SEGNON, Mawuli ve GUPTA, Rangan. (2016). Forecasting Crude Oil Price Volatility and Value-at-Risk: Evidence From Historical and Recent Data. *Energy Economics*, 56: 117–133.
- MENSI, Walid, HAMMOUDEH, Shawkat ve KANG, Sang Hoon. (2015). Precious Metals, Cereal, Oil and Stock Market Linkages and Portfolio Risk Management: Evidence from Saudi Arabia. *Economic Modelling*, 51, 340-358.
- MENSI, Walid, HAMMOUDEH, Shawkat ve YOON, Seong-Min (2014). Structural Breaks and Long Memory in Modeling and Forecasting Volatility of Foreign Exchange Markets of Oil Exporters: The Importance of Scheduled and Unscheduled News Annoucements. *International Review of Economics and Finance*, 30, 101-119.
- MINCER, Jacob ve ZARNOWITZ, Victor. (1969). “The Evaluation of Economic Forecasts,” in J. Mincer, ed., *Economic Forecasts and Expectations* (New York: National Bureau of Economic Research).
- ÖZDEMİR, Arife, VERGİLİ, Gizem ve ELİK, İsmail. (2018). Döviz Piyasalarının Etkinliđi Üzerinde Uzun Hafızanın Rolü: Türk Döviz Piyasasında Ampirik Bir Arařtırma. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 12 (1), 87-107.
- PHILLIPS, Peter C.B. ve PERRON, Pierre. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75 (2), 335–346.
- POOTER, Michiel ve DIJK, Dick.(2004).Testing for Changes in Volatility in Heteroskedastic Time Series – A Further Examination. *Econometric Institute Report EI 2004-38*, 1-39. file:///C:/Users/asus/Downloads/ei200438.pdf.
- SANSÓ, Andreu, ARAGÓ, Vicent ve CARRION-I SILVESTRE, Josep Lluís. (2004). Testing for Change in the Unconditional Variance of Financial Time Series. *Revista de Economía Financiera*, 4, 32–53.
- SHIROTA, Shinichiro, HIZU, Takayuki ve OMORI, Yasuhiro. (2014). Realized Stochastic Volatility with Leverage and Long Memory. *Computational Statistics and Data Analysis*, 76, 618–641.
- TSE, Yiu Kuen. (2002). Residual-based Diagnostics for Conditional Heteroscedasticity Models. *The Econometrics Journal*, 5 (2), 358–374.
- URAL, Mert ve KÜÇÜKÖZMEN, C. Cořkun. (2011). Analyzing the Dual Long Memory in Stock Market Returns. *Ege Academic Review*, 11, 19-28.
- WANG, Ping. (2011). Pricing Currency Options with Support Vector Regression and Stochastic Volatility Model with Jumps. *Expert Systems with Applications*, 38(1), 1-7.
- WANG, Ping. (2011). Pricing Currency Options with Support Vector Regression and Stochastic Volatility Model with Jumps. *Expert Systems with Applications*, 38, 1–7.

YOUSSEF, Manel, BELKACEM, Lotfi ve MOKNI, Khaled. (2015). Value-at-Risk Estimation of Energy Commodities: A Long-Memory GARCH-EVT Approach. *Energy Economics*, 51, 99–110.

# TÜRKİYE’DE FİNANSAL ERİŐİMİN BELİRLEYİCİ FAKTÖRLERİ ÜZERİNE BİR ARAŐTIRMA

## A RESEARCH ON DETERMINANTS OF FINANCIAL INCLUSION IN TURKEY

Hilal OK ERGÜN\*   
Tolga ERGÜN\*\* 

### Öz

Finansal erişim, bir ülkedeki bireylerin ve kurumların finansal ürün ve hizmetleri kullanımda herhangi bir engelle karşılaşmadan, bu ürün ve hizmetlere kolaylıkla ulaşabilmesidir. Finansal erişimin temel amacı, toplumda finansal sistemin sunduđu ürün ve hizmetlerin toplumun tamamının kullanabiliyor olmasının sağlanmasıdır. Finansal erişim düzeyinin artışı, ekonomik kalkınmaya katkı sağlarken, yoksulluđun azalması ve refah artışını da mümkün kılmaktadır. Bu nedenle alıřmada, Türkiye’de finansal erişimin belirleyici faktörlerini incelemek üzere ekonometrik bir analiz yapılmıřtır. alıřmada Türkiye’de finansal erişimin belirleyici faktörleri üç temel oklu dođrusal regresyon modeli ile 2006-2018 dönemi için incelenmiřtir. alıřma sonucunda finansal erişim göstergesi olarak ele alınan deđişkenler ile nüfus artış hızı, gayrisafi yurtii tasarrufların oranı, işsizlik oranı, kiři başına gayrisafi yurt ii hasıla arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif iliřki tespit edilmiřtir.

**Anahtar Kelimeler:** Finansal Eriřim, oklu Regresyon Analizi, Türkiye

**JEL Kodları:** G20, G21, G29

### Abstract

Financial inclusion allows individuals and institutions in a country to easily access these products and services without any hindrance in using financial products and services. The main purpose of financial inclusion is to ensure that the products and services offered by financial system are available for entire community. While increasing the level of financial inclusion contributes to economic development, it also enables to reduce poverty and increase prosperity. Therefore, an econometric analysis has been conducted to examine the

\* Öğr. Gör. Trabzon Üniversitesi, Beřikdüzü Meslek Yüksekokulu, E-mail: hilalok@trabzon.edu.tr, ORCID: 0000-0002-1454-3677

\*\* Öğr. Gör. Dr. Trabzon Üniversitesi, Vakfıkebir Meslek Yüksekokulu, E-mail: tolgaergun@trabzon.edu.tr, ORCID: 0000-0001-9650-4542



determinants of financial inclusion in Turkey. In the study, determinants of financial inclusion in Turkey have been examined for the period 2006-2018 with three basic multiple linear regression models. The results of the study indicate a statistically significant and positive relationship between the variables treated as indicators of financial inclusion and the rate of population growth, the rate of gross domestic savings, the rate of unemployment, and gross domestic product per capita.

**Keywords:** Financial Inclusion, Multiple Regression Analysis, Turkey

**JEL Codes:** G20, G21, G29

## Giriş

Finansal erişim, bir ekonominin tüm üyeleri için resmi olan finansal sisteme erişim, kullanılabilirlik ve kullanım kolaylığını sağlayan bir süreci ifade etmektedir (Sarma ve Pais, 2011: 613). Ülkenin kaynaklarının etkin dağıtımında ve gelir dağılımında finansal sistem önemli bir rol oynamaktadır. Finansal sistem, tasarrufların yatırımlara dönüştürülmesine imkan sağlayarak ekonominin büyümesine, kalkınmasına katkı sağlamaktadır. Finansal sistemin güçlü bir alt yapıya sahip olmasında toplumdaki bireylerin ve kurumların finansal sisteme dahil olmasının önemli olup olmadığı konusu son yıllarda incelenen konular arasında yer almaktadır. Buradan hareketle, toplumdaki tüm ekonomik birimlerin finansal sistem içerisinde yer alması başka bir ifadeyle sunulan finansal hizmetlere erişebilmesi ve ulaşabilmesi konusu “finansal erişim” kavramını ortaya çıkarmıştır. Finansal erişim ekonomik birimlerin finansal hizmetlerden faydalanabilmesinden daha çok, finansal hizmetlere erişim ve finansal hizmetleri kullanımıyla ilgili bir kavramdır. Finansal sektörün başat aktörü olan bankaların, coğrafik ve demografik olarak hesaplanan şube ve ATM sayıları gibi bilgiler, finansal erişim düzeyinin belirlenmesinde kullanılmaktadır. Literatürde finansal erişim göstergesi olarak 1.000 km<sup>2</sup> başına ticari banka şubesi sayısı, 100.000 kişi başına ATM sayısı, bireysel ve kurumsal müşterilerin ticari bankalardaki toplam kredi tutarının GSYİH’ya oranı sıklıkla kullanılan göstergeler arasındadır. Bu göstergelerin belirlenmesinde Beck vd. (2005)’in uluslararası kapsamdaki çalışmaları öncü niteliğindedir. Ayrıca, literatürde finansal erişimin belirleyici unsurlarını farklı boyutlarıyla ele alan çalışmalar yer almaktadır. Bu unsurların, finansal erişim düzeyinin artışı ya da azalışında etkili olduğu görülmektedir. Bu noktadan hareketle çalışmada tasarruflar, nüfus, kişi başına düşen gayrisafi yurtiçi hasıla ve işsizlik oranı verileri çerçevesinde Türkiye’de finansal erişimin belirleyici unsurlarını araştırmak üzere kullanılmıştır. Bu kapsamda, finansal erişim göstergesi olarak ele alınan değişkenler çalışmanın uygulama kısmında üç farklı modelde bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Bu değişkenleri etkileyebilecek işsizlik oranı, kişi başına düşen GSYİH, nüfus artışı ve gayri safi yurt içi tasarrufların GSYİH’ya oranı ise araştırma modellerinde bağımsız değişkenler olarak ele alınmıştır.

Çalışmanın giriş kısmının sonraki bölümünde ilk olarak finansal erişim kavramı kısaca açıklanmış, sonrasında çalışmanın veri kaynağı olan Finansal Erişim Anketi ve öneminden bahsedilmiştir. Çalışmanın üçüncü bölümünde ise finansal erişim konusunda literatürde yer alan çalışmalara yer verilmiştir. Dördüncü bölümden itibaren çalışmanın ampirik kısmına ilişkin veri seti ve değişkenlerin özellikleri ele alınmıştır. Beşinci bölümde çalışmanın yönteminden bahsedildikten sonra son bölümde ise araştırma modellerinden elde edilen bulgulara yer verilmiştir. Bulgulardan elde edilen çıktıların yorum ve önerilerine sonuç kısmında değinilerek çalışma tamamlanmıştır.

## 1. Finansal Eriřim Kavramı

Finansal eriřim hem bireylerin yařamlarını iyileřtirmeleri, hem de iřletmelerin bymesi ve finansman problemlerinin zm noktasında finansal hizmetlerden faydalanmalarının nndeki engelleri kaldırmaya alıřmaktadır. Finansal eriřimin temel amacı, herhangi bir nedenle finansal sistemin dıřında kalan, finansal sektrn sunduęu rn ve hizmetlerden yararlanamayan birey ve iřletmelerin finansal sisteme dahil edilme abalarının tm olarak ifade edilebilir. Ancak, herhangi bir nedenle finansal hizmetlerden faydalanmak istemeyen birey ya da iřletmeler finansal eriřimin konusu kapsamında deęerlendirilmemektedir.

## 2. Finansal Eriřim Anketi

Finansal Eriřim Anketi (FAS), dnya genelindeki temel finansal hizmetlere eriřim ve bunların kullanımı hakkında yıllık zaman serisi verileri toplamaktadır. Finansal eriřim anketi 2004 yılından beri uygulanmakta olup, anket verileri 2010 yılından itibaren Uluslararası Para Fonu tarafından yayımlanmaya bařlamıřtır. 2019 yılı itibariyle 189 lkeyi kapsayan finansal eriřim anket verileri, yıllık olarak raporlanmakta olup, hane halkı ve firmalara ait 64 adet finansal eriřim gstergesini iermektedir (Uluslararası Para Fonu, 2019). Bu gstergeler, finansal eriřimin lmnde kabul gren ve karřılařtırılabilirlik saęlaması aısından literatrde sıklıkla kullanılan gstergelerdir.

## 3. Literatr Taraması

Finansal eriřim ile ilgili literatr incelendięinde, zellikle yabancı literatrde alıřmaların olduęu grlmřtr. Yerli literatr incelendięinde ise finansal eriřim konusunda yapılan alıřmaların kısıtlı olduęu dikkat ekmiřtir. Dolayısıyla ampirik alıřmadan elde edilecek sonuların literatre katkıda bulunacaęı dřnlmektedir. Bu doęrultuda finansal eriřimin belirleyici faktrlerinin incelendięi seilmiř alıřmalar ařaęıda yer almaktadır.

*Beck vd. (2005)* tarafından yapılan alıřma, finansal eriřimin belirleyici faktrlerini arařtıran nc alıřmalardanır. alıřmada, 2003-2004 yıllarında 99 lke iin anket yoluyla veriler toplanmıř ve bankacılık hizmetlerine eriřimin gstergeleri belirlenmiřtir. Bankacılık hizmetlerine eriřim gstergelerinin lkeler arasında byk farklılık gsterdięi tespit edilmiřtir. Ayrıca, finansal eriřim dzeyinin yksek olduęu lkelerde, firmaların daha az finansman engeli ile karřılařtıkları sonucuna varılmıřtır.

*Honohan (2008)* tarafından yapılan alıřmada, 162 lke iin mevduat ya da borlanma aısından resmi ve yarı resmi finansal aracı kullanan yetiřkin nfus oranının tahmini yapılmıř ve tahmin sonularının yoksullukla iliřkisi incelenmiřtir. alıřma sonucunda tahmin sonuları ve yoksulluk arasında herhangi bir nedensellik iliřkisine rastlanmazken, kolerasyon iliřkisi saptanmıřtır.

*Mookerjee ve Kalipioni (2010)* tarafından yapılan alıřmada, finansal hizmetlerin kullanılabilirlięinin gelir eřiřsizlięi zerindeki etkisi 100.000 nfus bařına dřen banka řubesi sayısı kullanılarak, geliřmiř ve geliřmekte olan lkeler kapsamında incelenmiřtir. alıřma sonucunda, banka řubelerine

erişim artışının ülkelerin gelir eşitsizliğini güçlü bir oranda azalttığı ve banka erişiminin önündeki engellerin gelir eşitsizliğini arttırdığı tespit edilmiştir.

*Sarma ve Pais (2011)* tarafından yapılan çalışmada finansal erişim ile ilişkili faktörler araştırılmıştır. Ayrıca çalışmada, finansal erişim düzeyi ile insani gelişmişlik düzeyi arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlardan birisi, bir ülkede insani gelişmişlik düzeyi ile finansal erişimin birlikte hareket ettiği. Ayrıca, sosyo-ekonomik faktörlerden gelir düzeyinin finansal erişim ile pozitif ilişkili olduğu ve fiziksel altyapının da finansal erişimle önemli ölçüde ilişkili olduğu tespit edilmiştir.

*Akudugu (2013)* tarafından yapılan çalışmada, Batı Afrika'da Gana özelinde finansal erişimin belirleyici faktörleri logit model aracılığıyla incelenmiştir. Çalışma sonucunda Gana'da beş yetiştikenden sadece ikisinin finans sektörüne dahil olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca Gana'daki finansal erişimin önemli belirleyici faktörlerin; bireylerin yaşları, okuryazarlık düzeyleri, gelir sınıfı, finansal kurumlara uzaklığı, belgeleme eksikliği, resmi finansal kurumlara güven eksikliği, yoksulluk ve aile içi ilişkilerin yansımaları gibi sosyal bağlantılar olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

*Chikalipah (2016)* tarafından yapılan çalışmada, Sahra Altı Afrika'da finansal erişimin belirleyici faktörleri araştırılmıştır. Çalışmada, 2014 yılı ele alınmış ve 20 Sahra Altı Afrika ülkesine ait ilgili veriler Dünya Bankası'ndan elde edilmiştir. Çalışma sonucunda, finansal erişimin en büyük engelini okuma yazma bilmemesidir. Yazara göre, SSA bölgesindeki okuryazarlık düzeyinin artması, finansal erişim düzeyinin artmasına son derece katkıda bulunacaktır.

*Davutyan ve Öztürkkal (2016)* tarafından yapılan çalışmada, anket verileri kullanılarak tasarruf ve borçlanma davranışını etkileyen faktörler probit regresyon analiziyle araştırılmıştır. Türk hane halkının tasarruf kararlarında cinsiyet, gelir, eğitim, medeni durum ve yaşanan bölgenin etkili olduğunu sonucuna varılmıştır. Kadınların resmi yollardan borçlanmayı tercih etmediği tespit edilirken, evli olmanın tasarrufları ve banka yoluyla borçlanma olasılığını artırdığı da bir başka bulgudur. Ayrıca çalışmada, kentleşme oranı ve banka kredisi kullanımı arasında da istatistiksel olarak pozitif bir ilişki olduğu sonucuna varılmıştır.

*Fungacova ve Weill (2016)* tarafından yapılan çalışmada, 12 Asya ülkesi için finansal hizmetlerin kullanımında bireysel özelliklerin etkisini incelenmiştir. Çalışmada probit tahmin yöntemiyle finansal erişimde bireylerin gelir, eğitim, yaş ve cinsiyet faktörlerinin etkisi araştırılmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, cinsiyet faktörü incelenen ülkelerin çoğunda resmi hesapların kullanımını ve resmi tasarrufların kullanımını etkilememekte; yaş ve eğitim faktörü ise, finansal erişim düzeyinin artışına katkıda bulunmaktadır. Gelir faktörünün ise, resmi hesapların kullanılmasını desteklediği, ancak resmi tasarrufların ve kredilerin kullanımını etkilemediği çalışmadan elde edilen diğer bir sonuçtur.

*Nandru vd. (2016)* tarafından yapılan çalışmada, Hindistan'ın finansal erişim düzeyini etkileyen faktörler araştırılmıştır. Çalışma sonucunda, nüfus artışının, cinsiyet oranının, şube penetrasyonunun, kredi/mevduat penetrasyon oranının finansal erişim üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu ortaya koyulmuştur.

*Soumare vd. (2016)* tarafından yapılan alıřmada, Orta ve Batı Afrika'daki finansal eriřimin belirleyici faktörleri incelenmiřtir. Dünya Bankası'nın Küresel Finansal Eriřim veri tabanından elde edilen veriler kullanılarak yapılan alıřma sonucunda, her iki bölgede de finansal eriřimin temel olarak cinsiyet, eęitim, yař, gelir, ikamet alanı, istihdam durumu, medeni durum, hane halkı büyüklüęü ve finansal kurumlara duyulan güven derecesi gibi bireysel özellikler tarafından belirlendięi tespit edilmiřtir.

*Wardhono vd. (2016)* tarafından yapılan alıřmada Endonezya'nın bir bölgesinin finansal eriřim düzeyi ve finansal eriřimin belirleyici faktörleri logit model ve mülakat yöntemiyle arařtırılmıřtır. alıřmada, finansal eriřim düzeyi bankacılık kurumlarının yeterli olmasından dolayı makul olarak deęerlendirilmiřtir. Ancak toplumdaki bazı bireylerin finansal okuryazarlık düzeyinin düşük olması ve kamuya açık bilgilerin sınırları nedeniyle finansal eriřimin sınırlı düzeyde kaldıęı tespit edilmiřtir. Bölgede finansal eriřimin belirleyici faktörlerinin yař, eęitim düzeyi, finansal okuryazarlık ve kamu tarafından karřılanabilecek finansal kuruluşlar olduęu ortaya konulmuřtur. Farklı gelir gruplarındaki bireylerin aynı finansal hizmetlere eriřebiliyor olması da alıřmadan elde edilen dięer bir bulgudur.

*Zins ve Weill (2016)* tarafından yapılan alıřmada, 37 Afrika ülkesinde finansal eriřimin belirleyici faktörleri, probit tahminleri ile arařtırılmıřtır. alıřma sonucunda, finansal eriřim üzerinde; cinsiyet aısından erkek olmanın, gelir, eęitim ve yař ortalamasının yüksek olmasının etkili olduęu koyulmuřtur. Ayrıca mobil bankacılıęın, geleneksel bankacılık ile aynı belirleyiciler tarafından yönlendirildięi ve kayıtdıř finansmanın belirleyicilerinin resmi finansmanın belirleyicilerinden farklı olduęu tespit edilmiřtir.

*Tambunlertchai (2017)* tarafından yapılan alıřmada, Myanmar'da resmi tasarruf ürünlerine eriřimi belirleyen faktörler ve tasarrufun önündeki engeller olmak üzere finansal eriřimin iki yönü 5.100 kiřiye uygulanmıř ulusal anket verileri kullanılarak, probit regresyon tahmini ve nitel veri analizi ile incelenmiřtir. alıřma sonucunda, Myanmar'da tasarruf düzeyinin düşük olduęu ve bunun en önemli sebepleri arasında gelir kısıtlaması olduęu tespit edilmiřtir. Ayrıca gelir, eęitim düzeyi, büte korunmasının tasarruf düzeyini arttırılabileceęi ortaya koyulmuřtur.

*Abel vd. (2018)* tarafından yapılan alıřmada, Zimbabve'de finansal eriřimin belirleyici faktörleri probit model kullanarak ele alınmıřtır. alıřma sonucunda yař, eęitim, finansal okuryazarlık, gelir ve internet baęlantısının finansal eriřim ile istatistiksel olarak pozitif yönlü iliřkili olduęu tespit edilmiřtir. Buna karřın banka hesapları amak için gereken belgelerin fazlalıęı ve en yakın eriřim noktasına olan mesafe ile finansal eriřim düzeyi arasında istatistiksel olarak negatif yönlü bir iliřkinin varlıęı tespit edilmiřtir.

*Bozkurt ve Altner (2018)* tarafından yapılan alıřmada, Türkiye ve Avrasya ekonomilerinde finansal eriřimin belirleyici faktörleri arařtırılmıřtır. alıřmada 2004-2016 yılları ele alınmıř olup, panel veri analizi kullanılmıřtır. alıřma sonucunda elde edilen bulgulara göre finansal eriřim ile yükseköęretimde okullařma oranı ve tasarruf oranı arasında istatistiksel olarak pozitif ve anlamlı iliřkinin olduęu sonucuna varılmıřtır.

*Shihadeh (2018)* tarafından yapılan çalışmada Orta Doğu, Kuzey Afrika, Afganistan ve Pakistan (MENAP) bölgesinde yaşayan bireylerin kişilik özelliklerinin finansal erişim üzerine etkisi probit modellerle incelenmiştir. Çalışma sonucunda, ilgili bölgede kadın ve yoksulların finansal sistemlere dahil edilme ihtimalinin düşük olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca eğitim düzeyinin finansal erişim düzeyini arttırdığı, dinsel faktörlerin ise resmi bir banka hesabına sahip olmanın önünde bir engel olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Çalışmanın diğer önemli bulgusu, farklı gelir grubundaki kişilerin kayıt dışı finansal kaynakları kullanma olasılıklarının daha yüksek, eğitilmiş olanların ise resmi kaynak kullanma olasılıklarının daha yüksek olduğudur.

*Gebrehiwot ve Makine (2019)* tarafından yapılan çalışmada, 27 Afrika ülkesi için finansal erişimin belirleyici faktörleri dinamik panel veri analizi ile araştırılmıştır. Çalışma sonucunda, finansal erişim değişkenleri ile mobil alt yapı, kişi başına düşen milli gelir arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişkinin olduğu fakat devlet borçlanması ile istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir.

#### 4. Veri Seti ve Değişkenler

Çalışmada, çoklu doğrusal regresyon analizi ile finansal erişim göstergeleri kullanılarak, Türkiye’de finansal erişimin belirleyici faktörleri araştırılmıştır. Çalışma, 2006-2018 yıllarını kapsamakta olup, kullanılan değişkenlere ait veriler yıllık olarak ele alınmıştır. Çalışmada bağımlı değişken olarak kullanılan finansal erişim göstergeleri ile ilgili verilere Uluslararası Para Fonu (IMF)’nun yayımlanmış olduğu Finansal Erişim Anketi’nden ulaşılmıştır. Belirleyici faktörler olarak ele alınan bağımsız değişkenlere ait verilere ise Dünya Bankası’nın Dünya Kalkınma Göstergeleri veri tabanından ulaşılmıştır. Çalışmada verilerin analizinde, E-views 10 paket programından yararlanılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin ayrıntılı bilgiler Tablo 1’de yer almaktadır.

**Tablo 1:** Kullanılan Değişkenler

Değişken Kodu	Değişkenin Adı	Veri Kaynağı	Türü
FE <sub>1</sub>	1.000 km <sup>2</sup> başına düşen ticari banka şubesi sayısı	Uluslararası Para Fonu(IMF) Finansal Erişim Anketi	Bağımlı Değişken
FE <sub>2</sub>	100.000 kişi başına düşen ATM sayısı	Uluslararası Para Fonu(IMF) Finansal Erişim Anketi	Bağımlı Değişken
FE <sub>3</sub>	Bireysel ve kurumsal müşterilerin ticari bankalardaki toplam kredi tutarının GSYİH’ ya oranı	Uluslararası Para Fonu(IMF) Finansal Erişim Anketi	Bağımlı Değişken
ISZ	İşsizlik oranı (ulusal tahmin)	Dünya Bankası Dünya Kalkınma Göstergeleri	Bağımsız Değişken
GSYİH	Kişi başına GSYİH (cari ABD doları)	Dünya Bankası Dünya Kalkınma Göstergeleri	Bağımsız Değişken
NUF	Nüfus artışı (yıllık %)	Dünya Bankası Dünya Kalkınma Göstergeleri	Bağımsız Değişken
TAS	Gayri safi yurtiçi tasarrufların GSYİH’ya oranı	Dünya Bankası Dünya Kalkınma Göstergeleri	Bağımsız Değişken

**Kaynak:** Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Tablo 1'e bakıldığında FE<sub>1</sub>, FE<sub>2</sub> ve FE<sub>3</sub> deęiřkenleri, Uluslararası Para Fonu'nun finansal eriřim anketinde yer alan ve literatürde sıklıkla kullanılan finansal eriřim göstergeleridir. alıřmada kullanılan FE<sub>1</sub> finansal hizmetlere eriřimi coęrafik olarak, FE<sub>2</sub> demografik olarak, FE<sub>3</sub> ise finansal hizmetleri kullanım olarak finansal eriřimi temsil etmek üzere tercih edilmiřtir. alıřmada FE<sub>1</sub>, FE<sub>2</sub> ve FE<sub>3</sub> deęiřkenleri, baęımlı deęiřken olarak ele alınmakta ve bu deęiřkenlerin gayrisafi yurt ii tasarruflar, iřsizlik, nüfus artıřı ve kiři bařına gayrisafi yurt ii hasıla ile iliřkisi incelenmektedir. alıřmada kullanılan gayri safi yurtii tasarruflar, toplam tüketime harcamalarının GSYİH' ya oranı olarak; kiři başına gayri safi yurt ii hasıla, gayri safi yurtii hasılanın nüfus toplamına bölünerek elde edilen cari ABD doları bazında; nüfus artıřı bir önceki yıl dikkate alınarak hesaplanan artıř hızı olarak; iřsizlik oranı ise ulusal tahminler doęrultusunda toplam iřgücüne oranı olarak ele alınmiřtır.

## 5. Yöntem

### 5.1. Regresyon Analizi

Regresyon analizi, bir baęımlı deęiřkenin, bařka bir ya da birka deęiřken ile iliřkisini inceleyerek, ana kütle ortalaması deęerini, tekrarlanan örnekteki bilinen ya da deęiřmeyen deęerleri cinsinden tahmin etmektedir (Gujarati ve Porter, 2009: 15). Regresyon analizinde temel ama, deęiřkenler arasındaki iliřkinin incelenmesidir. Baęımlı deęiřken ile tek bir baęımsız deęiřken arasındaki ya da baęımlı deęiřken ile birden fazla baęımsız deęiřken arasındaki iliřkinin incelenmesi noktasında, tek deęiřkenli ve ok deęiřkenli regresyon modelleri kullanılabilir. Baęımlı deęiřken ile bu deęiřkeni etkileyen birden fazla baęımsız deęiřken arasındaki baęlantının incelendięi regresyon modeli ise oklu regresyon modeli olarak ele alınmakta olup, řu řekilde ifade edilmektedir (Tarı, 2018: 65).

$$y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + u$$

Yukarıda yer alan ok deęiřkenli regresyon modelinde,  $\beta_0$  sabit terimi,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  baęımsız deęiřkenlerin katsayılarını, x terimleri baęımsız deęiřkenleri, y terimi baęımlı deęiřkeni, u ise hata terimini göstermektedir.

alıřma kapsamında oklu regresyon modelinin tahmininde en küçük kareler yöntemi kullanılmıřtır. En küçük kareler, ana kütle regresyon modelindeki baęımlı deęiřken ve baęımsız deęiřkenler arasındaki baęlantının incelendięi modellerde sıklıkla kullanılan bir tahmin yöntemidir (il, 2018:113).

Bir regresyon modelinin gereęi yansıtabilmesi, modelden ıkarımların ve tahminlerin yapılabilmesi için varsayımlarının test edilmiř olması gerekmektedir. Bu varsayımlar; hata terimlerinin normal daęılımı, hata terimleri arasında otokorelasyon olmaması, baęımsız deęiřkenler arasında oklu doęrusal baęlantı sorununun olmaması, hata terimlerinin sabit varyanslı olması ve hata terimlerinin ortalamasının sıfır olmasıdır. Ayrıca, modelin doęru kurulmuř olması ve ölçme hatalarının da olmaması gerekmektedir (Tarı, 2018: 66).

## 5.2. Model

Çalışmada Türkiye’de finansal erişimin belirleyici faktörlerini incelemek üzere üç temel çoklu regresyon modeli kurulmuştur. Kurulan modellerde  $FE_1$ ,  $FE_2$ ,  $FE_3$ , değişkenleri finansal erişim göstergesi bağımlı değişken olarak; TAS, ISZ, NUF, GSYİH ise, açıklayıcı bağımsız değişken olarak ele alınmıştır. Bu modellere ilişkin bilgiler şu şekildedir:

$$FE_1 = \beta_0 + \beta_1 TAS + \beta_2 ISZ + \beta_3 NUF + \beta_4 GSYİH + u \quad (1)$$

$$FE_2 = \beta_0 + \beta_1 TAS + \beta_2 ISZ + \beta_3 NUF + \beta_4 GSYİH + u \quad (2)$$

$$FE_3 = \beta_0 + \beta_1 TAS + \beta_2 ISZ + \beta_3 NUF + \beta_4 GSYİH + u \quad (3)$$

Yukarıda kurulan modellere ve modelde kullanılan değişkenlere ilişkin bulgulara bir sonraki bölümde değinilmektedir.

## 6. Bulgular

Çalışmanın bu bölümünde araştırma kapsamında kurulan modellere ve değişkenlere ilişkin bulgulara yer verilmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin açıklayıcı istatistikler Tablo 2’de gösterilmiştir.

**Tablo 2:** Açıklayıcı İstatistikler

İstatistiki terge	Gös-	$FE_1$	$FE_2$	$FE_3$	TAS	GSYİH	NUF	ISZ
Ortalama		12.69651	61.14164	45.90518	24.51300	10586.43	1.480951	9.911500
Medyan		13.28301	63.15442	45.63418	24.68210	10820.63	1.532401	9.879800
Maksimum		14.57064	79.09119	60.17878	28.01163	12519.39	1.701972	12.55220
Minimum		9.013422	33.45505	25.65382	21.97116	8035.377	1.192794	8.149500
Standart Sapma		1.756787	17.01405	11.86671	1.689598	1266.576	0.195216	1.244119
Gözlem Sayısı		13	13	13	13	13	13	13

Tablo 2 incelendiğinde, 2006-2018 yılları arasındaki 13 yıllık dönemde, Türkiye’de 1.000 km<sup>2</sup> başına düşen ticari banka şubesi sayısı ortalama olarak yaklaşık 12, 100.000 kişi başına düşen ATM sayısı ortalama olarak yaklaşık 61, bireysel ve kurumsal müşterilerin ticari bankalardaki toplam kredi tutarının gayrisafi yurtiçi hasıla içerisindeki payı ortalama olarak yaklaşık %45, gayrisafi yurt içi tasarrufların gayrisafi yurtiçi hasıla içerisindeki payı ortalama olarak yaklaşık %24, dolar bazında kişi başına GSYİH ortalama olarak yaklaşık 10586, nüfus artış hızı ortalaması % 1.48, işsizlik oranı ortalama olarak yaklaşık % 9.9’dır.

### 6.1. Birinci Arařtırma Modeline İliřkin Bulgular

alıřma kapsamında Trkiye’de finansal eriřimin belirleyici faktrlerini tespit etmek zere kurulan modellerden ilki ařađıda yer almaktadır.

$$FE_1 = \beta_0 + \beta_1 TAS + \beta_2 ISZ + \beta_3 NUF + \beta_4 GSYİH + u$$

Bu modele gre  $FE_1$  “1.000 km<sup>2</sup> bařına ticari banka řubesi sayısı” finansal eriřimi temsilen bađımlı deđiřken olarak yer almaktadır. Model kurulduktan sonra oklu regresyon analizinin varsayımlarından birisi olan deđiřen varyans sorunu ile karřılařılmıřtır. Bu sorunu gidermek zere modeldeki deđiřkenlerin logaritmaları alınarak model yeniden analize tabi tutulmuřtur. Kurulan yeni model ařađıdaki řekildedir:

$$\text{Log}(FE_1) = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}(TAS) + \beta_2 \text{Log}(ISZ) + \beta_3 \text{Log}(NUF) + \beta_4 \text{Log}(GSYİH) + u$$

#### 6.1.1. Varsayımlar

Kurulan yeni arařtırma modelinin oklu regresyon varsayımlarına uygun olup olmadıđı ile ilgili varsayımlar yeniden teste tabi tutulmuřtur. İlk olarak modelde, bađımsız deđiřkenler arasındaki iliřkiyi kontrol eden oklu dođrusal bađlantı sorununun olup olmadıđını tespit etmek zere Varyans Artıř Faktr (VIF-Variance Inflation Factor) incelenmiřtir. Deđiřkenlere iliřkin VIF deđerleri Tablo3’te gsterilmiřtir.

**Tablo 3:** VIF Deđerleri Tablosu

Deđiřken	VIF
Log(TAS)	1.330152
Log(NUF)	2.604321
Log(ISZ)	1.128507
Log(GSYİH)	2.562011

Genel olarak 1 ile 5 arasındaki VIF deđerleri orta dzey kolerasyonu gstermekte olup, oklu dođrusal bađlantı sorunu olmadıđı řeklinde ifade edilmektedir (Sarıkovanlık vd., 2019: 54). Buna gre Tablo 3’te modeldeki deđiřkenler arasında oklu dođrusal bađlantınının olmadıđı grlmektedir.

İkinci olarak modelin hata terimlerinin normal dađılıma uygun olup olmadıđını test etmek zere Jarque-Bera yntemi kullanılmıř ve sonular Tablo 4’te gsterilmiřtir.

**Tablo 4:** Jarque-Bera Testi Sonuları

Seri	Kalıntı Deđer
Observation:	13
Jarque-Bera	0.553025
Probability	0.758424



Tablo 4'teki elde edilen sonuçlara göre probability>0,05 olduğundan dolayı  $H_0$  kabul edilmiş olup, modelde hata terimlerinin normal dağılım gösterdiği ortaya koyulmuştur (Sarıkovanlık vd., 2019: 50).

Üçüncü olarak, hata terimleri arasında otokorelasyon (ardışık bağımlılık) sorununun olup olmadığına incelemek üzere Ljung-Box testi yapılmıştır. Ljung-Box testi sonuçları Tablo 5'te gösterilmiştir.

**Tablo 5:** Ljung-Box Testi Sonuçları

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.144	-0.144	0.3370	0.562
		2 -0.262	-0.288	1.5512	0.460
		3 0.215	0.139	2.4495	0.484
		4 -0.223	-0.273	3.5251	0.474
		5 -0.319	-0.350	6.0132	0.305
		6 0.071	-0.264	6.1531	0.406
		7 0.086	-0.121	6.3910	0.495
		8 -0.033	-0.128	6.4337	0.599
		9 0.076	-0.178	6.7146	0.667
		10 0.150	-0.101	8.1731	0.612
		11 0.063	0.042	8.5575	0.663
		12 -0.178	-0.173	14.765	0.255

Ljung-Box testi sonuçlarına göre farklı gecikme değerlerinde otokorelasyon olmadığı Tablo 5'te gösterilmektedir. Ayrıca modelin sonuç tablosunda yer alan Durbin-Watson değeri de otokorelasyon sorunu olmadığını da destekler niteliktedir.

Dördüncü olarak modelin değişen varyans (eşvaryanslılık) sorunu olup olmadığını test etmek üzere Breusch-Pagan-Godfrey yapılmıştır. Breusch-Pagan-Godfrey testinin sonuçları Tablo 6'da gösterilmiştir.

**Tablo 6:** Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity Testi

n*R <sup>2</sup>	7,735671
Olasılık	0,0909

Tablo 6'nın sonuçlarına göre, modelin değişen varyans (eşvaryanslılık) sorunu yoktur. Gözlem sayısının yeterli olmamasından dolayı White testi yapılamamıştır.

Son olarak, çoklu regresyon analizinin varsayımlarından biri olan hata terimlerinin ortalamasının sıfır olması gerekliliğinden hareketle modelin "resid" değeri incelenmiş ve sıfır olduğu tespit edilmiştir. Modelin varsayımlarının test edilmesinden sonra, model en küçük kareler tahmin yöntemine göre analize tabi tutulmuş ve analiz sonuçları Tablo 7'de raporlanmıştır.

**Tablo 7:** Birinci Arařtırma Modeline İliřkin Sonular

Deęiřken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistięi	Olasılık
Log(TAS)	0.307082	0.145478	2.110853	0.0678*
Log(NUF)	0.578767	0.102075	5.670032	0.0005***
Log(ISZ)	0.456998	0.074055	6.171099	0.0003***
Log(GSYİH)	0.594358	0.111020	5.353605	0.0007***
SABİT TERİM	-5.221514	1.305208	-4.000522	0.0039***
R <sup>2</sup>	0.973164		F İstatistięi	72.52777
Düzeltilmiř R <sup>2</sup>	0.959747		Prob(F-Statistic)	0.000003
			Durbin-Watson	1.876345

\*\*\*%1’de anlamlı, \*%10’da anlamlı

Tablo 7 incelendięinde, F istatistięinin 0,05’ten küçük olması modelin bütünüyle istatistiki olarak anlamlı olduęunu göstermektedir (Sarıkovanlık vd., 2019: 56). Modelin açıklayıcılıęını ifade eden R<sup>2</sup> deęeri ise yaklaşık %97 olarak hesaplanmıřtır. R<sup>2</sup> deęeri modelde baęımlı deęiřkenin baęımsız deęiřkenlerce açıklanabilirlik düzeyini göstermektedir (Sarıkovanlık vd., 2019: 57). Buna göre; TAS, NUF, ISZ ve GSYİH deęiřkenleri tarafından, FE<sub>1</sub> deęiřkeni %97 oranında açıklanabilmektedir. Ayrıca, FE<sub>1</sub> ile TAS, NUF, ISZ ve GSYİH arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü bir iliřki tespit edilmiřtir. Kurulan modelde, TAS deęiřkeninin %10 önem seviyesinde anlamlı, NUF, ISZ ve GSYİH deęiřkenlerinin ise %1 önem seviyesinde anlamlı olduęu sonucuna varılmıřtır. Bunların yanı sıra Durbin-Watson deęerinin 2’ye yakın bir deęer olması varsayımlar arasında yer alan Ljung-Box Testi’ni destekler niteliktedir.

## 6.2. İkinci Arařtırma Modeline İliřkin Bulgular

alıřma kapsamında Türkiye’de finansal eriřimin belirleyici faktörlerini tespit etmek üzere kurulan modellerden ikincisi ařaęıda yer almaktadır.

$$FE_2 = \beta_0 + \beta_1 TAS + \beta_2 ISZ + \beta_3 NUF + \beta_4 GSYİH + u$$

Bu modele göre FE<sub>2</sub> “100.000 kiři bařına düřen ATM sayısı” finansal eriřimi temsilen baęımlı deęiřken olarak yer almaktadır.

### 6.2.1. Varsayımlar

İkinci modele iliřkin oklu doęrusal baęlantının varlıęının test edilmesi için varyans artıř faktörü (VIF – Variance Inflation Factor) deęerleri incelenmiřtir. Deęiřkenlere iliřkin VIF deęerleri ařaęıdaki Tablo 8’de gösterilmiřtir.

**Tablo 8:** VIF Değerleri Tablosu

Değişken	VIF
TAS	1.404501
NUF	2.961472
ISZ	1.180964
GSYİH	3.001935

Tablo 8 incelendiğinde ikinci modele ilişkin çoklu doğrusal bağlantı sorununun olmadığı görülmektedir.

İkinci modelin hata terimlerinin normal dağılıma uygun olup olmadığını test etmek üzere Jarque-Bera testi yapılmış ve sonuçlar Tablo 9'da gösterilmiştir.

**Tablo 9:** Jarque-Bera Testi Sonuçları

Seri	Kalıntı Değer
Observation:	13
Jarque-Bera	0.660441
Probability	0.718765

Tablo 9'da Jarque-Bera testinin sonuçlarına bakıldığında ikinci modele ilişkin hata terimlerinin normal dağılım gösterdiği tespit edilmiştir.

Çalışma kapsamında kurulan ikinci modelin otokorelasyon(ardışık bağımlılık) sorununun olup olmadığını gösteren Ljung-Box testi sonuçları, Tablo 10'da gösterilmiştir.

**Tablo 10:** Ljung-Box Testi Sonuçları

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.098	-0.098	-0.098	0.1545	0.694
2	0.121	-0.132	-0.132	0.4161	0.812
3	0.072	-0.101	-0.101	0.5166	0.915
4	0.387	-0.439	-0.439	3.7618	0.439
5	0.002	-0.184	-0.184	3.7619	0.584
6	0.077	-0.137	-0.137	3.9283	0.686
7	0.035	-0.238	-0.238	3.9676	0.784
8	0.353	0.123	0.123	8.8298	0.357
9	0.054	-0.094	-0.094	8.9703	0.440
10	0.121	-0.106	-0.106	9.9148	0.448
11	0.147	0.149	0.149	12.023	0.362
12	0.189	0.023	0.023	18.974	0.089

Tablo 10'da görüldüğü üzere kurulan ikinci regresyon modelinin otokorelasyon problemi bulunmamaktadır.

İkinci modelin deęiřen varyans sorununun olup olmadıęı incelenmek üzere yapılan Breusch-Pagan-Godfrey testinin sonuları Tablo 11’de gsterilmiřtir. Gzlem sayısının yeterli olmamasından dolayı White testi yapılamamıřtır

**Tablo 11:** Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity Testi

$n \cdot R^2$	2.011509
Olasılık	0.8264

Tablo 11’e bakıldıęında ikinci modelin deęiřen varyans sorunu olmadıęı grlmektedir.

Son olarak, ikinci oklu regresyon modelinin “resid” deęeri incelenmiř ve hata terimlerinin ortalamasının sıfır olduęu tespit edilmiřtir.

İkinci arařtırma modelinin de varsayımlarının test edilmesinden sonra, en kk kareler tahmin sonuları Tablo 12’de raporlanmıřtır.

**Tablo 12:** İkinci Arařtırma Modeline İliřkin Sonular

Deęiřken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistięi	Olasılık
TAS	3.582280	0.531510	6.739818	0.0001***
NUF	59.74530	6.679944	8.943982	0.0000***
ISZ	3.997162	0.661896	6.038954	0.0003***
GSYİH	0.002527	0.001037	2.437454	0.0407**
SABİT TERİM	-181.5164	16.86597	-10.76228	0.0000***
$R^2$	0.984131		F İstatistięi	124.0341
Dzeltilmiř $R^2$	0.976197		Prob(F-Statistic)	0.000000
			Durbin-Watson	1.816684

\*\*\*%1’de anlamlı, \*\*%5’da anlamlı.

Tablo 12 incelendięinde F istatistięine gre modelin istatistiksel olarak anlamlı olduęu grlmektedir. Modelin aıklayıcılıęını ifade eden  $R^2$  deęeri ise yaklaşık %98 olarak hesaplanmıřtır. Bařka bir ifade ile; TAS, NUF, ISZ ve GSYİH deęiřkenleri tarafından,  $FE_2$  deęiřkeni %98 oranında aıklanabilmektedir. Ayrıca,  $FE_2$  ile bağımsız deęiřkenler olarak ele alınan TAS, NUF, ISZ ve GSYİH arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif ynl bir iliřki tespit edilmiřtir. Kurulan modelde, GSYİH deęiřkeninin %5 nem seviyesinde anlamlı, NUF, ISZ ve TAS deęiřkenlerinin ise %1 nem seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduęu sonucuna varılmıřtır. Bunların yanı sıra Durbin-Watson deęerinin 2’ye yakın bir deęer olması varsayımlar arasında yer alan Ljung-Box Testi’ni destekler niteliktedir.

### 6.3. nc Arařtırma Modeline İliřkin Bulgular

Trkiye’de finansal eriřimin belirleyici faktrlerini tespit etmek üzere kurulan modellerden ncs Őu Őekildedir;

$$FE_3 = \beta_0 + \beta_1 TAS + \beta_2 ISZ + \beta_3 NUF + \beta_4 GSYİH + u$$

Bu modele göre  $FE_3$  “bireysel ve kurumsal müşterilerin ticari bankalardaki toplam kredi tutarının GSYİH’ya oranı” finansal erişimi temsilen bağımlı değişken olarak yer almaktadır.

### 6.3.1. Varsayımlar

Üçüncü modele ilişkin çoklu doğrusal bağlantının varlığının test edilmesi için varyans artış faktörü (VIF – Variance Inflation Factor) değerleri incelenmiştir. Değişkenlere ilişkin VIF değerleri Tablo 13’te gösterilmiştir.

**Tablo 13:** VIF Değerleri Tablosu

Değişken	VIF
TAS	1.404501
NUF	2.961472
ISZ	1.180964
GSYİH	3.001935

Tablo 13 incelendiğinde üçüncü modele ilişkin çoklu doğrusal bağlantı sorununun olmadığı görülmektedir.

Üçüncü modelin hata terimlerinin normal dağılıma uygun olup olmadığını test etmek üzere Jarque-Bera yöntemi kullanılmış ve sonuçlar Tablo 14’de gösterilmiştir.

**Tablo 14:** Jarque-Bera Testi Sonuçları

Seri	Kalıntı Değer
Observation:	13
Jarque-Bera	0.877023
Probability	0.644996

Tablo 14’de Jarque-Bera testinin sonuçlarına bakıldığında üçüncü modele ilişkin hata terimlerinin normal dağılım gösterdiği sonucuna varılmıştır.

Üçüncü regresyon modelinin otokorelasyon (ardışık bağımlılık) sorununun olup olmadığını gösteren Ljung-Box testine sonuçlar Tablo 15’te gösterilmiştir.

**Tablo 15:** Ljung-Box Testi Sonuları

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.151	0.151	0.3691	0.544
		2 -0.367	-0.399	2.7540	0.252
		3 -0.321	-0.224	4.7656	0.190
		4 -0.259	-0.404	6.2212	0.183
		5 0.156	0.004	6.8151	0.235
		6 0.254	-0.128	8.6061	0.197
		7 -0.071	-0.268	8.7678	0.270
		8 0.048	0.090	8.8579	0.354
		9 0.037	-0.021	8.9241	0.444
		10 -0.030	0.066	8.9808	0.534
		11 -0.068	-0.129	9.4259	0.583
		12 -0.030	0.146	9.6068	0.650

Tablo 15'te grldė zere kurulan nc arařtırma modelinin otokorelasyon problemi bulunmamaktır.

nc regresyon modelinin deėiřen varyans sorununun olup olmadıėını incelenmek zere yapılan Breusch-Pagan-Godfrey testinin sonuları Tablo 16'da gsterilmiřtir.

**Tablo 16:** Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity Testi

<b>n*R<sup>2</sup></b>	0.712886
<b>Olasılık</b>	0.9731

Tablo 16'ya gre nc arařtırma modelinin de deėiřen varyans sorunu olmadıėı sonucuna varılmıřtır.

Son olarak, nc regresyon modelinin "resid" deėeri incelenmiř ve hata terimlerinin ortalamasının sıfır olduėu tespit edilmiřtir. nc modelin de varsayımlarının test edilmesinden sonra, en kk kareler tahmin sonuları Tablo 17'de raporlanmıřtır.

**Tablo 17:** nc Arařtırma Modeline İliřkin Sonular

Deėiřken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiėi	Olasılık
TAS	2.492641	0.544936	4.574190	0.0018***
NUF	38.70493	6.848684	5.651440	0.0005***
ISZ	3.345485	0.678616	4.929862	0.0011***
GSYİH	0.002119	0.001063	1.994046	0.0813*
SABİT TERİM	-128.1106	17.29202	-7.408655	0.0001***
R <sup>2</sup>	0.965710		F İstatistiėi	56.32638
Dzeltilmiř R <sup>2</sup>	0.948565		Prob(F-Statistic)	0.000007
			Durbin-Watson	1.591792

\*\*\*%1'de anlamlı, %10'da anlamlı

Tablo 17 incelendiğinde F istatistiğine göre model istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Modelin açıklayıcılığını ifade eden  $R^2$  değeri ise yaklaşık %96 olarak hesaplanmıştır. Başka bir ifade ile; TAS, NUF, ISZ ve GSYİH değişkenleri tarafından,  $FE_3$  değişkeni %96 oranında açıklanabilmektedir. Ayrıca,  $FE_3$  ile bağımsız değişkenler olarak ele alınan TAS, NUF, ISZ ve GSYİH arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Kurulan modelde, GSYİH değişkeninin %10 önem seviyesinde anlamlı, NUF, ISZ ve TAS değişkenlerinin ise %1 önem seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Bunların yanı sıra Durbin-Watson değerinin 2'ye yakın bir değer olması varsayımlar arasında yer alan Ljung-Box Testi'ni destekler niteliktedir.

## SONUÇ

Finansal erişim, finansal ürün ve hizmetlere ulaşma isteği ve motivasyonuna sahip olan ekonomik birimlerin finansal sisteme dahil edilmesi sürecini ifade etmektedir. Finansal erişim temel olarak, bireylerin ve kurumların finansal sistemin sunduğu ürün ve hizmetlere ulaşma fırsatını edinmelerini amaçlamaktadır.

Finansal ürün ve hizmetlerin en önemli sunucusu olan bankalar, finansal erişimin sağlayıcısı olma noktasında önemli rol üstlenmişlerdir. Öyle ki, çalışmada ele alınan finansal erişim göstergelerinin tamamı doğrudan bankacılık faaliyetleri ile ilgilidir. Dolayısıyla finansal sistemin yapıtaşları olan bankaların, toplumdaki tüm ekonomik birimler tarafından sunulan ürün ve hizmetlerin tamamına coğrafik, demografik ve maliyet yönünden erişiminde kolaylık sağlaması önem arz eden bir konudur.

Çalışmada, 2006-2018 yılları arasında Türkiye'de finansal erişimin belirleyici faktörlerini tespit etmek üzere ekonometrik bir analiz yapılmıştır. Uluslararası Para Fonu tarafından yayınlanan Finansal Erişim Anketi (FAS)'a göre finansal erişimin göstergesi olarak kabul edilen değişkenler arasında coğrafik, demografik ve finansal hizmetleri kullanımı temsil eden üç farklı bağımlı değişken tercih edilerek, bu değişkenlerin nüfus artış hızı, kişi başına gayrisafi yurt içi hasıla, işsizlik oranı ve yurtiçi gayri safi tasarruflar ile ilişkisi incelenmiştir.

Birinci araştırma modeli sonuçlarına göre, gayrisafi yurtiçi tasarruf oranındaki 1 birimlik artış, 1.000 km<sup>2</sup> başına düşen ticari banka şubesi sayısında yaklaşık 0.31 birimlik artışa neden olmaktadır. Nüfus artış hızındaki 1 birimlik artış, 1.000 km<sup>2</sup> başına düşen ticari banka şubesi sayısında yaklaşık 0.58 birimlik artışa neden olmaktadır. Kişi başına gayrisafi yurt içi hasıladaki 1 birimlik artış, 1.000 km<sup>2</sup> başına düşen ticari banka şubesi sayısında yaklaşık 0.59 birimlik artışa neden olmaktadır. Modelden elde edilen diğer bir çarpıcı sonuç ise, işsizlik oranındaki 1 birimlik artışın, 1.000 km<sup>2</sup> başına düşen ticari banka şubesi sayısında yaklaşık 0.46 birimlik artışa neden olduğudur.

İkinci araştırma modeli sonuçlarına göre, gayrisafi yurtiçi tasarruf oranındaki 1 birimlik artış, 100.000 kişi başına düşen ATM sayısında yaklaşık 3.58 birimlik artışa neden olmaktadır. Nüfus artış hızındaki 1 birimlik artış, 100.000 kişi başına düşen ATM sayısında yaklaşık 59.74 birimlik artışa neden olmaktadır. Kişi başına gayrisafi yurtiçi hasılanın ise 100.000 kişi başına düşen ATM sayısında etkisinin pozitif olmasına karşın, oldukça düşük düzeyde etkilendiği tespit edilmiştir. Modelin

bir dięer arpıcı sonucu ise, iřsizlik oranındaki 1 birimlik artıřın, 100.000 kiři bařına dūřen ATM sayısında yaklaşık 3.99 birimlik artıřa neden olduęudur.

Üüncü arařtırma modeli sonularına göre, gayrisafi yurtii tasarruf oranındaki 1 birimlik artıř, toplam kredi oranında yaklaşık 2.49 birimlik artıřa neden olmaktadır. Nüfus artıř hızındaki 1 birimlik artıř, toplam kredi oranında yaklaşık 38.70 birimlik artıřa neden olmaktadır. Kiři bařına gayrisafi yurtii hasılanın ise toplam kredi oranı için etkisinin pozitif olmasına karřın, olduka dūřük düzeyde etkilendięi tespit edilmiřtir. Modelin bir dięer arpıcı sonucu ise, iřsizlik oranındaki 1 birimlik artıřın, toplam kredi oranında yaklaşık 3.34 birimlik artıřa neden olduęudur.

alıřmada yapılan analiz sonucunda genel olarak finansal eriřim göstergesi olarak ele alınan 1.000 km<sup>2</sup> bařına dūřen ticari banka řubesi sayısı, 100.000 kiři bařına dūřen ATM sayısı ve toplam kredi oranını ifade eden bireysel ve kurumsal mūřterilerin ticari bankalardaki toplam kredi tutarının GSYİH'ya oranı ve nüfus artıř hızı, kiři bařına dūřen gayrisafi yurt ii hasıla, iřsizlik oranı, yurtii gayri safi tasarruflar ile istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü iliřkinin olduęu tespit edilmiřtir. Genel bir ifadeyle nüfus artıř hızı, iřsizlik oranı, tasarruflar ve kiři bařına dūřen milli gelir artıřa finansal eriřim düzeyi artacaktır. Dolayısıyla Türkiye aısından ele alındıęında finansal eriřim konusunun nüfus artıř hızı, kiři bařına gayrisafi yurt ii hasıla, iřsizlik oranı ve yurtii gayri safi tasarruflar ile ilintili olduęunu ve alıřma kapsamında belirleyici faktörlerin nüfus artıř hızı, iřsizlik oranı, gayri safi yurt ii tasarruflar ve kiři bařına dūřen milli gelir olduęunu ifade etmek mümkündür.

Finansal eriřim düzeyinin artıřıyla birlikte o toplumu oluřturan ekonomik birimler hedeflemiř olduęu ekonomik düzeye daha kolay ve resmi yollarla ulařabilme fırsatına sahip olabilirler. Bu nedenle toplumlarda ekonomik birimler tarafından gerekleřen tüm iřlemlerin gerek kayıt altıda yürütülmesi gerekse tasarrufların finansal sisteme kazandırılması noktasında finansal eriřim düzeyinin arttırılması gerekmektedir. Bu noktada nüfus artıř hızının, kiři bařına gayrisafi yurt ii hasıla, iřsizlik oranı ve yurtii gayri safi tasarrufların dikkate alınması gerektięi ařıkardır.

Ampirik alıřmadan elde edilen sonular, Nandru vd., (2016) ve Gebrehiwot ve Makine (2019)'nın alıřmasını destekler niteliktedir. Ayrıca alıřmanın yerli literatüre de katkı saęlayacaęı dūřünölmektedir. Finansal eriřim konusunun farklı belirleyici unsurlarının tespit edilmesi daha sonra yapılacak alıřmalar aısından önerilebilir.

## KAYNAKA

- ABEL, Sanderson, MUTANDWA, Learnmore, ROUX, Pierre Le (2018), "A Review of Determinants of Financial Inclusion", *International Journal of Economics and Financial Issues*, 8(3), 1-8.
- AKUDUGU, Mamudu A.(2013), "The Determinants of Financial Inclusion in Western Africa: Insights from Ghana", *Research Journal of Finance and Accounting*, 4(8), 1-10.
- BECK, T., DEMİRĞUC-KUNT, A., & MARTİNEZ PERIA, M. S. (2005), "Reaching Out: Access To And Use Of Banking Services Across Countries", *The World Bank*,1-37.
- CHIKALIPAH, Sydney (2016), "What Determines Financial Inclusion in Sub-Saharan Africa? *African Journal of Economic and Management Studies*", 8(1), 8-18.
- İL, Nurgöl (2018) "Finansal Ekonometri", *Der Yayınları*, İstanbul.



- DAVUTYAN, Nurhan & ÖZTÜRKAL, Belma (2016), “Determinants of Saving-Borrowing Decisions and Financial Inclusion in a High Middle Income Country: The Turkish Case”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(11), 2512-2529.
- FUNGÁČOVÁ, Zuzana & WEILL, Laurent (2016), “Determinants of Financial Inclusion in Asia, Financial Inclusion in Asia”, *Palgra ve Studies in Impact Finance*, 35-57.
- GUJARATI, D.N & PORTER, D.C (2014), “Temel Ekonometri”, *Literatür Yayıncılık, İstanbul*.(Çev.Şenesen, Ümit & Şenesen, Gülay Günlük).
- HONOHAN, P. (2008), “Cross-country Variation in Household Access to Financial Services”, *Journal of Banking & Finance*, 32, 2493–2500.
- MOOKERJEE, R. & KALÍPIONÍ, P.(2010), “Availability of Financial Services and Income Inequality: The Evidence From Many Countries”, *Emerging Markets Review*, 11, 404–408.
- SARIKOVANLIK, Vedat, KOY, Ayben, AKKAYA, Murat, YILDIRIM, Hasan Hüseyin, KANTAR, Lokman. (2019), “Finans Biliminde Ekonometri Uygulamaları”, *Seçkin Yayıncılık, Ankara*.
- SARMA, Mandira & PAIS, Jesim (2011 ) “Financial Inclusion and Development”, *Journal of International Development*, 23, 613-628.
- SHIHADDEH, Fadi Hassan (2018), “How Individual’s Characteristics Influence financial Inclusion: Evidence From Menap” *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 11(4) . 553-574.
- SOUMARÉ, Issouf, TCHANA, Fulbert, Tchana KENGNE Thierry Martial (2016), “Analysis of the Determinants of Financial Inclusion in Central And West Africa” ,*Transnational Corporations Review*, 8(4), 231-249.
- TAMBUNLERTCHAI, Kanittha (2018), “Determinants and Barriers To Financial Inclusion in Myanmar: What Determines Access To Financial Services And What Hinders It?”, *The Singapore Economic Review*, 63(1), 9–26.
- TARI, R. (2018). “Ekonometri”, *Umuttepe Yayınları, Kocaeli*.
- WARDHONO, Adhitya, QORİAH Ciplis G., & INDRAWATI, Yulia (2016), “The Determinants of Financial Inclusion: Evidence from Indonesian Districts”, *International Journal of Economic*, 10(4), 472-483.
- ZİNS, Alexandra, WEİLL, Laurent (2016), “The Determinants of Financial Inclusion in Africa, *Review of Development Finance*” (6).46–57.

### **İnternet Kaynakları**

Uluslararası Para Fonu İstatistik Bölümü, Finansal Erişim Anket Kılavuzları ve El Kitabı, Mart 2019 (Erişim Tarihi: 26.03.2020)

Finansal Erişim Anketi, Uluslararası Para Fonu, <https://data.imf.org/>? (Erişim Tarihi: 26.03.2020)

## ADAPTİF PİYASA HİPOTEZİNİN ASYA – PASİFİK ÜLKELERİNDE TEST EDİLMESİ

### TESTING THE ADAPTIVE MARKET HYPOTHESIS IN ASIA-PACIFIC COUNTRIES

Eray GEMİCİ\* 

#### Öz

Bu alıřma, Asya Pasifik lkelerinde Adaptif Piyasa Hipotezinin geerliliğini arařtırmayı amalamaktadır. Bu amala, 31 Aralık 1992'den 31 Ocak 2020'ye kadar olan aylık dnem, Otomatik Portmanteau Q testi, Genel- leřtirilmiř Spektral test ve Wild-Bootstrap Otomatik Varyans Oran testi kullanılarak analiz edilmiřtir. Ayrıca, getirilerin zamana baėlı olarak tahmin edilebilirliėi kayan pencereler yaklařımı kullanılarak incelenmiřtir. Elde edilen bulgular, lke borsalarının Adaptif Piyasa Hipotezini doėrudadıėını gstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Adaptif piyasa hipotezi, Asya-Pasifik lkeleri, varyans-oran testleri.

**JEL Kodları:** G10, G12, G14.

#### Abstract

This study aims to investigate the validity of the Adaptive Market Hypothesis in Asia Pacific countries. For this purpose, the monthly period from December 31, 1992 to January 31, 2020 are analyzed using Automatic Portmanteau Q test, Generalized Spectral test and Wild-bootstrapped Automatic Variance Ratio test. Furthermore, the rolling window approach is used to examine whether the time varying returns are predictable. The findings show that the country's stock markets confirm the Adaptive Market Hypothesis.

**Keywords:** Adaptive market hypothesis, Asia-Pacific countries, variance-ratio tests.

**JEL Codes:** G10, G12, G14.

\* Dr. Öğr. Üyesi, Gaziantep Üniversitesi, İřlahiye İİBF, İřletme Bölümü, E-posta: gemici@gantep.edu.tr, ORCID: 0000-0001-5449-0568

## Giriş

Piyasaların etkinliği Fama (1970) tarafından öne sürülmüş olup piyasadaki hisse senedi fiyatlarının mevcut tüm bilgileri yansıttığı fikrine dayanmaktadır. Etkin Piyasa Hipotezine (bundan sonra, EPH) göre, piyasaya yeni bir bilgi geldiğinde bu bilgi piyasada hemen yayılmakta ve gecikmeden menkul kıymet fiyatlarına yansımaktadır. Dolayısıyla, ne geçmiş hisse fiyatları ile gelecek fiyatları tahmin etmeye çalışan teknik analistler ne de şirket kazançları ve aktif değeri gibi finansal bilgilerin analizi ile düşük değerlendirilmiş hisseleri tespit etmeye çalışan temel analizciler rastgele seçilmiş hisse senedi portföyünden daha fazla getiri elde edemeyeceklerdir (Malkiel, 2003, s. 59).

EPH'nin geçerliliği finans yazınında yıllarca tartışılmış ve konu ile ilgili çeşitli araştırmalar yapılmıştır. Malkiel (2003), EPH'nin geçerliliğinin bir nesil öncesine kadar finansal ekonomistler tarafından geniş çapta kabul gördüğünü belirtmiştir. Ancak literatürde EPH'nin farklı piyasalarda geçerliliğini savunan araştırmalar (Boboc ve Dinică, 2013; Gözbaşı vd., 2014; Munir ve Mansur, 2009; Narayan ve Smyth, 2004; Özdemir, 2008) olduğu gibi EPH'nin geçerliliğini reddeden çalışmalara da (Dockery ve Kavussanos, 1996; Frennberg ve Hansson, 1993; Hamid vd., 2017; Nguyen ve Ali, 2011; Nguyen vd., 2012; Zafar, 2012) rastlanmaktadır. Birden fazla ülke piyasasına yönelik yapılan çalışmalarda ise bazı ülkeler için EPH geçerli iken bazılarında geçerli bulunmamıştır (Borges, 2010; Mlambo ve Biekpe, 2007).

EPH ile ilgili yapılan araştırmalarda ortak bir görüş birliği sağlanamaması araştırmacıları ve yatırımcıları bireylerin rasyonel kararlar vermesi görüşünden uzaklaştırarak farklı çalışmalar yapmaya yönlendirmiştir. Bu doğrultuda yapılan araştırmalarda, yatırımcıların irrasyonel davranışlar sergilediği ve EPH'nin karşıtı olan piyasa anomalilerine rastlandığı görülmüştür. Bu borsa anomalilerinden biri hisse senedi getirilerinin haftanın gününe, ayın gününe veya yılın ayına bağlı olarak sistematik olarak daha yüksek veya daha düşük olduğu yönündedir. Bu anomaliler takvim anomalileri olarak adlandırılmakta olup sıkça bilinenleri Pazartesi etkisi, ocak ayı etkisi ve ay dönümü etkisidir (Urquhart ve McGroarty, 2014, s. 154). Bireylerin rasyonellikten sapması ve EPH'nin karşıt görüşü hipotezler davranışsal finansın konusunu oluşturmaktadır. Geniş anlamda davranışsal finans, bazı finansal olayların insanların tam olarak rasyonel olmadığı varsayımındaki modelleri kullanarak daha iyi anlaşılacağını iddia etmektedir (Barberis ve Thaler, 2003, s. 1055). Davranışsal finansın bilişsel psikoloji ve arbitraj kısıtlaması olmak üzere iki temel yapı taşı vardır. Bilişsel psikoloji insanların nasıl düşündüğü ile alakalıdır. Arbitraj kısıtlaması ise hangi durumlarda arbitraj güçlerinin efektif olacağını ya da olamayacağını tahmin etmektedir (Ritter, 2003, s. 428-429).

Piyasaların etkinliği konusu EPH ile başlayıp davranışsal finans ile devam etmiştir. Shiller (2003) EPH'den davranışsal finansla geçişi şu şekilde özetlemiştir: EPH 1970'li yıllarda akademik dünyada egemenliğinin zirvesine ulaşmıştır. EPH'ye olan inanç, birçoğu 1980'lerde olmak üzere anomalilerin keşfedilmesi ve aşırı volatilitenin yol açtığı getirilerin kanıtı ile aşınmıştır.

EPH ve davranışsal finans belirli dönemlerde finans literatüründe sıkça yer almış ve bu konulara ilişkin çeşitli piyasalarda ve ülkelerde çok fazla sayıda araştırmalar yapılmış ve yeni modellerle yapılmaya devam etmektedir. EPH ve davranışsal finans konusundaki karşıt görüşlerin üstesinden gelmek için Lo (2004) yeni bir teori ortaya atmıştır. Adaptif Piyasa Hipotezi (bundan sonra, APH)

olarak adlandırılan bu hipotez EPH ve takvim anomalilerinin bir arada var olabileceğini savunmaktadır. APH'nin odak noktasını herhangi tek bir davranıř deęil, davranıřların deęiřen piyasa kořullarına nasıl tepki verdięi oluřturmaktadır. APH çerçevesinde, bireyler ne tamamıyla rasyonel ne de irrasyonellerdir; yeni ekonomik gerçeklilere uyum saęlayan, ileri görüřlü, zeki ve rekabetçi yatırımcılardır (Lo, 2012, s. 24). EPH'ye alternatif olarak önerilen bu teoride davranıřsal bir bakıř açısı sunulmakta ve piyasaların zamanın farklı noktalarında etkin ve etkin olmama konusunda deęiřebileceğini ve yeni kořullara uyum saęlayabileceęi belirtilmektedir. Lo (2005) yeni bir hipotez olarak sunduęu APH ile EPH'yi ve EPH karřıtı durumları inceleyerek modern finansal iktisat modellerinin davranıřsal modellerle tutarlı bir şekilde bir arada bulunabileceğini açıklamaktadır (Lo, 2005, s. 21).

APH literatürü hızla geliřmekte ve farklı ülke piyasalarında APH'nin geçerlilięi test edilmektedir. Bu doęrultuda bu alıřma, Asya – Pasifik ülke borsasında APH'nin geçerlilięini test etmeyi amaçlamaktadır. alıřmadan elde edilen bulguların EPH, davranıřsal finans ve APH'ye iliřkin literatüre katkı saęlayacaęı düřünölmektedir.

alıřma üç ana bölümden oluřmaktadır. Birinci bölümde Adaptif Piyasa Hipotezinin geçerlilięini farklı piyasalarda inceleyen güncel ampirik alıřmalara yer verilecektir. İkinci bölümde arařtırmada kullanılan veri seti ve kullanılan ekonometrik yöntemler tanıtılacaktır. Üçüncü bölümde ise yapılan ampirik analizler neticesinde elde edilen bulgular yorumlanacaktır.

## 1. Literatür Taraması

APH, Lo (2004) tarafından ortaya atıldıktan sonra ilk olarak arařtırmacılar tarafından finansal piyasalarda alıřılmaya başlanmıřtır. Daha sonra ise farklı piyasalar için literatürde APH'nin test edildięi görölmektedir. alıřmalar incelendięinde genel olarak tek bir ülke piyasasına yönelik arařtırmalar dikkat çekmektedir. Bu bölümde ilk olarak tek bir ülke piyasasında yapılan arařtırmalar ele alınmıř, daha sonra birden fazla ülke piyasasını inceleyen alıřmalar ve son olarak da borsalar dışındaki farklı piyasaların incelendięi arařtırmalar özetlenmiřtir.

APH'nin geçerlilięini 1997-2008 dönemi verileriyle altı Asya-Pasifik ülkesi (Avustralya, Hong-Kong, Hindistan, Malezya, Singapur ve Japonya) için inceleyen Todea vd. (2009), alıřmada incelenen her bir ülke piyasasının etkinlik derecesinin adaptif piyasa hipoteziyle tutarlı olarak zamana baęlı olarak döngüsel bir şekilde deęiřtięini tespit etmiřlerdir. Tahran Borsasında 1999-2013 dönemi günlük verilerle APH'nin geçerlilięini doęrusal ve doęrusal olmayan yöntemlerle inceleyen Ghazani ve Araghi (2014) belirtilen dönemde genel olarak APH'nin geçerli olduęunu tespit etmiřlerdir. Urquhart ve McGroarty (2014) DJIA endeksinde APH'nin geçerlilięini 1900-2013 dönemleri için incelemiřtir. Kayan pencereler yöntemini kullanan arařtırmacılar, takvim anomalilerinin APH'yi destekler nitelikte olduęu sonucuna ulařmıřlardır. Hiremath ve Kumari (2014) Doęrusal ve doęrusal olmayan testler ile APH'nin Hindistan piyasalarında geçerlilięini 1991-2013 dönemi için test ettikleri alıřmada, Hindistan piyasalarında APH ve EPH'nin geçerli olmadıęını ve borsanın etkinlięe doęru ilerledięini tespit etmiřlerdir. Hiremath ve Narayan (2016) tarafından yapılan arařtırmada da Hindistan borsasının etkinlięe doęru ilerledięi sonucuna varılmıřtır. Gana Borsası endekslerinin tahmin edilebilirlięini inceleyen Gyamfi (2018) 2011-2015 dönemlerine ait günlük getiri serilerini analizine

dahil etmiştir. Analiz sonuçlarında APH'nin geçerliliğini destekler nitelikte bulgular elde etmiştir. Çin piyasasında, Xiong vd. (2019) tarafından takvim anomalilerine dayanarak APH'nin geçerliliğinin test edildiği çalışma sonucunda, aşırı getirilerin zamana göre değiştiğini bir diğer ifadeyle APH'nin Çin piyasalarında geçerli olduğunu ortaya koymuşlardır. Pakistan Borsasında 2000-2018 dönemi için APH'nin geçerliliğini test eden Kayani vd. (2019) Pakistan piyasasında APH'nin varlığını kanıtlar nitelikte bulgulara ulaşmıştır. Takvim anomalilerinin ve piyasa koşullarının APH'ye göre zaman içerisindeki değişimini inceleyen Adaramola ve Adekanmbi (2020) 2000-2017 dönemi için Nijerya Borsasını incelemişlerdir. Çalışmada hafta sonu etkisinin varlığına dair bulgular elde etmekle birlikte genel olarak sonuçlar Nijerya Borsasında APH'nin hisse senedi getirileri davranışı ve takvim anomalilerini açıklama konusunda daha gerçekçi bir teori olduğunu ortaya koymuştur. Londra borsasında hisse senedi getirileri davranışı ve takvim anomalilerini 2007-2016 dönemi için parametrik ve parametrik olmayan testlerle inceleyen Rosini ve Shenai (2020) APH'nin varlığını destekleyen bulgular elde etmişlerdir.

APH'nin birden fazla piyasa için tek bir çalışmada incelendiği araştırmalar da literatürde yer almaktadır. Urquhart ve Hudson (2013) Amerika, İngiltere ve Japonya piyasalarında APH'nin geçerliliğini 1897-2009 yılları için inceledikleri çalışma sonucunda APH'nin EPH'ye kıyasla hisse senedi davranışlarını daha iyi açıkladığını tespit etmişlerdir. Japonya'da faaliyet gösteren iki piyasada APH'nin geçerliliğini test eden Noda (2016) zamana göre değişen model yaklaşımını kullanarak 1961-2015 yılları için piyasa etkinliğini incelemiştir. Bulgular, her iki piyasada da etkinliğin zamana göre değiştiğini ve APH'nin desteklendiğini ortaya koymuştur. APH'nin geçerliliğini S&P500, FTSE100, NIKKEI225 ve EURO STOXX 50 endekslerinde inceleyen Urquhart ve McGroarty (2016) 1990-2014 dönemi günlük verilerini kullanmışlardır. Analiz sonuçları, getiri tahmininin zamana göre anlamlı bir şekilde değiştiğini ve APH'nin desteklendiğini ortaya koymuştur. APH'nin geçerliliğini takvim anomalileri ile sekiz Dow Jones İslami endeks üzerinde 1996-2015 yılları için ve beş alt örneklem periyodu için inceleyen Al-Khazali ve Mirzaei (2017) İslami piyasalarda APH'nin EPH'ye kıyasla takvim anomalileri davranışını daha iyi açıkladığı sonucuna ulaşmışlardır.

Borsalar dışında çeşitli piyasalar için de APH'nin geçerliliği sınanmıştır. Bu piyasaların başında döviz piyasaları ve dijital para piyasaları gelmektedir. Döviz piyasalarında 1973-2005 yılları arası günlük verileri kullanarak APH'nin geçerliliğini inceleyen Neely vd. (2009) döviz kuru piyasalarının APH ile uyumlu fakat EPH ile uyumlu olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. İngiltere borsası ve döviz kuru olarak İngiliz poundu için APH'nin geçerliliğini 1776-2016 dönemi için inceleyen Almail ve Almudhaf (2017) çalışma sonucunda APH'yi destekler biçimde etkinliğin zamana göre değiştiğini ortaya koymuştur. Kumar (2018) 1999-2017 dönemleri arası APH'nin geçerliliğini Hindistan döviz kurlarına karşı ABD doları, İngiliz poundu, Euro ve Japon yeni için incelediği çalışma sonucunda APH'nin geçerliliğine ilişkin bulgular elde etmiştir. Bitcoin piyasasında APH'nin geçerliliğini 2010-2017 dönemleri için inceleyen Khuntia ve Pattanayak (2018) piyasa etkinliğinin zamana göre değiştiğini ve APH'nin Bitcoin piyasasında geçerli olduğunu tespit etmiştir. En büyük iki kripto para piyasası (Bitcoin ve Ethereum) ile Euro ve ABD Doları piyasalarında APH'nin geçerliliğini inceleyen Chu vd. (2019) 8 Temmuz 2017-31 Ağustos 2018 dönemine ait 168 gözlem ile gerçekleştirdikleri analiz sonucunda APH'nin ilgili piyasalarda geçerli olduğunu ve piyasa etkinliğinin zamana göre değişti yönünde bulgular elde etmişlerdir.

Son olarak petrol ve vadeli tarım urnleri piyasalarında da APH'nin sınanmasına dair alıřmalar zetlenmiřtir. Vadeli tarım urnleri piyasalarında APH'nin geerliliğini inceleyen Coronado Rami-rez vd. (2015) 1994-2010 yılları arası 4,267 vadeli szleřmeyi analizlerine dahil etmiřlerdir. alıřma sonucunda APH'nin geerliliğine dair kanıtlar elde etmiřlerdir.  temel ham petrol piyasasında AP-H'nin geerliliğini inceleyen Ghazani ve Ebrahimi (2019) 2003-2018 dnemlerine ait gnlk veriler-den faydalanmıřlardır. alıřma sonucunda Brent ve WTI petrol piyasalarının APH ile tutarlı olduđu sonucuna varmıřlardır.

Literatrdeki alıřmaların neredeyse hepsinde APH'nin belirlenen dnemler ierisinde geerli-liđi ispat edilmiřtir. Bu durum, hisse senedi getirisi davranıřlarının ve takvim anomalilerinin zamana gre deđiřim gsterdiđini kanıtlar niteliktedir.

## 2. Veri Seti ve Yntem

alıřmada Adaptif Piyasa Hipotezinin geerliliğini arařtırmak iin, 6 Asya-Pasifik lkesinin (Avustralya, Hong-Kong, Hindistan, Japonya, Malezya, Singapur) 31 Aralık 1992 – 31 Ocak 2020 aylık verileri incelenmiřtir. alıřmanın verileri MSCI piyasaları endeksi olarak ifade edilen Mor-gan Stanley Capital International'dan elde edilmiř ve incelenen lkelerin kendi yerel para birimle-rine ait toplam 325 gzlemden oluřan aylık kapanıř fiyatından oluřmaktadır. Her bir endeks serisi  $P_t = \ln(P_t/P_{t-1})$  aracılıđıyla logaritmik getiri serisine dnřtrlmřtir. alıřmanın analizi R ya-zılımları kullanılarak "vrtest" paketi ile gerekleřtirilmiřtir.

APH'yi test etmek iin Escanciano ve Velasco (2006) genelleřtirilmiř spektral (bundan sonra, GS) testi, Escanciano ve Lobato (2009) otomatik portmanteau testi (bundan sonra, AQ) ve Kim (2009) wild-bootstrap otomatik varyans oranı testi (bundan sonra, WBAVR) kullanılmıřtır. Bu testlere iliř-kin detaylı aıklamalar ařađıda sunulmuřtur.

### 2.1. Genelleřtirilmiř Spektral Test

Charles vd. (2011) Varyans oran testlerinin, getirilerin ngrlemez olduđu bir diziyi (martin-gale fark dizisini) takip eden getirilerdeki dođrusal olmayan bađımlılıđı tespit etmede yetersiz kalabi-leceđini ne srerek getirilerdeki dođrusal olmayan bađımlılıđı incelemek iin Escanciano ve Velasco (2006) GS testinin dođrusal ve dođrusal olmayan bađımlılıkları yakalama da daha bařarılı olduđunu belirtmiřlerdir.

Escanciano ve Velasco (2006) getirilerin tahmin edilemez olduđu Martingale fark serisini ifade eden sıfır hipotezini test etmek iin Eřitlik 1'de yer alan test istatistiđini geliřtirmiřlerdir;

$$H(\lambda, \chi) = \gamma_0(\chi)\lambda + 2 \sum_{j=1}^{\infty} \gamma_j(\chi) \frac{\sin j\pi\lambda}{j\pi} \quad 1$$

Eřitlikte yer alan  $\lambda [0,1]$  arasında yer alan gerel bir sayıdır.

$$H(\lambda, \chi) = \gamma_0(\chi)\lambda \quad \text{olmak üzere} \quad H_0 \quad \text{hipotezini test etmek için;} \\ S_T(\lambda, \chi) = (0.5T)^{1/2} \{ \hat{H}(\lambda, \chi) - \tilde{H}_0(\lambda, \chi) \} \quad 2$$

$\lambda$  ve  $\chi$ 'nin olası tüm değerleri için  $S_T(\lambda, \chi)$  ve sıfır arasındaki uzaklığı Cramer - Von Mises kuralını takiben  $D_n^2$  istatistiği ile elde edilmektedir;

$$D_n^2 = \sum_{j=1}^{n-1} (n-j) \frac{1}{(jn)^2} \sum_{t=j+1}^n \sum_{s=j+1}^n (Y_t - \bar{Y}_{n-j})(Y_s - \bar{Y}_{n-j}) \exp(-0.5(Y_{t-j} - Y_{s-j})^2) \quad 3$$

$D_n^2$ 'nin değeri oldukça büyük olduğunda, testin sıfır hipotezi ret edilmektedir (Khuntia ve Pattanayak, 2018, s. 27).

## 2.2. Otomatik Portmanteau Testi

Box ve Pierce (1970) tarafından geliştirilen Q testleri olarak ifade edilen portmanteau testi, bir finansal zaman serisinde bir grup otokorelasyon katsayısının sıfırdan anlamlı bir şekilde farklı olup olmadığını test etmede kullanılan araçlardan biridir.

$$Q_p = T \sum_{i=1}^k \hat{\rho}^2(i). \quad 4$$

Eşitlikte yer alan  $T$ , örneklem büyüklüğünü ve  $k$ , gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. Böylece test edilecek hipotez aşağıdaki gibidir:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_k = 0$$

$$H_1 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \rho_3 = \dots \neq \rho_k = 0$$

Lobato vd. (2001),  $Y_t$ 'nin şartlı değişen varyans göstermesi durumunda daha dirençli bir test istatistik formunu önermiştir;

$$Q_p^* = T \sum_{i=1}^k \tilde{\rho}^2(i). \quad 5$$

Denklemden yer alan  $\tilde{\rho}(i) = \hat{\gamma}^2(i)/\hat{\tau}(j)$  olmak üzere  $\hat{\gamma}(i)$ ,  $Y_t$ 'nin  $i$ 'nci dereceden örneklem otokovaryansını ifade etmektedir ve  $\hat{\tau}(i)$  ise  $Y_t^2$ 'nin  $i$ 'nci dereceden örneklem otokovaryansını ifade etmektedir.

Testin uygulanmasında optimal  $k$ 'nin seçiminde Escanciano ve Lobato (2009), otokorelasyon sayısını otomatik olarak seçimine izin vererek, Akaike (AIC) ve Bayesyen bilgi kriterine (BIC) dayalı asimtotik ki-kare dağılımına sahip Eşitlik 6'da yer alan AQ testini önermiştir.

$$AQ = Q_k^* = T \sum_{j=1}^k \hat{\rho}_j^2 \quad 6$$

### 2.3. Wild-bootstrap Varyans Oran Testi

Lo ve MacKinlay (1988) tarafından geliřtirilen varyans oranı testi, hisse senedi fiyatı gibi bir zaman serisinin korelasyonsuz artıřlarının varyansının rneklem aralıkları ile orantılı olduėu fikrine dayanmaktadır.

Lo ve MacKinlay (1988)'e gre eėer  $x_t$ , rneklem boyutu  $T$  olan bir finansal varlıėın getiri seriyse,  $x_t$ 'nin baėımsız ve trdeř (*iid*) ya da martingale fark serisi olarak daėıldıėını ileri sren sıfır hipotez eřitlik 7'de yer alan varyans oran testi ile test edilebilir.

$$V(k) = 1 + 2 \sum_{i=1}^{k-1} \left( \frac{k-i}{k} \right) \rho_i \quad 7$$

Eřitlikte yer alan  $\rho_i$ ,  $\{x_t\}$  zaman serisinin  $i$ 'nci gecikmedeki otokorelasyon katsayısını gstermektedir. Getirilerin zaman iinde iliřkisiz olduėu gz nne alındıėında herhangi bir elde tutma sresi iin  $k$  iin sıfır hipotez  $V(k) = 1$  olacaktır. Ampirik alıřmalarda elde tutma sresi, gnlk getiri iin  $k \in \{2,5,10,30\}$ , haftalık getiri iin  $k \in \{2,4,8,16\}$  olarak alınmaktadır (Charles vd., 2011, s. 29).

Choi (1999),  $k$ 'nin optimal deėerini otomatik olarak belirlemek iin frekans alanına dayalı otomatik bir varyans oranı testi (AVR) nermiřtir. Varyans oran tahmincisi eřitlik 8'de verilmiřtir.

$$\widehat{VR}(l) = 1 + 2 \sum_{i=1}^{T-1} k(i/l) \hat{\rho}(i), \quad \hat{\rho}(i) = \frac{\sum_{t=1}^{T-i} \Delta r_t \Delta r_{t+i}}{\sum_{t=1}^T \Delta r_t^2} \quad 8$$

$$k(x) = \frac{25}{12\pi^2 x^2} \left[ \frac{\sin(6\pi x/5)}{6\pi x/5} - \cos(6\pi x/5) \right]$$

Eřitlik 8 standardize edildiėinde otomatik varyans rasyo test ařaėıdaki gibi ifade edilebilir;

$$AVR = \sqrt{T/l} [\widehat{VR}(l) - 1] / \sqrt{2} \quad 9$$

Kim (2009), asimptotik bir test olan  $AVR(k)$  kořullu deėiřen varyans durumunda kk rneklem zelliėini geliřtirmek iin optimal elde tutma sresinin otomatik olarak seildiėi Mammen (1993) wild bootstrap temelli otomatik varyans rasyo (WBAVR) testini nermiřtir.

WBAVR testi 3 ařamalı bir sre izlemektedir (Kim 2009, sy.180-181):

1. Ařama: Ham getiri serisinden  $T$  gzlemlili zyineleme (bootstrap) tekniėi ile bir rneklem oluřtur.
2. Ařama: AVR istatistiklerini hesapla
3. Ařama: AVR istatistiėinin zyineleme (bootstrap) daėılımını oluřturmak iin 1. ve 2. ařamayı tekrarla.



### 3. Bulgular

Çalışmada öncelikle analize dahil edilen ülke borsalarının ait aylık endeks getiri serilerinin tanımlayıcı istatistikleri verilmiştir. Bu noktada Tablo 1, logaritmik farkı alınarak hesaplanan getiri serilerinin tanımlayıcı istatistikleri göstermektedir. Standart sapma, büyüklük açısından sırasıyla Hindistan, Hong-Kong, Malezya, Singapur, Japonya ve Avustralya borsalarında gerçekleşmiştir. Jarque-Bera (JB) istatistik değeri serilerin normal dağılım özelliği göstermediğini, koşullu değişen varyans için ARCH (10) testinin değeri, tüm ülke borsaları endeks getiri serisinde ARCH etkisi olduğunu göstermektedir. Buna ek olarak, hem Artırılmış Dickey-Fuller (ADF) hem de Phillips-Peron (PP) birim-kök testlerinin sonuçlarına göre, ülke endeks getiri serilerinde birim kökün olduğunu ileri süren sıfır hipotezi ret edilmiştir ve dolayısıyla ülke borsaların endeks getiri serileri durağan olarak elde edilmiştir.

**Tablo 1:** Borsalara Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	Avustralya	Hong-Kong	Hindistan	Japonya	Malezya	Singapur
Gözlem sayısı	325	325	325	325	325	325
Ortalama	0.004	0.004	0.008	0.001	0.003	0.002
St. Sapma	0.037	0.070	0.072	0.052	0.068	0.062
Çarpıklık	-0.636	-0.271	-0.319	-0.468	0.013	-0.594
Basıklık	3.317	6.000	4.117	4.262	7.928	6.421
Jarque-Bera	23.255***	125.875***	22.396***	33.403***	328.831***	177.544***
ADF	-18.132***	-16.732***	-16.737***	-15.547***	-5.625***	-11.204***
PP	-18.133***	-16.699***	-16.737***	-15.631***	-16.101***	-17.368***
ARCH-LM(10)	3.143***	2.082**	4.896***	1.160	13.517***	3.570***

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

Tablo 2 tüm örneklem dönemi boyunca hesaplanan test istatistiklerini göstermektedir. Genelleştirilmiş spektral test sonucuna göre, ülke borsalarına ait getiri serilerinin tüm örneklem dönemi ardışık bağımsız olduğunu ileri süren sıfır hipotezinin ret edilemediği görülmüştür. AQ testi ve WBAVR testine göre ise sadece Japonya borsasının, WBAVR test sonucuna göre ise sadece Malezya Borsası getirilerinin tüm örneklem dönemi boyunca ardışık bağımsız olduğunu ileri süren sıfır hipotezinin %5 önem düzeyinde ret edildiği tespit edilmiştir. Bir diğer ifadeyle elde edilen bulgular tüm örneklem dönemi boyunca sadece iki ülke borsası Japonya ve Malezya'nın adaptif piyasa hipotezini desteklediğini göstermektedir.

**Tablo 2:** Tüm Örneklem Dönemi Test İstatistikleri

Test	Avustralya	Hong-Kong	Hindistan	Japonya	Malezya	Singapur
<i>GS test</i>	(0.626)	(0.346)	(0.673)	(0.196)	(0.19)	(0.536)
<i>AQ test</i>	0.032 (0.856)	1.048 (0.305)	1.086 (0.297)	4.440 (0.035)	1.428 (0.232)	0.267 (0.604)

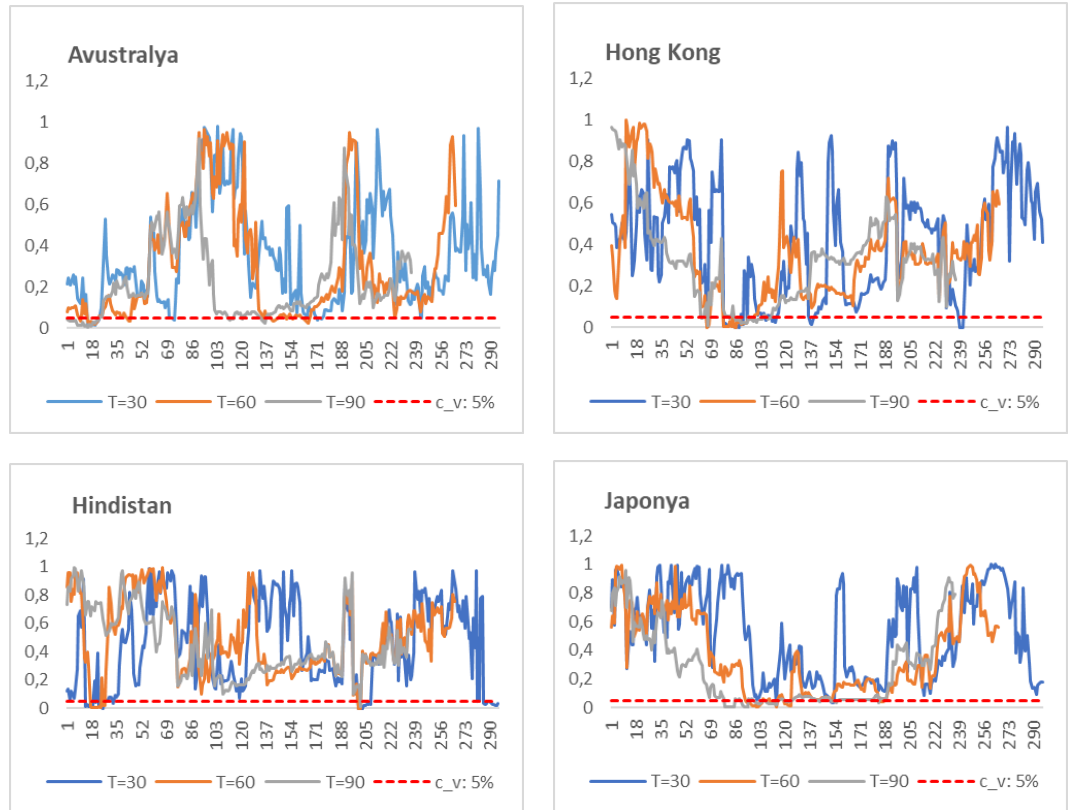
<i>WBAVR test</i>	-0.036 (0.868)	0.994 (0.183)	1.270 (0.107)	1.893 (0.023)	2.473 (0.045)	0.415 (0.592)
-------------------	-------------------	------------------	------------------	------------------	------------------	------------------

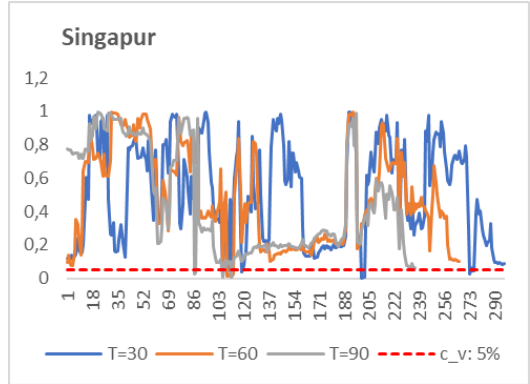
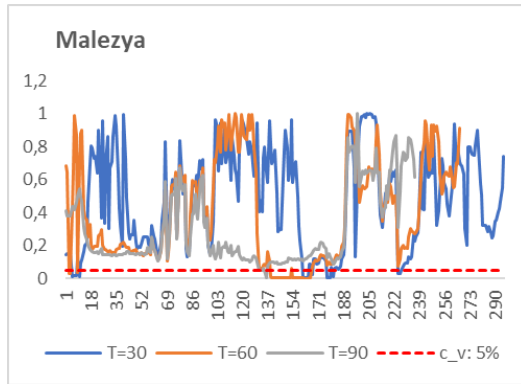
Not: Parantez iindeki ifadeler test istatistiklerinin olasılık deęerini gstermektedir.

Ancak adaptif piyasa hipotezinin geerlilięini fiyat hareketlerinin zaman deęişimli (time-varying) etkinlięi gz nne alarak incelendięinde; AQ ve WBAVR testi kullanılarak 30, 60 ve 90 aylık kayan pencereler yaklařımından elde edilen test sonuları tm rneklem dnemi boyunca elde edilen bulgulardan farklılık arz etmiřtir.

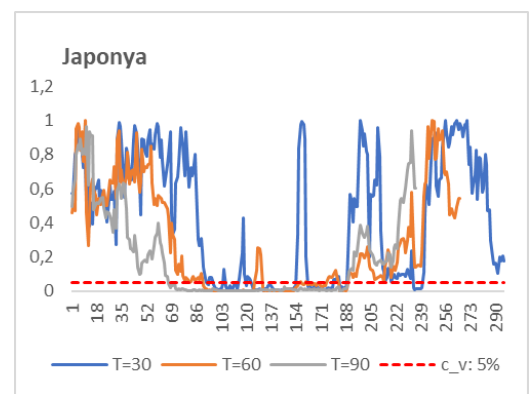
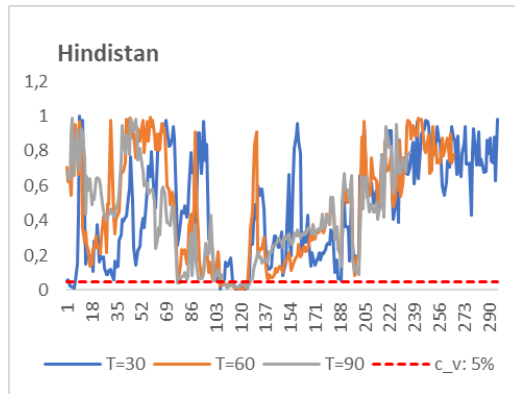
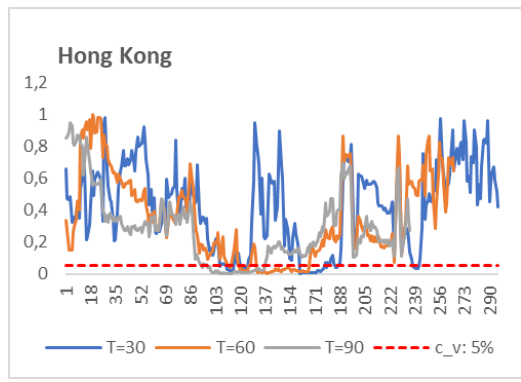
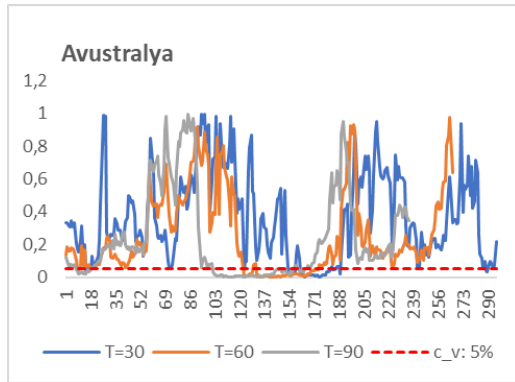
Grafik 1 ve Grafik 2 sırasıyla AQ ve WBAVR testinin  $T=30,60,90$  aylık alt dnemler iin kayan pencereler yntemine gre oluřturulmuř aylık getirilerin olasılık deęerlerini gstermektedir. Yatay ekseninde yer alan kesikli kırmızı izgi %5 kritik deęeri gstermektedir.

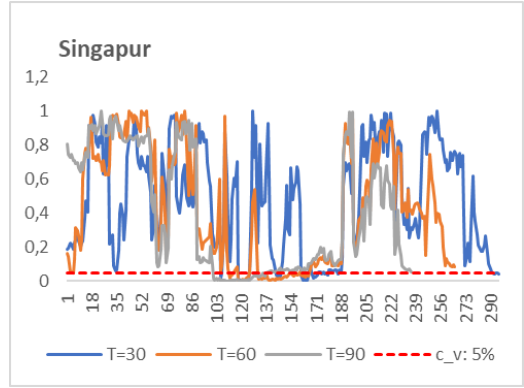
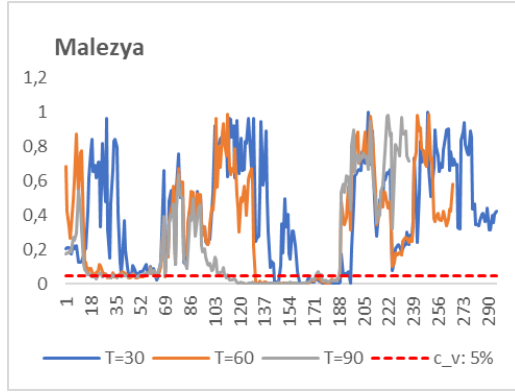
**Grafik 1:** AQ Test Kayan Pencereler p deęerleri ( $T=30,60,90$ )





**Grafik 2: WBAVR Test Kayan Pencere p deęerleri (T=30,60,90)**





Grafik 1 ve Grafik 2'den elde edilen bulgular genel olarak deęerlendirildięinde alıřmada ele alınan tm lke borsalarının zaman deęiřimli etkinlięinin sabit kalmadıęı ve olasılık deęerlerinin birok dnem %5 kritik deęerinin altında kaldıęı grlmektedir. Bir dięer ifadeyle getirilerin tahmin edilmedięini ileri sren sıfır hipotezinin ret edildięi grlmektedir. Bir bařka ifadeyle Adaptif piyasa hipotezinin geerli olduęu ve tm rneklem dnemi boyunca elde edilen bulguların genelleřtirilemedięi grlmektedir.

## Sonuç

Piyasaların etkinlięi gerek yatırımcıların gerek portfy yneticilerinin gerekse de piyasa dzenleyicilerin uzun yıllardır ilgisini ekmiřtir. 1970'li yıllarda EPH ile bařlayan sre zellikle 1990'lı yıllarda davranıřsal finansa evirilmiřtir. Yıllarca piyasalarda EPH'nin geerlilięi, takvim anomalileri ve davranıřsal hata ve yanlılıklar tartıřılagelmiřtir. Her iki grřn de varlıęını ispatlayan alıřmalar literatrde yer almıřtır. EPH ve davranıřsal finans savunucuları arasındaki atıřmalar bu iki grřn aynı anda finansal piyasalarda yer alıp alamayacaęı dřncesini ortaya ıkarmıř ve bu dřnceyle APH geliřtirilmiřtir.

APH, piyasalarda EPH ve takvim anomalilerinin aynı anda var olabileceęini savunmakta, piyasaların zamanın farklı noktalarında etkin ve etkin olmama konusunda deęiřebileceęini ve deęiřen kořullara uyum saęlayabileceęini belirtmektedir. Bu doęrultuda bu arařtırmada, 1992-2020 dnemleri arasında Asya-Pasifik lkelerinde (Avustralya, Hong-Kong, Hindistan, Japonya, Malezya, Singapur) APH'nin geerlilięi AQ testi, GS testi ve WBAVR testi ile sınanmıřtır.

Tm dnemler dikkate alındıęında arařtırma bulguları, AQ testine gre sadece Japonya iin APH'nin geerli olduęunu; WBAVR testine gre Japonya ve Malezya iin APH'nin geerli olduęunu; GS testine gre ise hibir lke piyasası iin APH'nin geerli olmadıęını ortaya koymuřtur. Kayan pencereler yaklařımı ile 30, 60 ve 90 aylık alt dnemler iin bulgular incelendięinde, AQ testi ve WBAVR testlerine gre piyasa etkinlięinin zamana baęlı olarak deęiřim gsterdięi tespit edilmiřtir. Dolayısıyla kayan pencereler yaklařımına gre tm lke piyasalarında APH'nin varlıęına dair kanıtlar elde edilmiřtir. alıřmadan elde edilen bu bulgu farklı piyasalarda APH'nin geerlilięini sınanan birok

çalışma sonucu ile benzerlik göstermesinin yanı sıra özellikle Asya-Pasifik ülkeleri için APH'nin geçerliliğini inceleyen Todea vd. (2009)'un çalışmasını desteklemektedir.

Çalışma sonuçları uluslararası yatırımcılar ve portföy yöneticileri için Asya-Pasifik ülke piyasalarında zaman zaman normalin üzerinde getiriler elde edilebileceğini göstermektedir. Dolayısıyla risk çeşitlendirmesi yapmak isteyen yatırımcılara özellikle alt dönemler bazında risk-getiri ilişkisini göz önüne almaları ve portföy çeşitlendirme stratejilerine bu doğrultuda yön vermeleri önerilebilir.

### KAYNAKÇA

- ADARAMOLA, Anthony Olugbenga ve Kehinde Oladeji ADEKANMBI; (2020), "Day-of-the-week effect in Nigerian Stock exchange: Adaptive market hypothesis approach"
- AL-KHAZALI, Osamah ve Ali MIRZAEI; (2017), "Stock market anomalies, market efficiency and the adaptive market hypothesis: Evidence from Islamic stock indices", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 51, 190–208.
- ALMAIL, Ali ve Fahad ALMUDHAF; (2017), "Adaptive Market Hypothesis: Evidence from three centuries of UK data", *Economics and Business Letters*, 6(2), 48-53.
- BARBERIS, Nicholas ve Richard THALER; (2003), "A survey of behavioral finance", *Handbook of the Economics of Finance*, 1, 1053–1128.
- BOBOC, Ioana-Andreea ve Mihai-Cristian DINICĂ; (2013), "An algorithm for testing the efficient market hypothesis", *PloS one*, 8(10).
- BORGES, Maria Rosa; (2010), "Efficient market hypothesis in European stock markets", *The European Journal of Finance*, 16(7), 711–726.
- BOX, George E. P. ve David A. PIERCE; (1970), "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models", *Journal of the American Statistical Association*, 65(332), 1509-1526. doi:10.2307/2284333
- CHARLES, Amélie., Olivier DARNÉ ve Jessica FOUÏLLOUX; (2011), "Testing the martingale difference hypothesis in CO2 emission allowances", *Economic Modelling*, 28(1), 27-35. doi: 10.1016/j.econmod.2010.10.003
- CHOI, In; (1999), "Testing the random walk hypothesis for real exchange rates", *Journal of Applied Econometrics*, 14(3), 293-308.
- CHU, Jeffrey., Yuanyuan ZHANG ve Stephen CHAN; (2019), "The adaptive market hypothesis in the high frequency cryptocurrency market", *International Review of Financial Analysis*, 64, 221–231.
- CORONADO RAMÍREZ, Semei., Pedro Luis CELSO ARELLANO ve Omar ROJAS; (2015), "Adaptive market efficiency of agricultural commodity futures contracts", *Contaduría y Administración*, 60(2), 389-401. doi:10.1016/S0186-1042(15)30006-1
- DOCKERY, Everton ve Manolis G. KAVUSSANOS; (1996), "Testing the efficient market hypothesis using panel data, with application to the Athens stock market", *Applied Economics Letters*, 3(2), 121–123.
- ESCANCIANO, J. Carlos ve Ignacio N. LOBATO; (2009), "An automatic Portmanteau test for serial correlation", *Journal of Econometrics, Recent Advances in Time Series Analysis: A Volume Honouring Peter M. Robinson*, 151(2), 140-149. doi: 10.1016/j.jeconom.2009.03.001
- ESCANCIANO, J. Carlos ve Carlos VELASCO; (2006), "Generalized spectral tests for the martingale difference hypothesis", *Journal of Econometrics*, 134(1), 151-185. doi: 10.1016/j.jeconom.2005.06.019

- FAMA, Eugene; (1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417. doi:10.2307/2325486
- FRENNBERG, Per ve Björn HANSSON; (1993), "Testing the random walk hypothesis on Swedish stock prices: 1919-1990", *Journal of Banking & Finance*, 17(1), 175-191.
- GHAZANI, Majid Mirzaee ve Mansour Khalili ARAGHI; (2014), "Evaluation of the adaptive market hypothesis as an evolutionary perspective on market efficiency: Evidence from the Tehran stock exchange", *Research in International Business and Finance*, 32, 50-59.
- GHAZANI, Majid Mirzaee ve Seyed Babak EBRAHİMİ; (2019), "Testing the adaptive market hypothesis as an evolutionary perspective on market efficiency: Evidence from the crude oil prices", *Finance Research Letters*, 30, 60-68.
- GÖZBAŐI, Onur, İlhan KÜÇÜKKAPLAN ve Şaban NAZLIOĞLU; (2014), "Re-examining the Turkish stock market efficiency: Evidence from nonlinear unit root tests", *Economic Modelling*, 38, 381-384. doi: 10.1016/j.econmod.2014.01.021
- GYAMFI, Emmanuel Numapau; (2018), "Adaptive Market Hypothesis: Evidence from the Ghanaian Stock Market", *Journal of African Business*, 19(2), 195-209. doi:10.1080/15228.916.2018.1392838
- HAMID, Kashif, Muhammad Tahir SULEMAN, Syed Zulfiqar ALI SHAH, Imdad AKASH ve Rana SHAHID; (2017), "Testing the weak form of efficient market hypothesis: Empirical evidence from Asia-Pacific markets.", *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 58, 121-133.
- HIREMATH, Gourishankar S. ve Jyoti KUMARI; (2014), "Stock returns predictability and the adaptive market hypothesis in emerging markets: Evidence from India", *SpringerPlus*, 3(1), 428.
- HIREMATH, Gourishankar S. ve Seema NARAYAN; (2016), "Testing the adaptive market hypothesis and its determinants for the Indian stock markets", *Finance Research Letters*, 19, 173-180.
- KAYANI, Sehrish, Usman AYUB ve Imran Abbas JADOON; (2019), "Adaptive Market Hypothesis and Artificial Neural Networks: Evidence from Pakistan", *Global Regional Review*, Vol. IV, No. II.
- KHUNTIA, Sashikanta ve J. K. PATTANAYAK; (2018), "Adaptive market hypothesis and evolving predictability of bitcoin", *Economics Letters*, 167, 26-28.
- KIM, Jae H; (2009), "Automatic variance ratio test under conditional heteroskedasticity", *Finance Research Letters*, 6(3), 179-185. doi: 10.1016/j.frl.2009.04.003
- KUMAR, Dilip; (2018), "Market Efficiency in Indian Exchange Rates: Adaptive Market Hypothesis", *Theoretical Economics Letters*, 8(9), 1582-1598.
- LO, Andrew W; (2004), "The adaptive markets hypothesis", *The Journal of Portfolio Management*, 30(5), 15-29.
- LO, Andrew W; (2005), "Reconciling efficient markets with behavioral finance: The adaptive markets hypothesis", *Journal of investment consulting*, 7(2), 21-44.
- LO, Andrew W; (2012), "Adaptive markets and the new world order (corrected May 2012)", *Financial Analysts Journal*, 68(2), 18-29.
- LO, Andrew W. ve A. Craig MacKinlay; (1988), "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test", *The Review of Financial Studies*, 1(1), 41-66. doi:10.1093/rfs/1.1.41
- LOBATO, Ignacio, John C. NANKERVIS ve N. E. SAVIN; (2001), "Testing for Autocorrelation Using a Modified Box-Pierce Q Test", *International Economic Review*, 42(1), 187-205.
- MALKIEL, Burton G.; (2003), "The efficient market hypothesis and its critics", *Journal of economic perspectives*, 17(1), 59-82.
- MAMMEN, Enno; (1993), "Bootstrap and Wild Bootstrap for High Dimensional Linear Models", *The Annals of Statistics*, 21(1), 255-285.

- MLAMBO, Chipso ve Nicholas BIEKPE; (2007), "The efficient market hypothesis: Evidence from ten African stock markets", *Investment Analysts Journal*, 36(66), 5–17.
- MUNIR, Qaiser ve Kasim MANSUR; (2009), "Is Malaysian stock market efficient? Evidence from threshold unit root tests", *Economics Bulletin*, 29(2), 1359–1370.
- NARAYAN, Paresk Kumar ve Russell SMYTH; (2004), "Is South Korea's stock market efficient?", *Applied Economics Letters*, 11(11), 707–710.
- NEELY, Christopher J., Paul A., WELLER, ve Joshua M. ULRICH; (2009), "The Adaptive Markets Hypothesis: Evidence from the Foreign Exchange Market", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(2), 467-488.
- NGUYEN, Chu V. ve Muhammad Mahboob ALI; (2011), "Testing the weak efficient market hypothesis: Using Bangladeshi panel data", *Banks & bank systems*, (6, Iss. 1), 11–15.
- NGUYEN, Chu V., Chang CHIA-HAN ve Thai D. NGUYEN; (2012) "Testing the Weak-Form Efficient Market Hypothesis: Using Panel Data from the Emerging Taiwan Stock Market", *International Journal of Business and Social Science*, 3(18).
- NODA, Akihiko; (2016), "A test of the adaptive market hypothesis using a time-varying AR model in Japan", *Finance Research Letters*, 17, 66-71. doi: 10.1016/j.frl.2016.01.004
- ÖZDEMİR, Zeynel Abidin; (2008), "Efficient market hypothesis: Evidence from a small open-economy", *Applied Economics*, 40(5), 633–641.
- RITTER, Jay R.; (2003), "Behavioral finance", *Pacific-Basin finance journal*, 11(4), 429–437.
- ROSINI, Lucrezia ve Vijay SHENAI; (2020), "Stock returns and calendar anomalies on the London Stock Exchange in the dynamic perspective of the Adaptive Market Hypothesis: A study of FTSE100 & FTSE250 indices over a ten year period.", *Quantitative Finance and Economics*, 4(1), 121. doi:10.3934/QFE.2020006
- SHILLER, Robert J.; (2003), "From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance", *Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 83-104. doi:10.1257/089.533.003321164967
- TODEA, Alexandru., Maria ULICI, ve Simona SILAGHI; (2009), "Adaptive Markets Hypothesis: Evidence From Asia-Pacific Financial Markets", *The Review of Finance and Banking*, 1(1), 7-13.
- URQUHART, Andrew ve Robert HUDSON; (2013), "Efficient or adaptive markets? Evidence from major stock markets using very long run historic data", *International Review of Financial Analysis*, 28, 130-142. doi: 10.1016/j.irfa.2013.03.005
- URQUHART, Andrew ve Frank MCGROARTY; (2014), "Calendar effects, market conditions and the Adaptive Market Hypothesis: Evidence from long-run U.S. data", *International Review of Financial Analysis*, 35, 154-166. doi: 10.1016/j.irfa.2014.08.003
- URQUHART, Andrew ve Frank MCGROARTY; (2016), "Are stock markets really efficient? Evidence of the adaptive market hypothesis", *International Review of Financial Analysis*, 47, 39-49. doi: 10.1016/j.irfa.2016.06.011
- XIONG, Xiong., Yongqiang MENG., Xiao LI ve Dehua SHEN; (2019), "An empirical analysis of the Adaptive Market Hypothesis with calendar effects: Evidence from China.", *Finance Research Letters*, 31. doi: 10.1016/j.frl.2018.11.020
- ZAFAR, SM Tariq; (2012), "A systematic study to test the efficient market hypothesis on BSE listed companies before recession.", *International Journal of Management and Social Sciences Research*, 1(1), 37–48.

## ULUSLARARASI FOSİL YAKIT FİYATLARININ FİNANSAL PİYASALAR ÜZERİNDEKİ ETKİSİNİN ARDL SINIR TESTİ İLE İNCELENMESİ: 1986-2019 DÖNEMİ TÜRKİYE ÖRNEĞİ

### INVESTIGATION OF THE IMPACT OF INTERNATIONAL FOSSIL FUEL PRICES ON FINANCIAL MARKETS THROUGH ARDL BOUNDS TEST: THE CASE OF TURKEY IN THE PEROD 1986-2019

Kenan İLARSLAN<sup>\*</sup> 

#### Öz

Türkiye, gerek günlük yaşam gerekse endüstriyel kullanım itibariyle fosil yakıtlar konusunda dışa bağımlı bir ülkedir. Fosil kaynakların fiyatları özellikle ekonomi ve finansal piyasalar üzerinde ciddi etkiler yaratabilecek potansiyelindedir. Bu çerçevede finansal piyasalar üzerinde etkili olabilecek faktörlerin incelenmesi, aralarındaki ilişkinin ortaya konulması yatırımcılar ile politika yapıcılar açısından önem arz etmektedir. Çalışmanın amacı uluslararası fosil yakıt fiyatlarının borsa endeksi üzerindeki etkisini incelemektir. 1986-2019 dönemini kapsayan çalışmada yıllık veriler kullanılmıştır. Bağımlı değişken olarak BİST100 endeksi, bağımsız değişkenler olarak uluslararası ham petrol, doğal gaz ve kömür fiyatları analize alınmıştır. ARDL Sınır testi çerçevesinde yapılan analizler sonucunda değişkenler arasında eş bütünleşik bir ilişki bulunduğu tespit edilmiştir. Ayrıca uzun dönem itibariyle borsa endeksi ile petrol fiyatları arasında pozitif yönlü ve anlamlı, doğal gaz ile negatif yönlü ve anlamsız, kömür ile negatif yönlü ve anlamlı bir ilişkinin bulunduğu belirlenmiştir. Hata düzeltme katsayısına göre kısa dönemde ortaya çıkan dengesizlikler uzun dönemde giderilmektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Fosil Yakıtlar, Borsa Endeksi, ARDL Sınır Testi, VECM Modeli

**Jel Kodları:** Q40, C32, G10

#### Abstract

Turkey is a foreign-dependent country on fossil fuels in the way of both daily life and industrial occupancy. The prices of fossil resources have the potential to have serious effects especially on the economy and financial

\* Dr.Öğr.Üyesi, Afyon Kocatepe Üniversitesi, Bolvadin Uygulamalı Bilimler Yüksekokulu, Muhasebe ve Finans Yönetimi Bölümü, ilarслан@aku.edu.tr, ORCID: 0000-0002-5097-7552

\*\* Hakem heyetine getirmiş oldukları yapıcı eleştiriyi ve düşüncelerinden dolayı teşekkürlerimi sunarım.



markets. In this connection, it is noteworthy for investors and policy makers to examine the factors that may affect financial markets and to reveal the relationship between them. The aim of the study is to examine the effect of international fossil fuel prices on the stock market index. Yearly data were used in the study covering the period 1986-2019. BIST100 index as dependent variable and international crude oil, natural gas and coal prices as independent variables are analyzed. As a consequences of the analyzes made within the framework of ARDL Bounds test, it was determined that there is a co-integrated relationship between the variables. In addition, in the long term, it is determined that there is a positive and significant relationship between the stock market index and oil prices, a negative and insignificant relationship with natural gas, and a negative and significant relationship with coal. According to the error correction coefficient, imbalances occurring in the short term are eliminated in the long term. According to the error correction coefficient, disequilibrium occurring in the short term are eliminated in the long term.

**Keywords:** Fossil fuels, stock market index, ARDL Bounds test, VECM model

**Jel Codes:** Q40, C32, G10

## Giriş

Enerji, hem ekonomik ve sosyal kalkınma ölççeği hem de temel bir insani ihtiyaç olarak, insanların yaşamlarında ve ekonomik faaliyetler de önemli bir rol oynamaktadır. Günümüz dünyasında, enerji sadece bir üretim girdisi olarak değil, aynı zamanda uluslararası ilişkilerin temelini oluşturan ve dünya ekonomisini ve politikasını şekillendiren stratejik bir meta olarak kabul edilmektedir. Ülkelerin enerji talepleri, büyüyen ekonomilerine ve değişen sosyo-ekonomik yapılarına bağlı olarak her geçen gün artmaktadır. Sanayi devriminin ortaya çıkmasıyla birlikte, ülkelerin enerji kullanımını önemli ölçüde artmış ve artmaya devam etmiştir. Enerji, ekonomik, sosyal ve endüstriyel kalkınmanın sağlanması ve refah düzeyinin artırılması için kilit bir girdi olduğundan, ülkeler için kritik öneme sahiptir (Esen ve Bayrak, 2017, s. 76-77). Fosil yakıtlar sadece elektrik enerjisi üretiminde değil aynı zamanda günlük yaşamımızın birçok alanında kullandığımız ürünlerin üretilmesinde de kullanılır.

Fosil yakıtlar doğal kaynaklar olmalarının yanı sıra yenilenebilir nitelikte değildir. Ayrıca yüksek miktarda CO<sub>2</sub> salınımına neden olduklarından iklim değişikliğinin, küresel ısınmanın en önemli nedenleri arasında sayılmaktadır. Fosil yakıtların elde edildiği doğal kaynaklar tüm dünya da eşit şekilde dağılım göstermediğinden çoğu ülke enerji üretiminde dışa bağımlıdır. Bu gibi nedenlerle son yıllarda tüm dünya da yenilenebilir temiz enerji kaynaklarına yapılan yatırımlar artmıştır. Stratejik boyutunun bulunması, iklim değişikliğinin önemli nedenlerinden birisi olmasına karşın enerji üretiminde geleceğe yönelik yapılan senaryolarda fosil yakıtların 2040 yılına kadar paylarının azalmasına karşın hâkim kaynaklar olmaya devam edecekleri ve özellikle doğal gazın yıllık %1,5 büyüme oranı ile fosil yakıtlar içerisinde en büyük büyüme oranına sahip olacağı belirtilmektedir<sup>a</sup>.

BP Dünya Enerji Görünümü İstatistiklerine göre Avrupada elektrik enerjisi üretiminde fosil yakıtların payı 2009 yılında % 50 iken 2018 yılında % 40'a, Dünyada ise % 67'den % 64'e gerilemiştir. Özellikle Dünya ölççeğinde fosil yakıtların elektrik enerjisi üretiminde temel kaynaklar olduğu görülmektedir. Türkiye açısından 2009-2018 dönemi elektrik enerjisi üretiminde fosil yakıtların payı oransal olarak Tablo 1'de sunulmuştur.

**Tablo 1:** Trkiye’de Elektrik Enerjisi retiminde Fosil Yakıtların Payı (2009-2018)

Yıllar	D.gaz	Kmr	Petrol	Toplam
2009	49%	29%	2%	80%
2010	46%	26%	1%	74%
2011	45%	29%	0%	75%
2012	44%	28%	1%	73%
2013	44%	27%	1%	71%
2014	48%	30%	1%	79%
2015	38%	29%	1%	68%
2016	33%	34%	1%	67%
2017	37%	33%	0%	70%
2018	30%	37%	0%	68%

**Not:** Veriler Terawatt-saat cinsinden olup BP Dnya Enerji Grnm İstatistiklerinden elde edilen veriler erevesinde yazar tarafından hazırlanmıřtır

Tablo 1’de yer alan verilere gre ilgili dnem itibariyle fosil yakıtlar enerji retiminde ana kaynak durumundadır. Toplam orandaki %12’lik azalıř Trkiye’nin alternatif enerji kaynaklarına ynel-diđi (gneř, rzgr gibi) ve bu řekilde enerji retiminde milli kaynaklara yer vererek dıřa bađımlılıđı azaltma amacıyla politik-ekonomik tercih de bulunduđunu gstermektedir. Nitekim dođalgazın enerji retimindeki payının % 49’dan % 30’a gerilemesi buna karřın kmrn payının %29’dan %37’ye ıkması bu tercihi ortaya koymaktadır. Bununla birlikte petrolden elektrik enerjisi retimini- nin ise yok denecek kadar az olduđu sylenbilir.

Fosil yakıtları elde eden, iřleyen, satan iřletmelerin borsaya kote olması ve/veya elektriđin zel-likle imalat sanayindeki iřletmeler iin nemli bir girdi olması nedeniyle uluslararası fosil yakıt fi-yatlarındaki deđiřmeler hem bu iřletmeleri hem de yatırımcıları etkilemektedir. Bu tr emtiaların uluslararası fiyatlarında ortaya ıkan artıř veya azalıřlar ilgili řirketlerin satıř ve karlılıklarına yansı-yacađından bireysel/kurumsal yatırımcıların beklentilerini ve yatırım kararlarını etkileyebilmekte-dir. Byle bir etkileřim mekanizması nedeniyle uluslararası fosil yakıt fiyatlarının yakından izlen-mesi ve incelenmesi gerekmektedir. Bu durum Trkiye gibi enerji de dıřa bađımlı bir lke ekonomisi iin ok daha nem arz etmektedir.

Yurtii ve dıřı bilimsel alıřmalarda genellikle borsa endeksi ile petrol ve dođalgaz fiyatları ara-sındaki etkileřim incelenmiřtir. Kmr fiyatlarını dikkate alan alıřma ise yok denecek kadar azdır. Bu yn ile kmr fiyatı deđiřkeni analize katılarak alıřmaya zgn bir boyut kazandırılmak isten-miřtir. alıřma, menkul kıymet borsaları zerinde uluslararası fosil yakıt fiyatlarının etkisinin olup olmadığı řeklinde ifade edebileceđimiz arařtırma sorusu erevesinde kurgulanmıřtır. Bu dođrul-tuda BİST 100 endeksi ile uluslararası petrol, dođal gaz ve kmr fiyatlarının 1986-2019 dnemi yıl-lık verilerinin kullanıldıđı alıřmada ARDL sınır testi erevesinde yapılacak analizler ile deđiřkenler arasında kısa ve uzun dnemde bir eř btnleřme iliřkine ynelik kanıt olup olmadıđının belirlen-mesi amalanmıřtır. alıřmada giriř blmnde enerji retiminde fosil yakıtların nemine vurgu

yapıldıktan sonra literatür incelemesine geçilmiştir. Literatür incelemesinde fosil yakıtlar ile borsa endeksi arasındaki ilişki ele alınmış ve genel eğilim ortaya konulmuştur. Üçüncü bölümde ise kullanılan ekonometrik yöntemler kısaca tanıtılmış ve yapılan analizlerden elde edilen bulgular tartışılarak sonuçların sunulması ile çalışma tamamlanmıştır.

## 1. İlgili Literatür

Peng vd., (2020) tarafından yapılan çalışmalarında uluslararası petrol fiyatları ile Şangay borsası arasındaki etkileşimi incelemiştir. 2005-2016 dönemi günlük verilerinin kullanıldığı çalışmada doğrusal ve doğrusal olmayan Granger nedensellik testleri ile analizler yapılmıştır. Çalışma sonucunda kısa dönemde petrol fiyatlarından borsa endeksine doğru tek yönlü doğrusal Granger nedenselliği olduğu, bununla birlikte değişkenler arasında güçlü bir çift yönlü doğrusal olmayan yayılma etkisi olduğu belirtilmiştir.

Jiang vd., (2020) ise yaptıkları incelemede Çin'de kömür fiyatları ile yeni enerji hisse senetleri fiyatları arasında dinamik bir bağlantı olup olmadığını araştırmışlardır. Yeni dalgacık algoritması ile yapılan çalışma 2013-2019 dönemi haftalık veriler kullanılmıştır. Analizler sonucunda hisse senedi fiyatları ile kömür fiyatları arasında negatif ilişki bulunduğu vurgulanmıştır.

Bagirov ve Mateus (2019) tarafından yapılan çalışmada 2005-2014 dönemi itibarıyla petrol fiyatlarının Avrupa borsaları üzerindeki yansımalarını ele almışlardır. VAR, GARCH ve dinamik panel yöntemlerini kullanarak yapılan analizler sonucunda Petrol ve gaz işleyen firmaların petrol fiyatlarındaki değişimlere büyük tepkiler gösterdiğini ve ayrıca bu işletmelerin hisse senedi getirileri ile petrol fiyatları arasında pozitif yönlü ilişki bulunduğu ifade edilmiştir.

Kumar (2019) ise çalışmasında petrol fiyatlarının döviz kuru ile hisse senedi fiyatları üzerindeki asimetric etkisini araştırmıştır. 1994-2015 dönemini kapsayan bu çalışmada Granger nedensellik testi, NARDL ve GARCH yöntemleri çerçevesinde analizler yapılmıştır. Yapılan incelemeler sonucunda kısa dönemde petrol fiyatları ile borsa endeksi (Bombay Borsası) arasında bir nedensellik ilişkisinin olmadığı buna karşılık uzun dönemde değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisi bulunduğu ifade edilmiştir. Ayrıca petrol fiyatlarındaki pozitif ve negatif şokların borsa endeksi üzerinde negatif ve anlamlı bir etkisinin olduğuna vurgu yapılmıştır.

Dursun ve Özcan (2019) çalışmalarında OECD ülkelerinde borsa endeksi ile petrol, doğal gaz ve elektrik fiyatları arasındaki ilişkiyi Panel veri ekonometrisi çerçevesinde incelemiştir. 2005-2017 dönemini kapsayan incelemeler sonucunda değişkenler ile borsa endeksi arasında uzun dönemli eş bütünleşme ilişkisi bulunduğu ve doğal gazdan borsa endeksine, borsa endeksinden de petrol fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunduğu vurgu yapılmıştır.

Song vd., (2019) tarafından yapılan araştırmada fosil enerji kaynakları fiyatları ile yenilenebilir enerji hisse senetleri arasındaki etkileşimi incelemiştir. 2009-2018 dönemini kapsayan çalışmada VAR yöntemi çerçevesinde analizler yapılmıştır. Yapılan incelemeler sonucunda petrol fiyatlarındaki oynaklığın yenilenebilir enerji hisse endeksine doğru pozitif yayılma etkisi gösterdiği belirtilmiştir.

Batten vd., (2019) ise alıřmalarında petrol, doęal gaz ve kmrden oluřan bir enerji portfy ile 14 Asya borsası arasındaki iliřkiyi arařtırmıřlardır. 1992-2015 dnemini kapsayan alıřmada Varlık fiyatlandırma model, VECM ve Markov Rejim modelleri kullanılmıřtır. Yapılan analizler sonucunda enerji portfyu getirisi ile tm borsaların betaları arasında anlamlı ve pozitif bir iliřki olduęu ortaya konulmuřtur.

Oralbaykızı (2019) alıřmasında petrol fiyatları ile borsa endeksleri arasındaki iliřkiyi VAR ynemi erevesinde incelemiřtir. 2001-2017 dnemini kapsayan alıřma sonucunda petrol fiyatlarındaki deęiřmelere BIST100, kimya, ulařtırma ve sanayi endeksinin genelde pozitif tepki verdięi ifade edilmiřtir.

Armeanu vd., (2019) yaptıkları arařtırmada Romanya zelinde enerji piyasası gstergelerinin finansal piyasalar zerindeki yansımalarını ele almıřlardır. Bu alıřmada Johansen eřbtnleřme, ARDL, VAR/VECM modelleri uygulanarak analizler yapılmıřtır. 2008-2018 dnemini kapsayan alıřmada borsa endeksi ile kmr ve gaz fiyatları arasında negatif, alıřmada borsa endeksi ile petrol fiyatları arasında pozitif etkileřim olduęu belirtilmiřtir.

Lin ve Chen (2019) ise alıřmalarında indeki kmr fiyatları ile temiz enerji firmalarının borsa endeksi arasındaki iliřkiyi incelemiřlerdir. 2013-2017 dnemini kapsayan alıřmalarında VAR, GARCH ve Granger nedensellik testleri ile analizler yapılmıřtır. alıřmanın sonucunda kmr fiyatları ile borsa endeksi arasında pozitif korelasyon olduęu ayrıca deęiřkenler arasında ift ynl bir nedensellik iliřkisinin bulunduęu ortaya konulmuřtur.

Thorbecke (2019) ise alıřmasında petrol fiyatlarının Amerikan hisse senetleri zerindeki etkisini incelemiřtir. ok faktrl varlık fiyatlandırma modeli ile yapılan incelemeler sonucunda 1990-2007 dneminde petrol fiyatlarındaki arz kaynaklı artıřların hisse senedi getirilerine negatif etkisi olduęu bu durumun 2010-2018 dneminde ise tersine dndę ifade edilmiřtir.

Alsı (2019), alıřmasında Trkiye ve Ortadoęu lkelerinde petrol fiyatları ile borsa endeksi arasındaki iliřkiyi incelemiřtir. 2004-2019 dnemi aylık verilerinin kullanıldıęı alıřmada Hatemi J ve Maki eřbtnleřme testleri ve Toda-Yamamoto nedensellik testleri kullanılmıřtır. Yapılan analizler sonucunda Petrol fiyatları ile S.Arabistan, rdn, Bahreyn, Katar ve Kuveyt borsalarının pozitif ynl; Trkiye ve BAE borsaları ile negatif ynl korelasyona sahip olduęu ifade edilmiřtir.

Shaeri ve Katircioęlu (2018) ise alıřmalarında petrol fiyatları ile petrol, teknoloji ve ulařtırma sektrndeki hisse senetleri arasındaki etkileřimi 1990-2015 dnemi haftalık verileri kullanarak incelemiřlerdir. Eřbtnleřme analizi ve dinamik en kk kareler yntemi (DOLS) kullanılarak yapılan analizler sonucunda petrol fiyatları ile hisse senetleri arasında uzun dnemli bir denge iliřkisi bulunduęu ayrıca petrol iřletmeleri hisse senetlerinin petrol fiyatlarından teknoloji ve ulařtırma firmaları hisse senetlerine gre daha byk ve pozitif olarak etkilendięi ortaya konulmuřtur.

Moreno vd., (2017) alıřmalarında 2013-2015 dnemi aylık verilerini kullanarak petrol ve doęal gaz fiyatlarının Madrid borsasında metalurji sektrndeki iřletmelerin hisse senetlerine etkisini incelemiřlerdir. VECM ve Panel veri ekonometrisi erevesinde yapılan analizler sonucunda doęal gaz

fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasında negatif ve anlamlı petrol fiyatları ile hisse senetleri fiyatları arasında ise pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunduğu belirtilmiştir.

Tuna vd., (2017) yaptıkları araştırmada petrol fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi geliştirmiş ve geliştirmekte olan ülke perspektifinden incelemişlerdir. 1992-2016 dönemi aylık verilerinin kullanıldığı çalışmada Panel eşbütünleşme ve panel nedensellikleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda geliştirmekte olan ülkelerde petrol fiyatları ile borsa endeksi arasında güçlü bir ilişki bulunduğu ve birlikte hareket ettikleri buna karşın geliştirmiş ülkelerde ise petrol fiyatlarının borsa endeksi üzerinde etkisinin olmadığı vurgulanmıştır.

Gatfaoui (2016) çalışmasında Amerikan borsaları ile petrol ve doğal gaz fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. 1997-2013 dönemi aylık verilerinin kullanıldığı çalışmada stil analizi ve yapısal kırılma testleri kullanılmıştır. Yapılan analizler sonucunda S&P 500 endeksi ile doğal gaz fiyatları arasında negatif, bu endeks ile petrol fiyatları arasında pozitif yönlü ilişki bulunduğu ifade edilmiştir.

Fang ve You (2014) benzer şekilde çalışmalarında petrol fiyatlarındaki şokların hisse senedi fiyatlarına olası etkilerini Rusya, Çin ve Hindistan üzerinden incelemişlerdir. Bu çalışmada 2001-2012 dönemi aylık verileri kullanılmıştır. SVAR metodoloji çerçevesinde yapılan analizler sonucunda petrol fiyatlarındaki şoklara Rus borsasındaki hisse senetlerinin pozitif, Çin ve Hindistan borsalarındaki hisse senetlerinin negatif tepki verdiği belirtilmiştir.

Kapusuzoglu (2011) ise çalışmasında Türkiye’de borsa endeksi üzerinde petrol fiyatlarının etkisini araştırmıştır. 2000-2010 dönemini kapsayan çalışmada Johansen eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik testleri çerçevesinde analizler yapılmıştır. Yapılan analizler sonucunda petrol fiyatları ile borsa endeksi arasında eşbütünleşik bir ilişki olduğu ve borsa endeksinden petrol fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu ifade edilmiştir.

Narayan ve Narayan (2010) yaptıkları çalışmada petrol fiyatlarının hisse senedi fiyatı üzerindeki etkisini araştırmışlardır. 2000-2008 dönemi günlük verileri kullanılarak yapılan analizlerde Johansen eşbütünleşme analizi ve OLS ve DOLS regresyon yöntemleri kullanılmıştır. Yapılan incelemeler neticesinde petrol fiyatları ile hisse senetleri arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunduğu ve ayrıca petrol fiyatlarının hisse senetleri üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisinin olduğu belirtilmiştir.

## **2. Ekonometrik Metodoloji**

### **2.1. Veriler**

T.C Merkez Bankasından elde edilen BİST100 endeksi bağımlı değişken olarak analize katılmıştır. Bağımsız değişkenlerden uluslararası ham petrol, doğal gaz fiyatları Dünya Bankası resmi internet sitesinden, kömür fiyatları ise Uluslararası Para Fonu (IMF) resmi internet sitesinden elde edilmiştir. Veriler 1986-2019 dönemini kapsamaktadır.

## 2.2. Ekonometrik Yöntem

### 2.2.1. Durađanlık Analizi

Zaman serisi verileri; ortalama, varyans ve kovaryansı sabit olarak zaman içinde deđiřmeyeip aynı kalmayı sürdürdüklerinde durađan olarak adlandırılırlar (Hor, 2015, s. 110). Eđer zaman serisi deđiřkenleri durađan deđilse yapılacak regresyon analizlerinde bir ya da birden çok problem ortaya çı-kabilir. Tahmin yanlı ve yetersiz olabilir veya geleneksel OLS-tabanlı istatistiksel çıkarımlar yanıltıcı olabilir (Stock ve Watson, 2015, s. 588). Serilerin durađan olup olmadıklarını belirlemede en çok kul-lanılan yöntem birim kök testleridir.

### 2.2.2. ARDL Sınır Testi

alıřmada borsa endeksi ile ham petrol, dođal gaz ve kömür fiyatları arasında eř bütünleřme iliř-kisini test etmek amacıyla ARDL yöntemi kullanılacaktır. ARDL yöntemini kullanmanın yararlar-ından biri, deđiřkenlerin durađan, I(0) veya durađan olmayan, I(1) olup olmadığına bakılmaksızın uygulanabilmesidir. Ayrıca ARDL yönteminin avantajı, bađımlı deđiřken üzerindeki kısa ve uzun dönem etkileri tahmin etmesidir. Bir diđer ifade ile ARDL yönteminin avantajı, sadece uzun vadeli iliřkiyi deđil aynı zamanda kısa vadeli dinamik etkileřimleri tanımlamak için de kullanılabilmesidir (Akel ve Gazel, 2014, s. 30-31; Churchill vd., 2019). ARDL analizi tüm deđiřkenlerin aynı seviyede durađan olmalarını gerektirmese de deđiřkenlerin hiçbirinin birden büyük derecede durađan olma-maları gerektiđinin de dođrulanması önemlidir (Alam ve Adil, 2019, s. 286). ARDL sınır testinde ilk önce kısıtsız hata düzeltme modeli ařađıdaki matematiksel gösterim çerçevesinde belirlenir.

$$\Delta BİST100 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta BİST100_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta Kömür_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{3i} \Delta Dođal gaz_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_{4i} \Delta Petrol_{t-i} + \delta_1 BİST100_{t-1} + \delta_2 Kömür_{t-1} + \delta_3 Dođal gaz_{t-1} + \delta_4 Petrol_{t-1} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Modelde,  $\alpha$ ; sabit terimi,  $\Delta$ ; fark operatörünü,  $\varepsilon$ ; hata terimini, m, n, p ve r ise gecikme uzunluk-larını ifade etmektedir. (1) nolu model tahmin edildikten sonra deđiřkenler arasında eřbütünleřme iliřkisinin arařtırılması amacıyla Sınır testi yapılır. Buna yönelik olarak Wald testi (F istatistiđi) bađ-lamında geliřtirilen hipotezler ařađıdaki gibi yazılabilir.

$$H_0 : \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = 0 \text{ (Eřbütünleřme yoktur)}$$

$$H_1 : \theta_1 \neq \theta_2 \neq \theta_3 \neq \theta_4 \neq 0 \text{ (Eřbütünleřme var dır)}$$

Hesaplanan F istatistiđi üst kritik deđerden daha büyük ise, deđiřkenlerin uzun dönem iliřkisinin olmadığı temel hipotezi reddedilir. F istatistiđi alt kritik deđerden küçük ise uzun dönem iliřkisinin olmadığı temel hipotezi kabul edilir (Yavuz, 204, s. 419).

Sınır testi neticesinde değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi yani uzun dönemli bir ilişki belirlenmişse sonraki aşamada uzun dönem katsayılarının belirlenmesine geçilir. Bunun için oluşturulan matematiksel denklem (2) aşağıda gösterilmiştir.

$$BIST100 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} BIST100_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} Kömür_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} Doğalgaz_{t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_{4i} Petrol + \varepsilon_i \quad (2)$$

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi belirlendikten sonra ARDL yönteminde sonraki aşamada değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkilerinin belirlenmesi gerekir. Bu amaca yönelik olarak oluşturulan hata düzeltme modeli (3) aşağıdaki gibi matematiksel olarak tanımlanabilir.

$$\Delta BIST100 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \lambda_{1i} \Delta BIST100_{t-i} + \sum_{i=0}^n \lambda_{2i} \Delta Kömür_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_{3i} \Delta Doğalgaz_{t-i} + \sum_{i=0}^r \lambda_{4i} \Delta Petrol_{t-i} + \lambda_5 ECM_{t-1} + \varepsilon_i \quad (3)$$

### 2.3. Ampirik Analiz ve Bulgular

#### 2.3.1. Betimsel İstatistikler ve Korelasyon Analizi

Çalışmada kullanılan veriler hakkında genel ve özet bir bilgi edinmek amacıyla tanımlayıcı istatistiksel bilgilere gereksinim duyulur. Bu açıdan veriler ile ilgili tanımlayıcı istatistik ve korelasyon analizi sonuçları Tablo 2'de sunulmuştur.

**Tablo 2:** Tanımlayıcı İstatistikler ve Korelasyon Analizi

Panel A: Tanımlayıcı İstatistikler				
	BIST100	Kömür	Petrol	Doğal gaz
Ortalama	33366.75	57.13855	45.37144	5.396295
Ortanca	16916.90	40.00000	28.56215	3.982083
En büyük	115333.0	123.7857	111.9656	13.40667
En küçük	1.710000	25.10000	12.71654	2.090000
Std. Sapma	36715.89	30.84203	32.27534	3.295201
Çarpıklık	0.780506	0.765680	0.822962	0.895404
Baskılık	2.341357	2.137629	2.355737	2.552819
Jarque-Bera	4.066640	4.375724	4.425865	4.826529
Olasılık	0.130900	0.112156	0.109379	0.089523
Gözlem	34	34	34	34
Panel B: Korelasyon Matrisi				
	BIST100	Kömür	Petrol	Doğal gaz
BIST 100	1			
Kömür	0.7950 (0.0000)*	1		
Petrol	0.7362 (0.0000)*	0.8280 (0.0000)*	1	

Dođal gaz	0.6295 (0.0001)*	0.7661 (0.0000)*	0.9629 (0.0000)*	1
-----------	------------------	---------------------	---------------------	---

Not: \*, %5 anlam dzeylerini gstermektedir.

Panel A'da sunulan tanımlayıcı istatistiksel bilgilere gre, BİST100 deđiřkeni ( $33366.75 \pm 36715.89$ ), kmr deđiřkeni ( $57.13855 \pm 30.84203$ ), petrol deđiřkeni ( $45.37144 \pm 32.27534$ ) ve dođal gaz deđiřkeni ( $5.396295 \pm 3.295201$ ) deđerleri arasında yer almaktadır. Ayrıca arpıklık ve basıklık deđerlerinin 0 ve 3'e yakın deđerler olması dađılımın normalliđi hakkında ipuları vermektedir. Ortalama ve ortanca deđerlerinin aynı veya birbirlerine yakın olması bu dađılımın simetrik olmasını gsterir ki bu da deđerlerin normal dađılım gsterdiđine dair bir ipucu verir. alıřmada kullanılan deđerlerin genel olarak ortalama ve ortanca deđerlerinin yakın olması dađılımın simetrik ve normal dađıldığını gstermektedir. Nitekim Jarque-Bera testi olasılık deđerleri  $p > 0.05$  olduđundan BİST100, kmr, petrol ve dođal gaz deđerlerinin normal dađılım gsterdiđi sylenbilir.

Panel B'de deđerler arası korelasyon katsayıları ve olasılık deđerleri gsterilmiřtir. Buna gre BİST100 deđerleri ile kmr, petrol ve dođal gaz deđerleri arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir iliřki bulunmaktadır.

### 2.3.2. Birim Kk Test Sonuları

alıřmada verilerin durađan olup olmadıkları ADF ve P-P birim kk testleri ile sınanmıř ve sonular Tablo 3'de sunulmuřtur.

**Tablo 3:** ADF ve PP Birim Kk Test Sonuları

Deđerlerin Dzey Deđerleri	Model 1: Kesmeli		Model 2: Kesmeli ve Trendli		Model 3: Kesmesiz ve Trendsiz	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
BİST100	2.4372 (0.9999)	1.0801 (0.9965)	-3.2200 (0.0980)	-3.1618 (0.1095)	3.9123 (0.9999)	2.5916 (0.9969)
Kmr	-1.6419 (0.4505)	-1.6419 (0.4505)	-2.3144 (0.4150)	-2.4306 (0.3556)	-0.3798 (0.5397)	-0.2880 (0.5744)
Petrol	-1.3918 (0.5743)	-1.4495 (0.5461)	-5.2510 (0.0014)	-2.0569 (0.5497)	-0.3174 (0.5634)	-0.3268 (0.5599)
Dođal gaz	-1.5711 (0.4857)	-1.5598 (0.4914)	-1.8756 (0.6443)	-1.9114 (0.6260)	-0.7067 (0.4029)	-0.6206 (0.4408)
Deđerlerin Birinci Farkları	Model 1: Kesmeli		Model 2: Kesmeli ve Trendli		Model 3: Kesmesiz ve Trendsiz	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
$\Delta$ BİST100	-0.8260 (0.7941)	-12.2267 (0.0000)*	-8.0914 (0.0000)*	-42.2924 (0.0000)*	1.0982 (0.9244)	-9.3330 (0.0000)*



$\Delta$ Kömür	-5.2227 (0.0002)*	-4.8070 (0.0005)*	-5.0910 (0.0014)*	-4.6732 (0.0035)*	-6.4430 (0.0000)*	-4.9021 (0.0000)*
$\Delta$ Petrol	-5.1116 (0.0002)*	-5.0817 (0.0002)*	-5.0319 (0.0015)*	-4.9942 (0.0017)*	-5.1524 (0.0000)*	-5.1285 (0.0000)*
$\Delta$ Doğal gaz	-5.7608 (0.0000)*	-5.8107 (0.0000)*	-5.6881 (0.0003)*	-5.7445 (0.0002)*	-5.8471 (0.0000)*	-5.9061 (0.0000)*

**Not:** \*, %5 anlam düzeylerini göstermektedir. Gecikme uzunlukları ADF testinde Schwarz Bilgi Kriterine göre, PP testinde ise Newey-West band genişliğine göre otomatik olarak belirlenmiştir.

Analiz sürecinde bağımsız değişken olarak kullanılan BİST100 endeksi ile bağımsız değişkenler kömür, doğal gaz ve petrol serileri ADF ve PP birim kök test sonuçlarına göre seviyelerinde durağan olmadıklarından birinci farkları alınmıştır. %5 anlam düzeyinde BİST100 değişkeni P-P testinde üç model de ADF testinde ise kesmeli ve trendli model de durağan hale gelmiştir. Kömür, petrol ve doğal gaz değişkenlerinin ise iki testte ve her üç model de durağan olduğu görülmüştür. Bu çerçevede tüm değişkenlerin I(1) düzeyinde durağan olduğu söylenebilir.

### 2.3.3. Eşbütünleşme Analizi Sonuçları

Çalışmada kullanılan serilerinin birinci farklarda durağan oldukları birim kök testleri ile ortaya konulduktan sonra aralarındaki eşbütünleşme ilişkisini belirlemek amacıyla ARDL Sınır testi yöntemi uygulanmıştır. ARDL yönteminde ilk aşamada uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekir. Bunun için de öncelikle maksimum gecikme uzunluğunun bilinmesine ihtiyaç duyulur. Bu bağlamda (Karagöl vd., 2007; İpek ve Esener, 2014; Tatlı, 2015; Çıraklı, 2019; Terzi ve Bekar, 2019)'ın çalışmalarında belirtildiği üzere yıllık veriler ile çalışıldığından maksimum gecikme uzunluğu dört olarak seçilmiş ve en uygun model otomatik olarak belirlenmiştir. Buna göre en küçük AIC kritik değeri sağlayan ARDL (3,4,4,3) modeli en uygun model olarak saptanmıştır. Kısıtsız hata terimi modeli çerçevesinde elde edilen tahmin sonuçları ise Tablo 4'de belirtilmiştir.

**Tablo 4:** ARDL Tahmin Modeli ve Tanısal Testler

Panel A: ARDL (3,4,4,3) Modeli Tahmin Sonuçları				
Değişkenler	Katsayı	St.Hata	t-istatistiği	Olasılık
BIST100 <sub>(-1)</sub>	0.147575	0.136913	1.077871	0.3023
BIST100 <sub>(-2)</sub>	0.129176	0.138729	0.931141	0.3701
BIST100 <sub>(-3)</sub>	0.225359	0.229917	0.980172	0.3463
Kömür	-505.1419	188.6752	-2.677310	0.0201
Kömür <sub>(-1)</sub>	118.0727	205.4949	0.574577	0.5762
Kömür <sub>(-2)</sub>	-644.6318	223.3895	-2.885686	0.0137
Kömür <sub>(-3)</sub>	1047.320	277.9133	3.768512	0.0027
Kömür <sub>(-4)</sub>	-1198.000	292.0375	-4.102212	0.0015
Petrol	1212.258	236.5004	5.125820	0.0003
Petrol <sub>(-1)</sub>	-480.3171	349.9658	-1.372469	0.1950
Petrol <sub>(-2)</sub>	-1171.366	314.2936	-3.726981	0.0029

Petrol <sub>(-3)</sub>	1261.983	315.4888	4.000089	0.0018
Petrol <sub>(-4)</sub>	1281.675	238.7270	5.368789	0.0002
Doęalgaz	-5868.644	2172.675	-2.701114	0.0193
Doęalgaz <sub>(-1)</sub>	10386.70	3120.404	3.328640	0.0060
Doęalgaz <sub>(-2)</sub>	-215.6891	2304.350	-0.093601	0.9270
Doęalgaz <sub>(-3)</sub>	-8688.840	2482.731	-3.499710	0.0044
C	16014.63	5996.360	2.670725	0.0204
<b>Panel B: Tanısal testler</b>				
<b>Test</b>			<b>İstatistik</b>	<b>Olasılık</b>
Jarque-Bera Normalik testi			7.0706	(0.0291)
Breusch-Godfrey LM testi			0.6721	(0.6295)
Breusch-Pagan-Godfrey testi			0.7113	(0.7464)
Ramsey Reset testi			2.1927	(0.1586)

Tablo 4’de yer alan Panel B’de belirtilen tanısal test sonuçlarına göre hata teriminin normal dağılıma sahip olduęu, modelde herhangi bir otokorelasyon, deęiřen varyans sorununun olmadıęı ve ayrıca model kurma hatasının bulunmadıęı belirlenmiřtir. Sonraki ařamada deęiřkenler arasında eřbütünleřme iliřkisinin varlıęı sınır testi yardımı ile arařtırılmıřtır. Sınır testi sonuçları Tablo 5’da sunulmuřtur.

**Tablo 5: ARDL Sınır Testi Sonuçları**

Test İstatistięi	Deęer	Anlamlılık Seviyesi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
F – İstatistięi	18.7483	%10	2.37	3.20
K	3	%5	2.79	3.67
		%2.5	3.15	4.08
		%1	3.65	4.66

Sınır testi sonuçlarına göre; hesaplanan F-İstatistik deęeri (18.7483) kritik deęerler ile karřılařtırıldıęında %1, %2.5, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde üst sınır deęerlerinin tamamından daha büyük deęere sahip olduęu görölür. Bundan dolayı “Deęiřkenler arasında eřbütünleřme iliřkisi yoktur” şeklinde ifade edilen  $H_0$  hipotezi reddedilerek, deęiřkenler arasında bir eřbütünleřme iliřkisinin olduęu kabul edilir. Bu baęlamda BİST100 endeksi ile kömür, doęal gaz ve petrol gibi fosil yakıtların uluslararası fiyatları arasında uzun dönemli bir denge iliřkisinin olduęu söylenebilir. ARDL modeli ile yapılan uzun ve kısa dönem tahmin sonuçları Tablo 6’de verilmiřtir.

**Tablo 6: Uzun ve Kısa Dönem Tahmin Sonuçları**

<b>Panel A: Uzun dönem</b>				
Deęiřkenler	Katsayı	St.Hata	t istatistięi	Olasılık
Kömür	-2374.782	764.0572	-3.108121	0.0091*
Petrol	4226.298	1106.098	3.820906	0.0024*
Doęal gaz	-8810.115	8926.426	-0.986970	0.3431
C	32164.97	14155.71	2.272225	0.0423*

Panel B: Kısa dönem				
$\Delta BIST100_{(t-1)}$	-0.354535	0.083204	-4.261012	0.0011*
$\Delta BIST100_{(t-2)}$	-0.225359	0.098419	-2.289791	0.0409*
$\Delta Kömür$	-505.1419	92.26237	-5.475059	0.0001*
$\Delta Kömür_{(t-1)}$	795.3119	122.0494	6.516313	0.0000*
$\Delta Kömür_{(t-2)}$	150.6801	94.77043	1.589948	0.1378
$\Delta Kömür_{(t-3)}$	1198.000	135.5354	8.839020	0.0000*
$\Delta Petrol$	1212.258	191.9510	6.315456	0.0000*
$\Delta Petrol_{(t-1)}$	-1372.292	247.6572	-5.541095	0.0001*
$\Delta Petrol_{(t-2)}$	-2543.658	257.4660	-9.879589	0.0000*
$\Delta Petrol_{(t-3)}$	-1281.675	115.4783	-11.09883	0.0000*
$\Delta Doğalgaz$	-5868.644	1436.520	-4.085321	0.0015*
$\Delta Doğalgaz_{(t-1)}$	8904.529	1764.028	5.047838	0.0003*
$\Delta Doğalgaz_{(t-2)}$	8688.840	1503.537	5.778934	0.0001*
$ECM_{(t-1)}$	-0.497890	0.044535	-11.17984	0.0000*

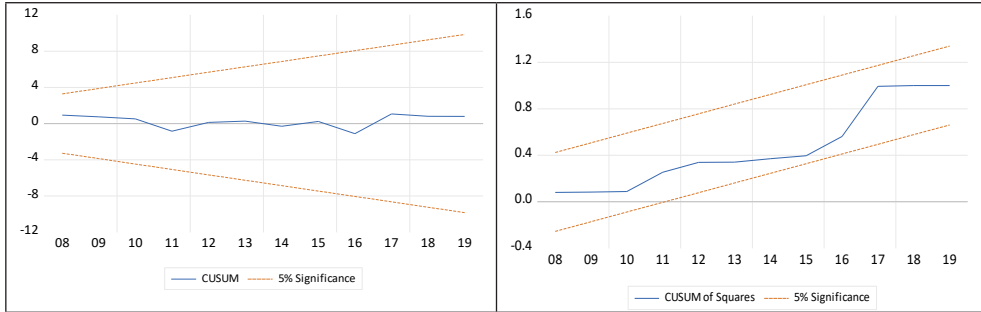
Not: \*, %5 anlam düzeylerini göstermektedir.

Tablo 6'de belirtilen Panel A'da modelin uzun dönem tahmin sonuçları gösterilmiştir. Buna göre uluslararası kömür fiyatları ile borsa endeksi arasında negatif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmaktadır. Uluslararası piyasalarda kömürün fiyatındaki bir birimlik artış BİST100 endeksinde 2.374 birimlik bir azalış meydana getirmektedir. Buna karşın uluslararası doğal gaz fiyatları ile borsa endeksi arasında negatif yönlü ve istatistiksel olarak anlamsız bir ilişki bulunurken uluslararası petrol fiyatları ile borsa endeksi arasında pozitif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olduğu ortaya konulmuştur. Bu bağlamda, doğal gazın uluslararası fiyatlarındaki bir birimlik artış BIST100 endeksinde 8.810 birimlik bir azalış meydana getirmektedir. Bu bulgu doğal gazdan elde edilen elektriğin fiyatlarında yükselme neticesinde endeks içerisinde yer alan elektriğin yoğun biçimde tüketildiği özellikle metal ana sanayi ve cam-toprağa dayalı endüstriler için girdi maliyetlerinin artması ve bu işletmelerin gelirlerindeki azalma beklentisine bağlanabilir. Petrolün uluslararası fiyatındaki bir birimlik artış BIST 100 endeksinde 4.226 birimlik bir artış meydana getirmektedir. Bu bulgu ise ham petrolün üretime yönelik bir girdi olması nedeniyle endeks içerisinde yer alan petrokimya gibi endüstriler için üretilen petrol ve petrole dayalı türev ürünlerinin satış gelirlerinde bir artış olacağı beklentisine bağlanabilir. Ayrıca Rusya gibi petrol ve doğal gaz ihraç eden ülkelerle inşaat alanında faaliyette bulunan endeks içinde yer alan işletmeler için iş olanaklarının artacağı bunun da ilgili işletmelerin gelir ve karlılıklarına olumlu yansıtacağı şeklinde yorumlanabilir.

ARDL modeli kısa dönem tahmin sonuçları ise Panel B'de verilmiştir. Buna göre birinci farkları alınmış serilerden kömürün ve doğal gazın uluslararası fiyatları ile borsa endeksi arasında negatif ve istatistiksel olarak anlamlı ilişki bulunurken petrol fiyatları ile borsa endeksi arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunmaktadır. Bu açıdan fosil yakıtların borsa endeksi ile olan ilişkisinin yönü kısa ve uzun dönemde benzerlik göstermektedir. Ayrıca ARDL Modelinde kısa dönemde meydana gelen şokların uzun dönemde giderilip giderilmediğinin araştırılmasına yönelik olarak hesaplanan hata düzeltme katsayısı,  $ECM_{(t-1)}$ , kısa süreli şoklardan sonra uzun vadeli dengeye yeniden gelme, uyarılama hızını gösterir. Ayrıca hata düzeltme terimi katsayısının istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretli olması gerekir (Sankaran vd., 2019; Tursoy ve Faisal, 2018; Gazel, 2017). Bu bağlamda

modeldeki hata dzeltme terimi – 0.4978 ve %5 anlam dzeyinde (p deęeri  $0.0000 < 0.05$ ) istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna gre kısa dnemde oluřacak bir sapmanın yaklařık %50'si uzun dnemde dzeltilebilmektedir. Bir dięer ifade ile kısa dnemli řoktan dolayı uzun dnem dengesinde meydana gelen sapma her yıl yaklařık olarak %50 oranında giderilmektedir. alıřmanın bir sonraki ařamasında uzun dnem katsayılarının istikrarını grmek adına CUSUM ve CUSUMQ testleri yapılmıř ve sonuları ařaęıdaki Grafik 1'de gsterilmiřtir.

**Grafik 1: CUSUM ve CUSUMQ test sonuları**



CUSUM ve CUSUMQ test sonularına gre ardıřık artıkların %5 kritik deęer sınırlarının dıřına çıkmadıęı grlmřtir. Buna gre modelin uzun dnemde istikrarlı olduęu ve incelenen dnem itibariyle yapısal deęiřme olmadıęı sylenebilir.

## Sonuç

Enerji, ekonomik-finansal ve toplumsal aıdan dinamik bir geliřim gsteren Trkiye iin kritik neme sahiptir. Enerji konusunda net ithalat konumunda olan Trkiye, 2018 yılında rettięi elektrik enerjisinin % 67'sini fosil yakıtlardan elde etmiřtir. Bu rakam lkenin enerji retiminde dıřa baęımlılıęını net bir şekilde ortaya koymaktadır. Fosil kaynakların uluslararası fiyatları zellikle ekonomi ve finansal piyasalar zerinde ciddi etkiler yaratabilecek potansiyelindedir. Finansal piyasalar zerinde etkili olabilecek faktrlerin incelenmesi, aralarındaki iliřkinin ortaya konulması yatırımcılar ile politika yapıcılar aısından nem arz etmektedir. Bu doęrultuda alıřmanın amacı uluslararası fosil yakıt fiyatlarının borsa endeksi zerindeki etkisinin incelemesi olarak ifade edilebilir. zellikle kmr fiyatlarının borsa endeksi zerindeki etkisini inceleyen alıřma sayısının ok az olması nedeniyle analizlerde bu deęiřkene yer verilerek alıřmaya zgn bir boyut kazandırılmak istenmiřtir. 1986-2019 dnemini kapsayan alıřmada baęımlı deęiřken olarak BIST100 endeksi, baęımsız deęiřkenler olarak uluslararası ham petrol, doęal gaz ve kmr fiyatları verileri kullanılmıřtır. ARDL Sınır testi erevesinde yapılan analizler sonucunda deęiřkenler arasında eř btnleřik bir iliřki bulunduęu tespit edilmiřtir. Ayrıca uzun dnem itibariyle borsa endeksi ile uluslararası kmr fiyatları arasında negatif ve anlamlı, uluslararası petrol fiyatları ile pozitif ynl ve anlamlı, uluslararası doęal gaz fiyatları ile de negatif ynl ve anlamsız bir iliřkinin bulunduęu belirlenmiřtir. Deęiřkenler arasındaki kısa dnem iliřkileri, zellikle cari dnem itibariyle, uzun dnem sonuları ile benzerlik gstermektedir. Doęal gaz ve kmr enerji retimindeki en nemli fosil kaynaklardır. Doęal

gazın tamamına yakınına, elektrik enerjisi üretiminde kullandığı kömürün ise yarısını ithal eden ülkemizde bu kaynakların uluslararası fiyatının artması işletmeler açısından önemli bir girdi maliyetini oluşturmaktadır. BİST 100 kapsamında yer alan özellikle sanayi işletmeleri açısından bu maliyetler karlılığı erozyona uğratmaktadır. Dolayısıyla doğal gaz ve kömür fiyatlarındaki artışlar ilgili işletmelerin satış ve karlılıklarına olumsuz yansiyebileceği düşüncesiyle yatırımcılar piyasalarda negatif tepki gösterebilmektedir. Kömür ve doğal gaz elektrik üretimindeki temel girdiler iken petrol değildir. Nitekim Tablo 1’de belirtildiği üzere elektrik enerjisi üretiminde petrolün yapı %1’in altındadır. Petrol ise akaryakıt ve dolaylı ürünlerin (plastik gibi) üretilmesi için kullanılan ana girdi konumundadır. Bu ürünlere olan tüketici talebi yüksek olduğundan petrokimya tesislerinin gelir ve karlılıklarında artış olması olasıdır. Türkiye’nin önemli dış ticaret ortakları arasında yer alan Rusya, Körfez ülkeleri, İran, Irak ve Türki Cumhuriyetler ekonomileri büyük ölçüde petrole dayalı olan ülkelerdir. Petrol fiyatlarının düşmesi bu ülkeleri olumsuz etkilemekte, ekonomilerinde daralma, ithalatlarında düşme beklenmektedir. Petrol fiyatlarının artması ise bu ülkelerde tam tersi ekonomik etkiler doğrulanabilmektedir. Bu ülkeler Türkiye’nin önemli ticari ortakları olup BİST 100 kapsamında yer alan özellikle taahhüt işleri yapan firmalar için önemli pazarlardır. Dolayısıyla uluslararası petrol fiyatlarının artması doğrudan BIST 100 kapsamındaki rafineri ve petrokimya işletmelerinin karlılıklarında artış, dolaylı olarak ise ekonomileri petrole dayalı ülkelerle iş yapan holding ve müteahhlik firmalarının iş hacimlerinde artış yaratacağı beklentisi ile borsada pozitif beklenti oluşturmaktadır.

Bu bulgulara göre uluslararası kömür, petrol ve doğal gaz fiyatları borsa endeksi üzerinde etkili olmaktadır. Yatırımcılar ve politika yapıcılar BIST100 endeksi davranışının incelenmesinde uluslararası kömür, petrol ve doğal gaz fiyatlarını mutlaka dikkate almalıdırlar. Çalışmadan elde edilen bulgular Jiang vd., (2020), Oralbaykızı (2019), Armeanu vd., (2019), Moreno vd., (2017) ve Gatfaoui (2016) tarafından yapılan çalışmalardaki bulgular ile de uyum göstermektedir. Gelecekte yapılacak çalışmalar için fosil yakıtların yanı sıra geleceğin stratejik ürünleri olarak kabul edilen tarımsal ürünlerin borsa endeksi üzerindeki etkileri ve ayrıca makroekonomik değişkenlerin ve değişik emtia fiyatlarının birlikte açıklayıcı değişken olarak kullanıldığı incelemelerde araştırma konusu olarak ilgililere önerilebilir.

### Kaynakça

- AKEL, Veli ve GAZEL, Sümeyra (2014). Döviz kurları ile bist sanayi endeksi arasındaki eşbütünleşme ilişkisi: Bir ardl sınır testi yaklaşımı, *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 44, Temmuz-Aralık, 23-41, <https://doi.org/10.18070/euiibfd.57171>
- ALAM, Riyaz ve ADIL, Masudul Hasan (2019). Validating the environmental kuznets curve in India: ardl bounds testing framework, *OPEC Energy Review*, September, 277-300, <https://doi.org/10.1111/opec.12156>
- ALSU, Erkan (2019). Petrol fiyatları ve borsa endeks değeri arasındaki ilişki: Ortadoğu ülkeleri örneği. *OPUS-Uluslararası Toplum Araştırmaları Dergisi*, 13 (19), 1620-1649, <https://doi.org/10.26466/opus.598831>
- ARMEANU, Ştefan Daniel, JOLDEŞ, Catalina Camelia ve GHERGHINA, Cristian Ştefan (2019). On the linkage between the energ market and stock returns: evidence from romania, *Energies*, 12, 1-21, <https://doi.org/10.3390/en12081463>
- BAGIROV, Miramir ve MATEUS, Cesario (2019). Oil prices, stock markets and firm performance: Evidence from Europe, *International Review of Economics and Finance*, 61, 270–288, <https://doi.org/10.1016/j.iref.2019.02.007>

- BATTEN, A. Jonathan, KINATEDER, Harald, SZILAGYI, Peter ve WAGNER, F. Niklas (2019). Time-varying energy and stock market integration in Asia, *Energy Economics*, 80, 777-792, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.01.008>
- CABALLERO, Ricardo, FARHI, Emmanuel. ve GOURINCHAS, Pierre-Olivier (2008). Financial crash, commodity prices, and global imbalances, *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall, 2008, 1-55, <https://doi.org/10.1353/eca.0.0013>
- CHURCHILL, Sefa Awaworyi, INEKWE, John., IVANOVSKIC, Kris, SMYTH, Russel. (2019). Dynamics of oil price, precious metal prices and the exchange rate in the long-run, *Energy Economics*, 84, 1-12, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104508>
- IRAKLI, Ümit (2019). Türkiye’de ekonomik göstergeler ile intihar hızı arasındaki ilişkinin incelenmesi: ekonometrik bir analiz, *Saęlık ve Hemřirelik Yönetimi Dergisi*, 3 (6), 218-227, <https://doi.org/10.5222/shyd.2019.92053>
- DURSUN, Adem ve ÖZCAN, Muhammet (2019). Enerji Fiyat Deęişimleri İle Borsa Endeksleri Arasındaki İliři: OECD Ülkeleri Üzerine Bir Uygulama, *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, Nisan (82), 177 – 198, <https://doi.org/10.25095/mufad.536069>
- ESEN, Ömer ve BAYRAK, Metin (2017). Does more energy consumption support economic growth in net energy-importing countries? *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 22 (42), 75-98, <https://doi.org/10.1108/jefas-01-2017-0015>
- FANG, Chung-Rou ve YOU, Shih (2014). The impact of oil price shocks on the large emerging countries’ stock prices: Evidence from China, India and Russia, *International Review of Economics & Finance*, 29, 330-338, <https://doi.org/10.1016/j.iref.2013.06.005>
- GAZEL, Sümeyra (2017). Stratejik emtialar ve finansal deęişkenler: Türkiye için bir ardl sınır testi yaklaşımı. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19 (2), 544-563.
- GATFAOUI, Hayette (2016). Linking the gas and oil markets with the stock market: Investigating the u.s. relationship, *Energy Economics*, 53, 5–16, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.05.021>
- HOR, Chantha (2015). Modeling international tourism demand in Cambodia: ardl model, *Review of Integrative Business and Economics Research*, 4 (4), 106-120.
- İPEK, Evren ve ESENER, Selçuk Çaęrı (2014). Borçlanmayı savunmak: dış borcun bir belirleyicisi olarak savunma harcamaları, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 9 (3), 69-94.
- JİANG, Chun, WU, Yi-Fan, LI, Xiao ve LI, Xin (2020). Time-frequency connectedness between coal market prices, new energy stock prices and CO2 emissions trading prices in china, *Sustainability*, 12, 1-17, <https://doi.org/10.3390/su12072823>
- KAPUSUZOGLU, Ayhan (2011). Relationship between oil prices and stock market: An empirical analysis from Istanbul Stock Exchange (ISE), *International Journal of Economics and Finance*, 3 (6), 99-106, <https://doi.org/10.5539/ijef.v3n6p99>
- KARAGÖL, Erdal, ERBAYKAL, Erman ve ERTUĞRUL, H. Murat (2007). Türkiye’de ekonomik büyüme ile elektrik tüketimi ilişkisi: sınır testi yaklaşımı, *Doęuş Üniversitesi Dergisi*, 8 (1), 72-80, <https://doi.org/10.31671/dogus.2019.243>
- KUMAR, Satish (2019). Asymmetric impact of oil prices on exchange rate and stock prices, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 72, 41–51, <https://doi.org/10.1016/j.qref.2018.12.009>
- LİN, Boqiang ve CHEN, Yufang (2019). Dynamic linkages and spillover effects between cet market, coal market and stock market of new energy companies: A case of beijing cet market in china, *Energy*, 172, 1198-1210, <https://doi.org/10.1016/j.energy.2019.02.029>

- MORENO, Blanca, ALVAREZ, Maria Teresa Garcia ve FONSECA, Ana Rosa (2017). Fuel prices impacts on stock market of metallurgical industry under the EU emissions trading system, *Energy*, 125, 223-233, <https://doi.org/10.1016/j.energy.2017.02.067>
- NARAYAN, Pares Kumar ve NARAYAN, Seema (2010). Modelling the impact of oil prices on Vietnam's stock prices, *Applied Energy*, 87, 356–361, <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2009.05.037>
- ORALBAYKIZI, Aziza Syzdykova (2019). Petrol fiyat değişimlerinin bist endeks getirileri üzerindeki etkisinin analizi, *Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 4 (1), 247-265, <https://doi.org/10.33905/bseusbed.518704>
- PENG, Yufang, CHEN, Weidong, WEI, Pengbang ve YU, Guanyi (2020). Spillover effect and Granger causality investigation between China's stock market and international oil market: A dynamic multiscale approach, *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 367, 1-13, <https://doi.org/10.1016/j.cam.2019.112460>
- SANKARAN, A., KUMAR, Sanjay, ARJUN, K ve DAS, Mousimi (2019). Estimating the causal relationship between electricity consumption and industrial output: ardl bounds and toda-yamamoto approaches for ten late industrialized countries, *Heliyon*, 5, 1-9, <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2019.e01904>
- SHAERI, Komeil ve KATIRCIOĞLU, Salih (2018) The nexus between oil prices and stock prices of oil, technology and transportation companies under multiple regime shifts, *Economic Research-Ekonomika Istraživanja*, 31 (1), 681-702, <https://doi.org/10.1080/1331677x.2018.142.6472>
- SONG, Yingjie, JI, Qiang, DU, Ya-Juan ve GENG, Jiang – Bo (2019). The dynamic dependence of fossil energy, investor sentiment and renewable energy stock markets, *Energy Economics*, 84, 104564, 1-15, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104564>
- STOCK, H. James ve WATSON, W. Mark (2015). *Introduction to econometrics*. Pearson Education.
- TANG, Ke ve XIONG, Wei (2012). Index investment and the financialization of commodities, *Financial Analysts Journal*, 68 (6), 54-74, <https://doi.org/10.2469/faj.v68.n6.5>
- TATLI, Halim (2015). Çok değişkenli bir üretim modeli ile toplam enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye örneği, *Hacettepe Üniversitesi İİBF Dergisi*, 33 (4), 135-157, <https://doi.org/10.17065/huiibf.19790>
- TERZİ, Harun ve BEKAR, Seval (2019). Türkiye'de doğrudan yabancı yatırımlar, turizm ve dışa açıklık arasındaki ilişki: 1974-2014 dönemi, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 20 (1), 15-30, <https://doi.org/10.31671/dogus.2019.414>
- THORBECKE, Willem (2019). Oil prices and the u.s economy: Evidence from the stock market, *Journal of Macroeconomics*, 61, 103137, 1-14, <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2019.103137>
- TUNA, Gülfer, GÖLEÇ, Nazire ve TUNA, Vedat Ender (2017). The relationship between oil and stock prices: The case of developing and developed countries, *Theoretical and Applied Economics*, 4 (613), 97-108
- TURSOY, Turgut ve FAISAL, Faisal (2018). The impact of gold and crude oil prices on stock market in Turkey: empirical evidences from ardl bounds test and combined cointegration, *Resources Policy*, 55, 49–54, <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2017.10.014>
- YAVUZ, Nilgün Çil (2014). *Finansal Ekonometri*, Der Yayınları, İstanbul.

### İnternet Kaynakları

- BP Dünya Enerji Görünümü İstatistikleri, <https://www.bp.com/content/dam/bp/business-sites/en/global/corporate/pdfs/energy-economics/statistical-review/bp-stats-review-2019-full-report.pdf>, Erişim tarihi: 02.04.2020
- a Dünya ve Türkiye enerji ve tabii kaynaklar görünümü (2020). *T.C. Enerji ve Tabii Kaynaklar Bakanlığı*, [https://www.enerji.gov.tr/Resources/Sites/1/Pages/Sayi\\_15/mobile/index.html](https://www.enerji.gov.tr/Resources/Sites/1/Pages/Sayi_15/mobile/index.html), Erişim tarihi: 23.03.2020

# KRİPTO PARALARIN VOLATİLİTE MODELİNDE ABD BORSA ENDEKSLERİNİN YERİ: BİTCOİN ÜZERİNE BİR UYGULAMA

## THE PLACE OF US STOCK INDEX IN VOLATILITY MODEL OF CRYPTO MONEY: AN APPLICATION ON BITCOIN

Ayben KOY\*   
Mustafa YAMAN\*\*   
Sefa METE\*\*\* 

### Öz

Blok zincir sisteminde işlem gören en yeni inovatif finansal ürünlerden biri olan kripto paralar, yatırımcılardan yüksek ilgi görmektedir. Kripto para piyasasının en yüksek işlem hacimli ürünü Bitcoin (BTC), gösterdiği yüksek oynaklıklar ve spekülâtif fiyat balonları ile de ön plana çıkmıştır. BTC'nin volatilité yapısında ABD borsa endeks getirilerinin varlığını arařtıran bu alıřma, 10.03.2016 – 11.06.2019 dönemindeki günlük verileri kapsar. Genelleřtirilmiř Otoresresif Kořullu Deęiřen Varyans modellerinden GARCH, EGARCH ve TARCH modellerinin kullanıldıęı alıřmada, SP500, Nasdaq100 ve Dow Jones Industrial varyans deęiřkeni olarak kullanılmıřtır. Bulgular, (1) her üç endeksin de BTC'in volatilitésini açıklamada anlamlı olduęu, (2) borsa endeksleri ile geliřtirilmiř modellerin, GARCH, EGARCH ve TARCH modellerinin tamamında benzer temel modelden daha güçlü olduęu ve (3) endekslerle geliřtirilmiř EGARCH modelinin ise en güçlü model olduęunu göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Kripto para, Bitcoin, Volatilité, GARCH

**JEL Kodları:** G15, G40

### Abstract

Crypto currencies, one of the newest innovative financial products traded in the block chain system, attract high interest from investors. BTC which has got the highest transaction volume product in the crypto

\* Do. Dr., İstanbul Ticaret Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İstanbul, Email: akoy@ticaret.edu.tr, ORCID:0000-0002-2506-6634

\*\* İstanbul Ticaret Üniversitesi, Finans Enstitüsü, Sermaye Piyasaları Programı Yüksek Lisans Mezunu, Email: mustafayaman377@gmail.com, ORCID: 0000-0002-2309-0534

\*\*\* İstanbul Ticaret Üniversitesi, Finans Enstitüsü, Sermaye Piyasaları Programı Yüksek lisans Mezunu, Email: sefamt53@gmail.com, ORCID: 0000-0002-4547-6809



money market, draws attention with its high volatility and speculative price balloons. This study investigates the presence of US stock index returns in the volatility structure of BTC and includes daily data for the period 10.03.2016 – 11.06.2019. In the study using GARCH, EGARCH and TARCH models from Generalized Autoregressive Conditional Variance Variance models, SP500, Nasdaq100 and Dow Jones Industrial variance variables are used. The findings indicated that (1) all three indices are significant in explaining the volatility of BTC, (2) the models developed with stock market indices are stronger than the similar basic model in all GARCH, EGARCH and TARCH models, and (3) the EGARCH model developed with indices is the most powerful model.

**Keywords:** Cryptocurrency, Bitcoin, Volatility, GARCH

**JEL Codes:** G15, G40

## Giriş

Bir varlık veya ekonomiyi dayanak almanın ötesinde, içinde bulunduğu blok zincir sisteminin kullanımının artışı, hukuki düzenlemeler ve yatırımcı psikolojisi gibi etkenlerle piyasa fiyatının oluştuğu ve büyük oynaklığa sahip olan kripto paralar, finans sistemindeki mevcut en inovatif ürünlerden biri olma özelliğindedir. Özellikle 2017 yılından itibaren kripto paralarda yaşanan aşırı oynaklıklar ve spekülatif fiyat balonları (Mete, Koy, & Ersoy, 2019), araştırmacılar için de güncel bir çalışma alanı haline gelmiştir. Her ne kadar blok zincir sistemi güvenilir, ulaşılabilir, şeffaf ve değişmez bir yapıya sahip olsa da, yatırımcılara portföy risklerini yönetmek ve güvenli liman oluşturmak gibi özelliklerden çok uzak olan Bitcoin (BTC) (Stavroyannis & Babalos, 2017), kripto para piyasasında en yüksek işlem hacmine sahip olma özelliğini sürdürmektedir. Ethereum (ETH) ve XRP de BTC liderliğindeki piyasanın diğer iki önemli kripto parası olarak ilgi görmeye devam etmektedir. Günümüzde, BTC'in kara para aklama aracı olarak kullanımı ve buna bağlı olarak oluşabilecek suç ve kanun uygulamalarında yaşanabilecek zorluklar kamu otoritelerinin gündeminde kalmaya devam ederken (Christopher, 2014), piyasaların geleceğine yönelik öngörüler kripto paraların ödeme sistemlerinde önemli bir yere sahip olacağını vurgulamakta. mevcut koşullarda diğer finansal ürünlerin değer/fiyat ilişkisinden çok farklı bir yapıya sahip olan kripto paraların, diğer finansal ürün ve piyasalarla ilişkisini incelemek, akademiye ve yatırımcılara bilgi aktarmak üzere önem kazanan bir araştırma konusudur.

Kripto para piyasasının lideri BTC'in volatilitate yapısında ABD borsa getirilerinin varlığını araştıran bu çalışma, 10.03.2016 – 11.06.2019 dönemindeki günlük verileri kapsamaktadır. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modelleri ile BTC'in volatilitate modelinin kurulduğu çalışmada, ABD Borsa endeksleri olan SP500, Nasdaq100 ve DowJones Industrialin varyans değişkeni olarak varlığı araştırılmıştır.

## 1. Literatür

Kripto paralar üzerine araştırmacıların ilgisi artarken, araştırmaların kripto paralarda balon oluşumu, portföy yönetiminde kullanılabilmesi (Corbet, Lucey, & Yarovay, 2018), (Bourı, Molnar, Azzi,

Roubaud, & Hagfors, 2016), dięer piyasalarla iliřkileri ve volatilitte modellemeleri (Kahraman, Kckřahin, & aęlak, 2019) zerinde yoęunlařtıęı dikkat ekmektedir.

Corbet, Lucey, & Yarovay, 2018,  popler kripto para birimi ile eřitli dięer finansal varlıklar arasındaki iliřkileri analiz etmiřtir. Elde edilen sonulara gre, kripto para birimlerinin kısa yatırım dnemleri olan yatırımcılar iin eřitlendirmede kullanılabilir. Bourı ve dię. 2016 alıřmasında BTC'in byk dnya hisse senedi endeksleri, tahviller, petrol, altın, genel emtia endeksi ve ABD doları endeksi iin hedge ve gvenli bir sığınak olarak davranıp davranamayacaęını incelemek iin dinamik bir kořullu korelasyon modeli kullanmıřtır. Genel olarak, ampirik sonular BTC'in eřitlendirme iin uygun olduęunu gstermektedir. Benzer sonulara ulařan Briere vd., (2015), alıřmada 2010-2013 dneminde haftalık verilerin kullanılmasıyla hem geleneksel yatırım araları hem de alternatif yatırım aralarını BTC yatırımı portfy eřitlendirmesinde analiz etmiřlerdir. BTC yatırımının, yksek getiri ve volatilitteye sahip olması ve yatırım aralarının korelasyonunun dřk olması nedeniyle portfy eřitlendirmede fayda saęladıęını gstermiřlerdir. Fakat uzun vadede, risklerin ortaya ıkabileceęi de vurgulanmıřtır.

Kripto paraların iřleyiř srelerini inceleyen Gle ve dię. (2018), BTC'in dviz, hisse senedi, emtia piyasaları ve faiz ile olan iliřkisini ele almıřlardır. Eř btnleřme ve nedensellik analizlerinin uygulandıęı alıřmada, faiz deęiřkeni ile BTC fiyatları arasında anlamlı bir iliřki olduęuna dair bulgular yer almıřtır. Atik ve dię. (2015), BTC kullanımının artması ile sistemin alıřma prensibini ve geleneksel dviz piyasalarına etkilerini arařtırmayı amalamıřtır. Gnlk BTC fiyatları ile likiditesi en yksek para birimleri arasındaki iliřkiler, Granger nedensellik analizi ile test edilmiřtir. Sonular, BTC ile Japon Yen'inin birbirinden gecikmeli olarak etkiledięi ve Japon Yen'inden BTC'e doęru tek ynl bir nedensellik iliřkisinin var olduęunu gstermiřtir. Hem dviz fiyatının belirleyicileri hem de kripto para birimlerine zg faktrleri BTC'in ekicilięini dikkate alan Ciaian ve dię. (2016), BTC fiyat oluřumunu incelemiřlerdir. 2009-2015 yılları arası gnlk veriler kullanılarak, yatırımcıların ve kullanıcıların BTC fiyatı zerinde nemli bir etkisi olduęunu ve zaman iinde farklılařtıęını tespit etmiřlerdir. Uzun vadede makroekonomik geliřmelerin BTC fiyatını arttırdıęı ynnde sonu elde edememiřlerdir.

Dyhrberg A. H., (2016), alıřmada GARCH modellerini kullanarak BTC'in finansal varlık zelliklerini arařtırmaktadır. Oluřturulan modellere gre; BTC altın ve dolara riskten korunma ve deęiřim aracı olması ynyle birka benzer zellik gstermektedir. BTC finansal piyasalarda ve portfy ynetiminde yatırım ve tasarruf zelliklerini bnyesinde toplamaktadır. BTC'in oynaklıęına bakıldıęında zamana gre deęiřtięi ve uzun dnemde geerli olduęu kabul edilebilir. BTC'in risk ynetiminde yararlı olabileceęini ve riski seven yatırımcılar iin ideal olduęunu gstermiřtir. Oynaklık zerine olan dięer bir alıřmada (Kahraman, Kckřahin, & aęlak, 2019), finansal yatırımcılar iin alternatif yatırım aracı olarak grlen ve piyasalarında yksek oynaklıkların grldę kripto paraların volatilitte tahmininde Tekil Oynaklık Modelleri (ARCH, GARCH, T-GARCH, GARCH-M, E-GARCH, I-GARCH) ile uzun hafıza modelleri (AP-GARCH ve C-GARCH) kullanmıřtır. Arařtırma sonularına gre, BTC ve Ethereum iin řokların volatilitte etkisi kalıcı ve pozitif řokların etkisi negatif řokların etkisinden daha fazla iken Ripple iin řokların volatilitteye etkisi geici karakterde ve oynaklıęın geiřkenlięi kısa dnemli olmaktadır. alıřmada kullanılan BTC, Ethereum ve

Ripple kripto para birimleri için pozitif ve negatif şokların ayrıştırılabilir nitelikte olmadığı ayrıca kaldıraç etkisinin olmadığı sonucu elde edilmiştir. BTC ile S&P 500 endeksinin günlük getiri serisini inceleyen Baek & Elbeck (2015) ise BTC piyasasının S&P 500'e göre 26 kat daha fazla volatiliteye sahip olduğunu, ayrıca BTC'in spekülâtif olduğunu söylemektedirler. Çalışmalarında BTC piyasasının işleyişi ve fiyatların oluşumu ile ilgili bilgilere de yer veren Koçoğlu ve diğ. (2016), BTC piyasasının etkinliği, likiditesi ve oynaklığı üzerine analizlerde bulunmuşlardır. Kripto para piyasasında oynaklığın çok yüksek olduğuna dikkat çeken çalışmada, piyasanın riskli olup spekülâtif amaçla kullanılabilirliği ön plana çıkarılmıştır. Frascaroli ve Pinto (2016), finansal yenilik olarak ele aldıkları BTC'in Eylül 2011'den Haziran 2015'e kadar olan getiri serisini örneklem olarak kullanmışlardır. Bu verilere dayanarak DCC MGARCH modeli tahmin edilmiştir. Çalışma sonucu kalıcı dalgalanmaların varlığını göstermektedir. Katsiampa, (2017)'de ise BTC piyasasındaki uzun vadeli varyansın sabit kalma-dığı ve zaman içinde farklılaştığı öngörülmüştür. Ayrıca en iyi modelin AR-GARCH modeli olduğu vurgulanmıştır.

Macdonell (2014), kripto para birimi olan BTC'de fiyat balonu araştırması yaptığı çalışmasında, 2013 yılında balon olduğunu tespit etmiştir. Bu balonun nedenini ise, güvenilebilir BTC platformunun sayısının az olması ve karborsada işlem görmesi olarak nitelendirmiştir. Ayrıca, fiyat oynaklığının yüksek olması piyasanın spekülasyona açık olmasıyla ilişkilendirilmiştir. Yine aynı yıl Malhotra & Maloo (2014) tarafından yapılan çalışmada, 2013-2014 yıllarında BTC'in döviz kurlarındaki başarısı ve fiyat hareketlerinin arkasında yatan nedenler araştırılmaktadır. Çalışmada Perron (1997) birim kök testleri kullanılarak BTC – USD şokların kalıcı bir etkisi veya geçici bir etkisi olup olmadığı tespit edilmeye çalışılmıştır. Yapılan testler sonucunda BTC'in fiyat balonu yapısı içerdiği ve riskli bir finansal varlık olduğu kabul edilmiştir. BTC fiyatlarında balon varlığını araştıran Cheah & Fry, (2015), Hencic & Gouriéroux (2015) ve Cheung, Roca, & Su, (2015) BTC fiyatlarında spekülâtif balonlara eğilimin yüksek ve BTC fiyatlarının temel değerinin sıfır olduğunu göstermektedir. Ayrıca Cheung ve diğ. (2015), 2010-2014 yılları arasında fiyat balonları olduğunu tespit etmişler ve oluşan bu balonların dünyanın en büyük BTC borsası olan Mt Gox'un çökmesine neden olabileceğini ifade etmişlerdir.

Literatürde, kripto paraların güvenilir olduğunu öne süren çalışmalar da olmuştur (Kristoufek L. , 2015) çalışmada, BTC fiyatlarını etkileyen faktörleri incelemiş ve inanılan aksine BTC'in spekülâtif olmadığını ileri sürmüştür. BTC fiyatını etkileyen faktörler olarak ticarete kullanım yaygınlığını, tedarik miktarını ve fiyat seviyesini kullanmıştır. Yaşanılan aşırı düşüş ve artışları göz önünde bulundurarak BTC'in hala finansal anlamda güvenli bir liman olmaktan uzak olduğunu belirtmiştir. Dong & Dong (2015), 8 Haziran 2011 ile 30 Aralık 2013 tarihleri arasında EUR/USD, GBP/USD, AUD/USD, CNY/USD, USD/CAD ve USD/JPY para birimleri ile BTC'i veri seti olarak kullanmışlardır. BTC para birimi olarak değerlendirildiğinde yatırımcıların arbitraj imkânı olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca BTC uzun vadeli yatırım aracı olarak değerlendirilmiştir.

Dyhrberg A. , (2015) çalışmasında BTC'in bir riskten korunma aracı olarak kullanılıp kullanılmayacağını test etmiştir. Financial Times Stock Exchange Endeksi'nde yer alan hisse senetleri, BTC ve Amerikan doları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada, veri seti olarak 19 Temmuz 2010 – 22 Mayıs 2015 tarihleri kullanılmıştır. Asimetrik GARCH yöntemi sonuçları BTC'in FTSE endeksinde

yer alan hisse senetlerine ve kısa dnemde Amerikan dolarına karřı bir riskten korunma aracı olarak kullanılabileceđini gstermiřtir. BTC ile borsa endeksleri arasındaki iliřkileri inceleyen Dirican & İsmail (2018), ARDL testini kullanmıřlardır. Veri seti, 24 Mayıs 2013-05 Kasım 2017 tarihleri arasını kapsarken, arařtırmaya New York Stock Exchange, NASDAQ, London Stock Exchange, Tokyo Stock Exchange, Shanghai Stock Exchange, S&P500 endeksi ve Borsa İstanbul (BİST100) endeksi dahil edilmiřtir. Analiz sonucunda, BTC fiyatları ile ABD ve in borsa endeksleri arasında eřbütünleřme iliřkisi tespit edilmiřtir. Londra, Tokyo ve İstanbul piyasaları ile BTC fiyatları arasında ise herhangi bir iliřkiye rastlanmamıřtır. Stavroyiannis S. , (2017), BTC, Enthereum, Litecoin, Ripple ve S&P 500 endeksi rneklemler olarak kullanmıřtır, 10 gnlük VaR ve Expected Shortfall (ES) yntemleri ile karřılařtırmıřtır. Elde edilen sonular kripto para birimlerinin yksek risk tařıdığını gstermektedir. Benzer bir alıřmada Kılı & ut, (2018), BTC ile Borsa İstanbul arasındaki eřbütünleřme ve nedensellik iliřkisini tespit etmeyi amalamıřtır. Bu kapsamda, Engle-Granger ve Gregory-Hansen eřbütünleřme testleri ile Toda-Yamamoto ve Hacker-Hatemi-J nedensellik testlerinden faydalanılmıřtır. Bulgular, her iki eřbütünleřme testine gre BTC ile Borsa İstanbul endeks deđeri arasında orta ve uzun vadede bir eřbütünleřme iliřkisinin olmadığını; nedensellik testlerinden sadece Toda-Yamamoto nedensellik testine gre Borsa İstanbul'dan BTC'e dođru tek ynl nedensellik iliřkisi olduđunu gstermiřtir. BTC ile Trkiye ve G7 lkelerine ait borsa endeksleri arasındaki nedensellik iliřkisini inceleyen diđer bir alıřmada Kanat & get (2018), vektr hata dzeltme modelini (VECM) kullanmıřlardır. Kısa dnemli iliřkilerin ise Granger Nedensellik/WALD testi yardımıyla incelendiđi alıřmada, BTC ile diđer lke borsaları arasında herhangi bir uzun dnemli denge iliřkisinden sz edilemeyeceđi bulunurken, kısa dnemde İngiltere borsasının (FTSE) BTC'in nedeni olduđu sonucuna ulařılmıřtır. BTC'in S&P 500 ve Kanada Borsasının (STSX) nedeni olduđu ise alıřmanın dikkat eken diđer bulguları arasında yer almaktadır (Kanat & get, 2018). Zhang, Wang, Li, & Dehua (2018), BTC, Ripple, Ethereum, NEM, Stellar, Litecoin, Dash, Monero ve Verge gibi dokuz kripto para birimi zerine yaptığı alıřmada, bu kripto para birimlerinin verimsiz piyasalar olduđu savunulmaktadır. Kripto paraların Dow Jones Industrial Average ile srekli olarak karřılıklı korelasyon iinde olduđu, alıřmanın dikkat ektiđi diđer bir bulgu olarak n plana ıkmaktadır.

Literatrde kripto paraları farklı aılardan ele alan ok sayıda alıřma dikkat ekmektedir. Kristoufek L. (2013), alıřmada kripto para birimi olan BTC, Google Trends ve Vikipedi arasındaki iliřkiyi incelemiřtir. BTC'in Google ve Vikipedi'de aranma sayısı ile fiyat hareketleri arasında iliřki olduđu sonucuna ulařılmıřtır. BTC fiyatları yksek iken artan ilgi ile fiyatların daha da artması, fiyatlar dřkken azalan ilgiden dolayı daha da hızlı dřmesi vurgulanan bir bulgudur. Cointerra řirketinin iflası ile kripto para birimi olan BTC'de dalgalanmalar arasındaki iliřkileri analiz eden (Edwards, 2015), Mt Gox borsasında BTC deđerinin 4 Aralık 2013 tarihinde 1,151 \$ iken, 2015 řubat ayında 200 \$ civarına gerilediđini belirtmiřtir. Bir diđer alıřmada Pieters & Vicanco (2017), BTC ticaret hacminin %26'sını temsil eden 11 farklı pazarda BTC fiyatlarında nemli farklılıklar olduđu sonucuna ulařmıřlardır. Bu farklılıđa yatırımcıların iřlem maliyetlerinin farklı olmasının sebep olduđu grlmüřtr. BTC piyasasında arbitraj imkânının olduđuna ve iřlem cretleri zerine finansal reglasyonun gerekli olduđuna iřaret etmektedir.

## 2. Yöntem ve Ampirik Sonuçlar

Çalışmada, BTC'in volatilité yapısının incelenmesi için Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modelleri kullanılmıştır. GARCH modellerinin kurulabilmesi için zaman serilerinin durağan olma özelliğini göstermesi gerekmektedir. Çalışmada sırası ile ham verilere, logaritmik verilere ve logaritmik fark alınmış verilere Augmented Dickey Fuller (ADF), Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) ve NG-Perron birim kök testleri uygulanmıştır. Logaritmik veriler ve logaritmik fark alınarak oluşturulmuş verilere ait birim kök testi sonuçları Tablo 1'de gösterilmektedir. Tablo 1'de verilen sonuçlar, zaman serilerinin logaritmik farkları alındığında tamamının durağanlık koşulunu yerine getirdiğini göstermektedir.

**Tablo 1:** Birim Kök Testleri

	ADF		KPSS		NG-PERRON				
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabit ve Trend İçermeyen		Sabitli ve Trendli	MZa	MZt	MSB	MPT
<b>Bitcoin Log.</b>	<b>-1.8090</b>	<b>-2.2749</b>	<b>-0.6881</b>	<b>2.3088</b>	<b>0.5690</b>	<b>-2.2774</b>	<b>-0.8895</b>	<b>0.3906</b>	<b>9.6095</b>
Bitcoin Log. Fark	-34.7448	-34.7602	-12.8493	0.2654	0.1246	-252.219	-11.2224	0.0445	0.1063
<b>SP500 Log.</b>	<b>-2.3408</b>	<b>-2.3408</b>	<b>1.6929</b>	<b>3.1982</b>	<b>0.4286</b>	<b>0.9533</b>	<b>1.1758</b>	<b>1.2334</b>	<b>101.808</b>
SP500 Log. Fark	-29.6555	-29.6442	-29.5762	0.0625	0.0229	-0.7078	-0.5352	0.7561	29.3441
<b>Nasdaq Log.</b>	<b>-0.8999</b>	<b>-2.1834</b>	<b>1.9146</b>	<b>3.3008</b>	<b>0.3756</b>	<b>1.0735</b>	<b>1.4698</b>	<b>1.3692</b>	<b>126.985</b>
Nasdaq Log. Fark	-11.3015	-11.3030	-11.0669	0.0643	0.0261	-0.9219	-0.6550	0.7104	25.2161
<b>Dowjones Log.</b>	<b>-1.1991</b>	<b>-1.9700</b>	<b>1.8142</b>	<b>3.2709</b>	<b>0.4953</b>	<b>0.8999</b>	<b>1.2571</b>	<b>1.3970</b>	<b>127.173</b>
Dowjones Log. Fark	-29.0390	-29.0377	-28.9369	0.0982	0.0256	-1.2557	-0.7481	0.5958	18.1507

### 3.1. Otoresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modeli

Koşullu varyansa sahip olan hata terimlerini geçmiş dönem hata terimlerinin karelerinin fonksiyonu olarak ifade edilen ARCH modeli, Engle (1982) tarafından geliştirilmiştir. Modelde koşulsuz varyans sabit iken, koşullu varyans ise zaman içerisinde değişim halindedir (Engle, 1982).  $u_t$ 'nin koşullu varyansının ( $\sigma_t^2$ ) ile gösterildiği model aşağıdaki gibidir (Sarıkovanlık ve diğerleri, 2019, s. 149-150).

$$\sigma_t^2 = \text{var}((u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, u_{t-3}, \dots)) = E[(u_t - E(u_t))^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, u_{t-3}, \dots] \quad (3.1)$$

$$\sigma_t^2 = \text{var}(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, u_{t-3}, \dots) = E(u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) \quad (3.2)$$

Modelde kořullu varyans, bir nceki dnem hata karesine baėlıdır. Modelin tamamı ařaėıdaki gibidir (Sarıkovanlık ve diėerleri, 2019):

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + u_t, u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (3.3)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (3.4)$$

Hata modellerinin gecikme uzunluklarına (q) gre model geniřletildiėinde ARCH (q) ařaėıdaki halini alır:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \alpha_3 u_{t-3}^2 + \alpha_q u_{t-q}^2 \quad (3.5)$$

Literatrde ht notasyonu ile gsterilen kořullu varyans modeli ařaėıdaki gibi yazılabilmektedir (Brooks, 2008, s. 388).

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + u_t, u_t \sim N(0, h_t) \quad (3.6)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \alpha_3 u_{t-3}^2 + \alpha_q u_{t-q}^2 \quad (3.7)$$

Modelin geerli olabilmesi,  $\alpha_0 > 0$  ve  $\alpha_i \geq 0, i=1, 2, \dots, q$  kısıtlarına baėlıdır.  $\alpha_i$ 'lerin negatif deėer almayıp, her biri ve toplamları birden kk olmalıdır (ene & Demir, 2012, s. 217).

### 3.2. Genelleřtirilmiř Otoregresif Kořullu Deėiřen Varyans (GARCH) Modeli

GARCH modeli Bollerslev (1986) tarafından ortaya konulmuřtur. GARCH modelinde kořullu varyans, hata terimlerinin gemiř deėerlerinin karesine baėlı olmanın yanı sıra gemiřteki kořullu varyanslara da baėlıdır (zden, 2008). GARCH (p,q) modelinde  $t$  bir dnemi,  $h_t$  kořullu varyansı,  $q$  hata karelerinin gecikme uzunluėunu,  $p$  ise otoregresif kısmın gecikme uzunluėunu ifade etmektedir.

$$\omega > 0; \alpha_i \geq 0; \beta_j \geq 0; \sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1 \quad (3.8)$$

$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 \quad (3.9)$$

ARCH ve GARCH modellerinde varyansın pozitif olabilmesi iin kořullu varyans denkleminin saėındaki sabit katsayının sıfırdan byk olması gerekmektedir ( $\omega > 0$ ). Diėer deėiřkenlerin katsayıları ise sıfıra eřit ya da byk olmalıdır.  $\alpha_i \geq 0; \beta_j \geq 0, i = 1, 2, \dots, q$ . Kořullu varyans denkleminin saėında bulunan sabit sayı dıřında diėer btn parametreler eėer birden kkse, modelin diėer varsayımı olan duraėanlık kořulu saėlanabilmektedir (zden, 2008).

### 3.3. Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (EGARCH) Modeli

EGARCH modeli Nelson (1991) tarafından geliştirilmiştir. Bu modelde koşullu varyansın doğal logaritması kendi gecikmeli değerlerine ve standartlaştırılmış hata terimine koşulludur. Nelson'un çalışmasına göre aynı büyüklükteki negatif şokların volatiliteye etkisi pozitif şoklardan daha fazladır. Genel formül aşağıdaki gibidir:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[ \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (3.10)$$

EGARCH Modelinde koşullu değişen varyansın logaritması alındığı için parametreler pozitif olmaktadır.  $\gamma_i \neq 0$  ise, asimetrik etkinin bulunduğunu ve  $< 0$  ise kaldıraç etkisinin olduğunu, diğer bir deyişle aynı büyüklükteki negatif şokların volatiliteye etkisinin pozitif şoklardan daha fazla olduğunu işaret etmektedir (Özden, 2008).

### 3.4. Eşik Değerli Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (TARCH) Modeli

TARCH modeli Zokaian (1994) tarafından geliştirilmiştir. Modelde, koşullu varyans bir işaret fonksiyonu görevindedir. Yeni değişkenin kat sayısı istatistiksel olarak anlamlı ise koşullu varyansta ARCH etkisi ortaya çıkmıştır (Kızılsu, Aksoy, & Kasap, 2001, s. 7):

$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \gamma_i D_{t-i} u_{t-i}^2 \quad (3.11)$$

$$D_{t-i} = \begin{cases} 1 & u_{t-i} < 0 \\ 0 & u_{t-i} \geq 0 \end{cases} \quad (3.12)$$

Böyle bir modelde eğer  $\gamma_i \neq 0$  ise yeni haberlerin etkisinin farklı olacağı söylenir. Olumlu haberin etkisi  $\alpha_i$  kadar olurken, olumsuz haberin etkisi  $\alpha_i + \gamma_i$  kadar olacaktır.  $\gamma_i > 0$  ise olumsuz haberin volatilité üzerindeki etkisinin olumlu haberin etkisinden daha fazla olacağını, i'inci düzeyden kaldıraç etkisinin olduğunu söylemek mümkündür. Diğer taraftan,  $\gamma_i = 0$  ise, yeni haberlerin volatilité üzerindeki etkisi asimetrik değildir (Özden, 2008, s. 345).

### 3.5. Garch Modelinin Sonuçları

Volatilité tahmini yapılmadan önce BTC'ye ait en iyi ARIMA modelinin belirlenmesi gerekmektedir. BTC'ye ait logaritmik fark alınmış serinin (LNBITCOINDF) en iyi ARIMA modeli araştırıldı-ğında, verinin kendi geçmiş değerleriyle oluşan bir ARIMA modeline ulaşamamıştır. BTC bağımlı değişkeni ABD borsa endeksleri ile açıklanmaya çalışılmış, yine anlamlı bir model elde edilememiştir. Bu durumda veri, Tablo 2'deki gibi modellenmiştir (LNBITCOINDF = C(1)):

**Tablo 2:** Ortalama Modeli

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003582	0.001632	2.194788	0.0285

Uygun modelin oluřturulmasının ardından modelin deęiřen varyans (heteroscedasticity) zellięine sahip olup olmadıęı ARCH LM testi ile ortaya konulmuřtur. Testin sonucu Tablo 3'te yer almaktadır:

**Tablo 3:** ARCH LM Testi

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	13.56081	Prob. F(1,815)	0.0002
Obs*R-squared	13.37159	Prob. Chi-Square(1)	0.0003

ARCH LM testi ile deęiřen varyans zellięine sahip olduęu sonucuna ulařılan model kullanılarak sırası ile GARCH, TGARCH ve EGARCH modelleri uygulanmıřtır. Modeller uygulanırken ABD borsalarına ait  ana endeks olan SP500, NASDAQ100 ve DOWJONES INDUSTRIAL endeksleri volatilitte modellerine eklenerek GARCH2, TARCH2 ve EGARCH2 modelleri oluřturulmuřtur.

**Tablo 3:** Modellerin Katsayıları

	GARCH	GARCH2	TARCH	TARCH2	EGARCH	EGARCH2
C	<b>5.01E-05</b> (0.0000)	<b>5.81E-05</b> (0.0000)	<b>3.22E-05</b> (0.0000)	<b>2.89E-05</b> (0.0000)	<b>-0.462203</b> (0.0000)	<b>-0.372886</b> (0.0000)
RESID(-1)^2	0.078327 (0.0000)	0.077306 (0.0000)	0.075303 (0.0000)	0.072653 (0.0000)		
<b>GARCH(-1)</b>	<b>0.904787</b> (0.0000)	<b>0.904586</b> (0.0000)	<b>0.930470</b> (0.0000)	<b>0.942201</b> (0.0000)		
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)			-0.031436 (0.0007)	-0.042925 (0.0000)		
<b>ABS(RESID(-1)/@SQRT(-GARCH(-1)))</b>					<b>0.204256</b> (0.0000)	<b>0.177552</b> (0.0000)
RESID(-1)/@SQRT(-GARCH(-1))					0.07027 (0.4677)	0.028377 (0.0051)
<b>LOG(GARCH(-1))</b>					<b>0.947372</b> (0.0000)	<b>0.957747</b> (0.0000)
LNNASDAQDF		-0.021955 (0.0000)		-0.017936 (0.0000)		-12.98129 (0.0008)
<b>LNSP500DF</b>		<b>0.074096</b> (0.0000)		<b>-0.053623</b> (0.0000)		<b>52.26002</b> (0.0000)
LNDOWJONESDF		-0.054138 (0.0000)		-0.036307 (0.0000)		-47.52069 (0.0000)

Tablo 3'te yer alan modellerin katsayıları incelendięinde ikinci stunda yer alan temel GARCH modelindeki katsayıların anlamlı olduęu grlmektedir. nc stunda ABD Borsa Endeksleri ile



geliştirilmiş GARCH modeli yer almaktadır. BTC'in volatilitisini modellemede GARCH modeline varyans değişkeni olarak alınan her üç endeks değişkeni de diğer değişkenlerle beraber anlamlıdır.

Olumlu ve olumsuz haberlerin volatilitede asimetric etki gösterdiği üzerine kurulu TARCH modelinde değişkenlerin anlamlı olduğu görülmüştür. Takip eden 5. sütünde modele eklenen endeks değişkenleri GARCH modelinde de olduğu üzere anlamlı değerler almıştır.

Tablo 4'te elde edilen volatilitite modellerinin kritik değerleri karşılaştırmalı olarak verilmiştir. AIC ve SIC kriterinin düşük, Log Olabilirlik kriterinin yüksek olması, modelin gücünü göstermektedir. ABD borsa endekslerinin varyans değişkeni olarak eklendiği modellerin, GARCH, EGARCH ve TARCH modellerinin tamamında benzer temel modelden daha güçlü olduğu görülmektedir. Temel EGARCH modeli anlamsızken, endekslerle geliştirilmiş modelin ise tüm modellerden daha güçlü olduğu dikkat çekmektedir.

**Tablo 4:** Modellerin Karşılaştırılması

	Anlamlılık	AIC	LOG-Olabilirlik	SIC
GARCH	Tüm değişkenler anlamlı, Model anlamlı	-3.446392	1413.574	-3.423375
GARCH2	Tüm değişkenler anlamlı, Model anlamlı	-3.486629	1433.031	-3.446350
TARCH	Tüm değişkenler anlamlı, Model anlamlı	-3.447181	1414.897	-3.418411
TARCH2	Tüm değişkenler anlamlı, Model anlamlı	-3.488671	1434.866	-3.442638
EGARCH	Bir değişken anlamsız, model anlamsız.	-3.462448	1421.141	-3.433678
EGARCH2	Tüm değişkenler anlamlı, Model anlamlı	-3.490373	1435.563	-3.444340

## SONUÇ

Kripto para piyasasının lideri BTC'in volatilitite yapısında ABD borsa getirilerinin varlığını araştıran bu çalışma, 10.03.2016 – 11.06.2019 dönemindeki günlük verileri kapsamaktadır. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modellerinden GARCH, EGARCH ve TARCH modellerinin kullanıldığı çalışmada, BTC'in volatilitite modellerinde ABD pay piyasalarının önemli borsa endeksleri olan SP500, Nasdaq100 ve Dow Jones Industrial'ın varyans değişkeni olarak varlığı araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlar, her üç endeksin de BTC'in volatilitisini açıklamada anlamlı olduğunu göstermektedir. Araştırmanın sonuçlarında EGARCH modeliyle ilgili bulgular dikkat çekmektedir. BTC'in volatilitite yapısı EGARCH ile anlamlı değilken, ABD borsa endeksleri varyans değişkeni olarak modele katıldığında EGARCH modeli de tüm değişkenlerin anlamlı olduğu bir modele dönüşmektedir. Çalışmada, borsa endeksleri ile geliştirilmiş modellerin, GARCH, EGARCH ve TARCH modellerinin tamamında benzer temel modelden daha güçlü olduğu görülmektedir.

Endekslerle geliştirilmiř EGARCH modeli ise, temel EGARCH modelinden güçlü olanın ötesinde tüm modeller arasında en güçlü model olarak karřımıza çıkmaktadır. Endekslerin varlıęı dikkate alındığında, aynı büyüklükteki negatif řokların volatiliteye etkisinin pozitif řoklardan farklı olduęu görölmektedir. alıřmada elde edilen bulgular doęrultusunda, kripto para piyasasına yönelik yatırımlar yapan, kripto paraları portföylerinde bulunduran portföy yatırımcılarına, kripto para piyasaları ile eř zamanlı olarak ABD borsalarındaki gelişmeleri de takip etmeleri, portföy çeřitlendirme-sinde bu iki piyasanın iliřkisini gözardı etmemeleri önerilmektedir.

### KAYNAKA

- ATİK, M., KÖSE, Y., YILMAZ, B., & SAęLAM, F. (2015). "Kripto Para: Bitcoin ve Döviz Kurları Üzerine Etkileri". Bartın Üniversitesi İİBF Dergisi, 6(11); ss: 247-261.
- BAEK, C., & ELBECK, M. (2015). "Bitcoins as an investment or speculative vehicle? A first look". Applied Economics Letters, 22 (1), 30-34.
- BOLLERSLEV, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity". Journal of Econometrics, 31(3), 307-327.
- BOURİ, E., MOLNAR, P., GEORGES, A., ROUBAUD, D., & HAGFORS, L. I. (2016). "On the hedge and safe haven properties of Bitcoin: Is it really more than a diversifier". Finance Research Letters, 20,192-198.
- BROOKS, C. (2008). Introductory Econometrics for Finance. Second Edition.
- ENE, E., & DEMİR, İ. (2012). "İMKB 100 Endeksindeki Kaldıraç Etkisinin ARCH Modelleriyle İki Alt Dönemde İncelenmesi". İstanbul Üniversitesi İřletme Fakültesi Dergisi, 41(2), 214-226.
- CHEAH, E.-T., & FRY, J. (2015). "Speculative bubbles in Bitcoi markets? An empirical investigation into fundamental value of Bitcoin". Economics Letters, 130, 32-36.
- CHEUNG, A., ROCA, E., & SU, J. (2015). "Crypto-currency bubbles: an application of the Phillips-Shi-Yu(2013) methodology on Mt. Gox bitcoin prices". Applied Economics, 47(23), 2348-2358.
- CHRISTOPHER, C. (2014). "Whack-a-Mole: Why Prosecuting Digital Currency Exchanges Won't Stop Online Laundering". Lewis & Clark Law Review, Forthcoming.
- CIAIAN, P., RAJCANIOVA, M., & KANCS, D. (2016). "The economics of BitCoin price formation". Applied Economics,, 48(19), 1799-18.
- CORBET, S., LUCEY, B., & YAROVAY, L. (2018). "Datestamping the Bitcoin and Ethereum bubbles". Finance Research Letters, 26, 81-88.
- DİRİCAN, C., & CANÖZ, İ. (2018). "Bitcoin Fiyatları ile Dünyadaki Bařlıca Borsa Endeksleri Arasındaki Eřbütünleşme İliřkisi: Ardl Modeli Yaklařımı ile Analiz". Journal of Economics Finance and Accounting, 4(4); ss: 377-392.
- DONG, H., & DONG, W. (2015). "Bitcoin: Exchange rate parity, risk premium, and arbitrage stickiness". British Journal of Economics, Management & Trade, 5(1), 105-113.
- DYHRBERG, A. (2015). "Hedging Capabilities of Bitcoin Is It The Virtual Gold". Finance Research Letters, 1-6.
- DYHRBERG, A. (2016). "Bitcoin, gold and the dollar–A GARCH volatility analysis". Finance Research Letters, 16, 85-92.
- EDVARDS, C. (2015). "Finance-Bitcoin price crash finds new victims". Engineering & Technology, 10(2), 19-19.
- ENGLE, R. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity With Estimates Of The Variance Of United Kingdom Inflation". Econometrica, 50(4), 987-1007.

- FRASCAROLÌ, B., & PÌNTO, T. (2016). "The Innovative Aspects Of Bitcoin, Market Microstructure And Returns Volatility: An Approach Using Mgarch.
- GÜLEÇ, Ö., ÇEVİK, E., & BAHADIR, N. (2018). "Bitcoin ile Finansal Göstergeler Arasındaki İlişkinin İncelenmesi". *Kırklareli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*.
- HENCIC, A., & GOURIEROUX, C. (2015). Noncausal Autoregressive Model in Application to Bitcoin/USD Exchange Rates, In *Econometrics of Risk*. Springer, Cham.
- KAHRAMAN, İ. K., KÜÇÜKŞAHİN, H., & ÇAĞLAK, E. (2019). "Kripto Para Birimlerinin Volatilite Yapısı: GARCH Modelleri Karşılaştırması". *Fiscaoconomia*, 3(2) 21-45.
- KANAT, E., & ÖĞET, E. (2018). "Bitcoin İle Türkiye ve G7 Ülke Borsaları Arasındaki Uzun ve Kısa Dönemli İlişkilerin İncelenmesi". *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 3, 2602 – 2486.
- KATSİAMPA, P. (2017). "Volatility Estimation for Bitcoin: A Comparison of GARCH Models". *Economics Letters*, 158, 3-6.
- KILIÇ, Y., & ÇÜTÇÜ, İ. (2018). "Bitcoin Fiyatları ile Borsa İstanbul Endeksi Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedsensellik İlişkisi". *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 3,235 – 250.
- KIZILSU, S. S., AKSOY, S., & KASAP, R. (2001). "Bazı Makro Ekonomik Zaman Dizilerinde Değişen Varyanslılığın İncelenmesi". *Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi*, 1-18.
- KOÇOĞLU, Ş., ÇEVİK, Y. E., & TANRIÖVEN, C. (2016). "Bitcoin Piyasalarının Etkinliği, Likiditesi ve Oynaklığı". *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 8 (2), 77-97.
- KRISTOUFEK, L. (2013). "Bitcoin Meets Google Trends and Wikipedia: Quantifying the Relationship Between Phenomena of the Internet Era". *Scientific reports*, 3, 3415.
- KRISTOUFEK, L. (2015). "What are The Main Drivers of The Bitcoin Price Evidence from Wavelet Coherence Analysis". *PloS one*, (4) 10.
- MACDONELL, A. (2014). "Popping the Bitcoin Bubble: An Application of Log-periodic Power Law Modeling to Digital Currency". *University of Notre Dame*.
- MALHOTRA, A., & MALOO, M. (2014). "Bitcoin—is it a Bubble? Evidence from Unit Root Tests."
- METE, S., KOY, A., & ERSOY, H. (2019). "Kriptoparalarda Fiyat Balonu İncelemesi". *Journal of BRSA Banking and Financial Markets*, 2019, 13.1.
- NELSON, D. B. (1991). "Conditional Heteroskedasticity In Asset Returns: A New Approach". *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- ÖZDEN, Ü. H. (2008). "İMKB Bileşik 100 Endeksi Getiri Volatilitesinin Analizi". *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(13), 339-350.
- PIETERS, G., & VIVANCO, S. (2017). "Financial regulations and price inconsistencies across Bitcoin markets". *Information Economics and Policy*, 39, 1-14.
- SARIKOVANLIK, V., KOY, A., AKKAYA, M., YILDIRIM, H. H., & KANTAR, L. (2019). *Finans Biliminde Ekonometri Uygulamaları*. Ankara: Seçkin Yayıncılık.
- STAVROYIANNIS, S. (2017). Value-at-Risk and Expected Shortfall for the major digital currencie. arXiv preprint arXiv:1708.09343.
- STAVROYIANNIS, S., & BABALOS, V. (2017). "Dynamic properties of the Bitcoin and the US market" Available at SSRN 2966998.
- ZAKOIAN, J. M. (1994). "Threshold Heteroscedastic Models". *Journal of Economic and Dynamic Control*, 18(5), 931-955.
- ZHANG, W., WANG, P., LI, X., & DEHUA, S. (2018). "The inefficiency of cryptocurrency and its cross-correlation". *Physica A*, 510, 658–670.

# TÜRK SİGORTA SEKTÖRÜNDE HAYAT DIŐI BRANŐLARDA FAALİYET GÖSTEREN ŐİRKETLERİN PERFORMANSLARININ DEĞERLENDİRİLMESİ

## A PERFORMANCE EVALUATIONS OF THENON-LIFE INSURANCE COMPANIES IN THE TURKISH INSURANCE SECTOR

Ali KÖSE\*   
Bahar DİKME\*\* 

### Öz

Rekabetin yoğun olduđu sektörlerde řİşletmelerin var olabilmek ve sürdürülebilirliğini sağlayabilmek için gelişen teknoloji ve deđişen hedef kitleye ayak uydurmaları gerekmektedir. Bu nedenle řİşletmeler genellikle dönem sonlarında bazen de dönem aralarında çalışmalarını gözden geçirerek hem belirlenen hedeflerin gerçekleştirilme oranlarına hem de kârlılık durumlarına dikkat etmelidirler. Bu eksende faaliyetlerini ve kârlılıklarını etkileyen finansal deđişiklikleri dönemsel olarak değerlendirmeleri gerekmektedir. alıřmada hayat dıŐı branőta faaliyet gösteren sigorta řirketlerinin sektördeki performans deđerlemesi çok kriterli karar verme yöntemleri arasından TOPSIS ile yapılarak yıllar bazında deđerlendirilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, özkaynakları, sabit varlıkları, toplam giderlerine ve tazminata ilişkin ödemeleri, acente, broker ve banka acente sayıları ile kârlılık deđerleri yüksek olan řirketlerin performans sıralamasında üst sıralarda yer aldığı tespit edilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Sigorta, Performans, TOPSIS Yöntemi, Hayat DıŐı

**JEL Sınıflandırması:** G22, C39, L10

\* Prof. Dr., Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Yüksekokulu, Aktüerya Bölümü, akose@marmara.edu.tr, ORCID: 0000-0001-6114-1550

\*\* Doktora Öğrencisi, Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü, Sigortacılık Anabilim Dalı, bahar.dikme@marmara.edu.tr, ORCID: 0000-0002-3324-2263

\*\*\* Bu alıřma, Marmara Üniversitesi, Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü, Sigortacılık Anabilim Dalı'nda, ikinci yazarın birinci yazar danışmanlığında tamamlamış olduđu "Türk Sigorta Sektöründe Hayat DıŐı Branőlarda Faaliyet Gösteren Şirketlerin Performanslarının TOPSIS Yöntemi ile Deđerlendirilmesi" başlıklı yayınlanmamış yüksek lisans tezinden üretilmiştir.

## Abstract

In sectors where competition is intense, enterprises should keep up with developing technologies and changing targetmass in order to continue their existence and their maintainability. For that reason, enterprises should review the activities and should pay attention to the realization rates and profitability of determined targets at the end of the period or sometimes between periods. In this axis, they need to evaluate the financial changes which effects their activities and profitability periodically. In this study, performance evaluation of insurance companies operating in non-life branch was evaluated by TOPSIS which is among the multi-criteria decision making methods during years. According to the results of the analysis, it is established that companies that have high rates of share holders' equity, fixedassets, total expenses and compensation payments, agencies, brokers and bank agencies and profitability values, are ranked on higher parts of the list.

**Key Words:** Insurance, Performance, TOPSIS Method, Non Life.

**JEL Classifications:** G22, C39, L10

## Giriş

İşletmelerin özellikle rekabetin yoğun olduğu pazarlarda var olabilmesi ve sürdürülebilirliğini sağlaması için gelişen teknoloji ve değişen hedef kitleye ayak uydurmaları gerekmektedir. Kendilerini sürekli revize etmeleri gereken işletmeler dönem sonlarında ya da dönem aralarında çalışmalarını gözden geçirerek hem belirlenen hedeflerin gerçekleşme oranına hem de bu hedefler gerçekleştirilirken ne kadar kâr elde ettiklerine dikkat etmelidirler. Bu doğrultuda sigorta şirketleri de diğer işletmeler gibi prim üretimi ya da tazminat ödemelerine benzer yani gelir ve giderler kalemlerini takip etmeli ve kendilerini değerlendirmelidir.

Çalışmada sigorta sektörüne ait genel bilgiler ve performans yönetimine ait süreçler anlatıldıktan sonra uygulamada hayat dışı branşta faaliyet gösteren sigorta şirketlerinin sektördeki performans değerlendirilmesi, bulguların değerlendirilmesinde, pek çok değişken ekseninde objektif bir mukayeseye imkân sağlaması nedeniyle çok kriterli karar verme yöntemlerinden birisi olan TOPSIS yöntemi ile yıllar bazında değerlendirilmiştir.

Çalışmanın amacı, elementer branşta faaliyet gösteren sigorta şirketlerinin yıllara göre performanslarını finansal değişkenler ekseninde belirleyerek şirketleri sıralamak, bu sıralama ile performans değerlendirilmesi kapsamında olumlu veya olumsuz performanslara sahip şirketleri ortaya koymak, şirketlerin performanslarını artırmaları için uygulamaları gereken stratejileri tespit etmektir. Bununla birlikte yapılan literatür araştırmaları neticesinde TOPSIS yöntemi ile incelenen çalışma sayısının az olduğu gözlenmiş ve bu nedenle hayat dışı branşlar ele alınarak incelenen bu çalışmada kullanılan TOPSIS yöntemi ile de literatüre katkı sağlanması amaçlanmıştır.

Çalışmanın önemi, hayat dışı branşlarda faaliyet gösteren sigorta şirketlerinin, belirlenen değişkenler ekseninde performanslarının incelenmesi ile hem yıllar bazında hem rekabet ettikleri şirketler bazında karşılaştırmalı olarak analiz edilmelerini sağlamak olup bu şirketlerin performanslarını arttırmaya yönelik stratejilerinin, uygulamada kullanılan girdi çıktı değişkenleri ekseninde belirlenmesine yardımcı olmaktadır.

## 1. Trk Sigorta Sektr

Finans sektörünün önemli bileřenlerinden biri olan sigorta sektörünün Trkiye zelinde sahip olduėu veriler2013-2017 dnemi iin incelenmiř ve ařaėıdaki deėerlendirmelere ulařılmıřtır.

### 1.1. Branřlara Gre řirket Sayıları

Trk sigorta sektörünün son beř yılına ait verileri deėerlendirildiėinde hayat dıřı sigorta řirketlerinin daha fazla sayıya sahip olduėu tespit edilmiřtir. Genel olarak bu branřa ait řirket sayısı yaklaşık 38 civarındadır. Genel olarak řirket sayıları aısından yıllar arasında byk deėiřimlerin olmadıėı ve bazı branřlarda bir iki tane artıř grlrken, bazı branřlarda ise azalıř olduėu gzlenmektedir.

**Tablo 1:**Branřlara Gre řirket Sayıları

	2013	2014	2015	2016	2017
Hayat Dıřı Sigorta řirketi	36	38	38	37	38
Hayat Sigorta řirketleri	6	5	4	4	4
Emeklilik řirketleri	18	19	19	17	17
Reasrans řirketleri	1	1	1	2	2
<b>Toplam</b>	<b>61</b>	<b>63</b>	<b>62</b>	<b>60</b>	<b>61</b>

**Kaynak:** Sigortacılık ve Bireysel Emeklilik Raporları,<https://www.hazine.gov.tr/sigortacilik-ve-ozel-emeklilik-raporlari>, (27.10.2018)

### 1.2. Hayat Dıřı Sigorta řirketlerinin Prim retimi, Tazminat demeleri ve Kr Deėerleri

Ařaėıdaki tabloda son beř yıla ait branř bazında prim retimi verilmiřtir. Tablo 2'de grldė zere hayat dıřı sigorta řirketlerinin diėer branřlara gre en fazla faaliyet gsteren řirket sayısına sahip olması ile birlikte en fazla prim retimide bu alanda gerekleřmiřtir. Hayat dıřı sigorta řirketlerinde 2013 yılında 20.304.435TL olan prim retiminin2017 yılında iki katına yaklařarak38.297.766 TL ye varması yıllar arasındaki deėiřimin dzenli bir prim retimi artıřı olduėunu gstermektedir.

Hayat dıřı sigorta řirketlerinde prim retimine paralel řekilde tazminat demelerinin de arttıėı grlmektedir. 2013 yılında 20.304.435 TL olan prim retimine karřılık 10.890.026 TL tazminat demesi gerekleřmiřtir ve geen yıllarla beraber 2017 yılında 38.297.766 TL olan prim retimine karřılık 20.778.297 TL tazminat demesi gerekleřmiřtir. Hayat dıřı branřlarda prim retimi ile tazminat demelerine iliřkin seyrin paralel olduėu grlmektedir.

Tablo 2'de verilen toplam kr deėerleri teknik kr ve mali krın toplamından oluřmaktadır. Sektrdeki prim retimi ve tazminat demeleri yıllar boyunca artıř gsterirken krlılık deėerlerinin dalgalı bir seyr izlediėi grlmektedir.

**Tablo 2:** Hayat Dışı Sigorta Şirketlerinin Prim Üretimi, Tazminat Ödemeleri ve Kâr Değerleri

	2013	2014	2015	2016	2017
<b>Prim Üretimi</b>	20.304.435	22.016.880	26.422.280	34.322.311	38.297.766
<b>Tazminat Ödemeleri</b>	10.890.026	12.605.046	15.204.063	17.353.209	20.778.297
<b>Toplam Kâr</b>	905.997	881.645	-758.629	1.407.076	2.269.191

**Kaynak:** Sigortacılık ve Bireysel Emeklilik Raporları, <https://www.hazine.gov.tr/sigortacilik-ve-ozel-emeklilik-raporlari>, (27.10.2018)

### 1.3. Hayat Dışı Sigorta Sektöründe Şube ve Çalışan Sayıları

Hayat dışı sigorta şirketlerinin son beş yılda banka şubesi sayıları, acente sayıları, broker sayıları, çalışan sayıları ve pazarlama elemanları sayıları aşağıdaki tabloda verilmiştir. Tabloya bakıldığında banka ve şube sayılarının 2013 yılından 2014 yılına kadar arttığı, 2015 ve 2016 yıllarında azaldığı, 2017 yılında tekrar arttığı görülmektedir. Hayat dışı sigorta şirketleri bazında acente sayısının her yıl arttığı ve bunun yanında çalışan broker sayısının da acente artışına paralel bir şekilde çoğaldığı görülmektedir. Çalışan ve pazarlama elemanı sayılarında da bir artış olduğu ve buna bağlı genel olarak bir gelişmenin olduğu değerlendirilebilir.

**Tablo 3:** Hayat Dışı Sigorta Sektörünün Şube ve Çalışan Sayıları

	2013	2014	2015	2016	2017
<b>Hayat Dışı Sigorta Şirketlerinin Acenteliğini Yapan Banka ve Şube Sayısı</b>	22.768	31.558	27.783	23.559	24.552
<b>Hayat Dışı Sigorta Şirketleri Bazında Çalışan Acente Sayısı</b>	31.191	31.664	34.144	35.663	36.713
<b>Hayat Dışı Sigorta Şirketleri Bazında Çalışan Broker Sayısı</b>	1410	1600	1805	2078	2138
<b>Çalışan Sayısı</b>	8358	8407	8434	8622	8264
<b>Pazarlama Elemanı</b>	1508	1828	1762	1842	2428

**Kaynak:** Sigortacılık ve Bireysel Emeklilik Raporları, <https://www.hazine.gov.tr/sigortacilik-ve-ozel-emeklilik-raporlari>, (27.10.2018)

## 2. Performans

Performans; kamu kurumlarında veya özel işletme alanlarında çalışan bireyin ya da grubun, bu yapı içerisinde yaptığı işin örgütün hedeflerine ne ölçüde ulaştığı, hangi ölçüde bunu sağladığının nitel ve nitel olarak ortaya çıkan nihai sonucu şeklinde tanımlanabilir. Örgüt yapısına göre bireysel ya da grup olarak ölçülebilen performans, işletmelerin veya kurumların hedeflerinin gerçekleşme durumunun göstergesidir. Bireysel ya da grup olarak ölçülebilen performans sonuçları örgütün toplam performansını da ortaya çıkaracaktır. Örgütün gelecek hedeflerine ulaşma ve çalışanın kapasitesini

ölçmek için en önemli araçlardan olan performans deęerleme iřletme ya da kurumlar aısından olduka önemlidir.(Bilgin, Tařcı, & Kaęnıcıoęlu, 2004, s. 141)

### 2.1. İřletmelerde Performans

İřletmeler hedefledikleri amaaları gerekleřtirmek için kurulmaktadırlar. Bu amaalara ulařmak için örgüt yapılarındaki yöneticilerin temel görevi en iyi başarıyı saęlamak üzere alıřmalarıdır. İřletmelerde performans; girdiler, sonuçlar, iř süreçleri ve verimlilikle, planlamayla, gözden geirme ve ölçme süreçleriyle, iletiřimle, sürekli geliřmeyle, paydařlarla ve etik deęerlerle iliřkilidir.(Öztürk, 2006, s. 14-15)

### 2.2. Performans Yönetimi

Performans deęerlendirme önceden yapılanlara, performans geliřtirme mevcut zaman diliminde yapılanlara göre deęerlendirilirken, performans yönetimi bu iki unsur göz önünde tutulup bunlara ek olarak geleceęi de kapsamaktadır. İřletmelerde üretim ve pazarlamaya ek olarak insan kaynakları yönetimi de performans yönetimine dâhil olmuřtur.

İřletmelerde alıřanların bireysel performanslarının deęerlendirilmesi ve gerekli iyileřtirmenin yapılmasının yanı sıra bütünüünün incelenip deęerlendirilmesi ve sürecin iřleyiřinin tamamını kapsayan bir disiplin haline gelen performans yönetimi önemli bir yere sahiptir. Deęerlendirme ve geliřtirme ile ilgili yapılacakların planlanması, faaliyetlerin koordine edilerek yürütölüp denetlenmesi gibi iřlemlerinin tamamı performans yönetimi ile yapılmaktadır. Performans yönetimi sadece alıřanların deęerlendirilmesi ile ilgili ölçümler yaparak gerekli iyileřtirmeyi yapan bir disiplin deęildir. Aynı zamanda alıřanların uzun vadede performanslarındaki geliřimin saęlanması için neler yapılması gerektięini de belirleyerek insan kaynakları yönetiminin iřlevlerine de katkı saęlar.(Benligiray (Ed.), 2009, s. 7)

Performans yönetiminin iřletmelerde hangi amalarla iřlev kazandıęı ve iřletmelerdeki beklentilere göre farklılık göstermesi iki bařlık altında toplanabilir. Bunlar; performans deęerlemeye iliřkin amalar ve performans geliřtirmeye iliřkin amalardır.(Uyargil, 1994, s. 10)

#### 2.2.1. Performans Deęerlemeye İliřkin Amalar

İřletmelerde performans deęerleme yapılırken gözetilen temel unsurlardan bazıları řunlardır. İřletmelerin verimlilik kapasitesinin arttırılmasını saęlamak, iřletme alıřanlarının performanslarını geliřtirmeye ve iyileřtirmeye yönelik alıřmalar yapmak, ürün ve hizmet kalitesini arttırmak, iřletme içinde alınan idari kararların etkinlięine katkı saęlamak, iřletme alıřanına geri dönüř yapmak, alıřanların eęitim ve kariyer planlamasının etkinlięini arttırmak, iřletmelerde organizasyon düzenlemek, iřin alıřana uyumun göz önünde bulundurmak ve performansa dayalı ödüllendirmeler yapmaktır.(Benligiray (Ed.), 2009, s. 12-14)



### 2.2.2. Performans Yönetimine İlişkin Amaçlar

Performans yönetiminde; çalışanların işletme potansiyeline uygunluğunu ölçmek, kurum içi iletişimi ve o kurumun kültürüne göre gereken değişimi sağlamak, diğer insan kaynakları uygulamalarının başarı oranını test etmek ve insan kaynakları planlaması, işe alım, ücretlendirme, kariyer yönetimi ile ödüllendirme gibi uygulamalarıyla beraber sürece katkı sağlamak amaçlanmaktadır. (Benligiray (Ed.), 2009, s. 16)

İşletmelerde planlanarak uygulanan bir performans değerlendirmenin çalışanlara ve yöneticilere sağlayacağı faydalar şu şekilde özetlenebilir;(Barutçugil, 2002, s. 181)

Faaliyeti yürütülen iş ve o işi yürüten çalışanlar ile ilgili yöneticilere bilgi aktarımını kolaylaştırır,

İşletme içerisinde oluşturulan iş beklentileri ve o işin sonuçları ile çalışan ve yönetici arasındaki iletişimin kuvvetli olmasına yardımcı olur. Bu durum iş yerinde yeni fikirlere olanak verir,

Doğru değerlendirilen performans ile iş yerinde çalışan personel yaptığı işin gerekliliklerini daha iyi anlayabilir ve eksikliklerini gidermesine yardımcı olabilir,

İşgörenler zamanında aldıkları geribildirim ile motivasyonlarını ve verimliliklerini arttırabilirler,

Performans değerlendirmesi doğru yapılan çalışanlarda bu durum gerekli uygulamalarla pekiştirildiğinde bir öncekine göre daha iyi verimlilik sağlanabilir,

Çalışanlar ile doğru kurulan iletişimle işletmenin amaçları daha net ve daha açık anlaşıldığından çalışanın odaklanması daha başarılı olabilir,

İşletmelerde düzenli yapılacak performans değerlendirme ile işe dair olası kötü sürprizlerin riski de azaltılabilir,

Çalışanlar arasında ücret standartlarını belirlemeye ve verimliliğin artışında ödüllendirme yoluna gitmeye kolaylık sağlar.

### 2.3. Performans Yönetimi Kriterleri

Örgütsel sistem içerisinde performans tanımlaması yapılırken hepsi birbiri ile ilişkili olan yedi adet performans yönetimi kriterleri bulunmaktadır. İşletmelerin veya kurumların performans yönetimi ve değerlendirmesi yaparken ele aldıkları bu kriterler aşağıdaki gibidir.

**Etkenlik:** İşletmelerin belirlenmiş hedeflerini gerçekleştirmek amacıyla yaptıkları tüm etkinliklerin sonunda hedefe ulaşmada yardımcı unsurlardan biridir. Amaçların gerçekleşme durumu ile ilgili olan etkenlik işletmelerin performansını yansıtan önemli boyutlardandır. Örgüt içerisinde uzun vadede belirlenen amaçları kapsayan etkenlik aynı zamanda örgütün büyüyerek sürdürülebilirliğinin artmasını hedeflemektedir.(Akal, 2005, s. 34)

**Verimlilik:** Verimliliğin performans ile benzer anlamlı olarak incelenmesi neticesinde yapılan tanımlamalara dayanarak verimlilikle ilgili şundan bahsedilebilir; işletme çıktılarının girdilere oranı ve işletmedeki kaynakların ne denli etken kullanıldığının bir ölçüsüdür. Diğer bir tanımla verimlilik; bir örgütün üretim aşamasında girdi olarak fiziksel büyüklükleri ile ölçülebilen kaynakların sonuçta oluşturdukları ürün ve hizmet çıktılarının bütünüdür.(Baş & Artar, 1991, s. 36)

**alıřma Yařamının Kalitesi:** Geliřen teknoloji ile işletmelerde; mekanik aletler yerini elektronik aletlere, iletişim ve ulařımdaki sorunlar yerini bilgi işlem akışının kolay sađlandıđı teknolojik yapılara, geen her gün bilimsel arařtırmanın yerini uygulama alanları ile arařtırılan yeni ürünlere, (tekno parklar vb) ve fiziksel insan gücü yerini zihinsel güç ve yaratıcılıđa bırakmıřtır. Bu etkenler ve hızlı deđişimler ile beraber işletmeler hem ürünlerinin hem de alıřanlarının kalitesini attırmak için birok giriřimde bulunmaktadır. İşletmeler alıřanlarının iş güvenliđini ve işi sađlıđını eskiye oranla ok daha fazla önemsenmektedir ve ücret ödemeleri artıřını yeterli düzeye ulařtırılarak hem yapılan işe verilen özverinin hem de yapılan işin kalitesinin artmasını sađlamaktadırlar.(Baş & Artar, 1991, s. 19-20)

**Verim ve Girdilerden Yararlanma:** Verimliliđe iliřkin analizler yapılırken nitel verilerden ziyade nicel veriler kullanılmaktadır. ünkü işletmenin fiziksel kaynaklarının en düşük düzeyde kullanılarak elde edilmesi istenen en yüksek verimlilik gerekliliđi esas alınmaktadır. Girdilerden yararlanmaya iliřkin oranlar belirlenirken işletmenin potansiyel kullanılabilir tüm kaynaklarının miktarı esas alınarak karřılařtırma yapılmaktadır.(Akal, 2005, s. 41)

**Yenilik:** Performans yönetiminde yenilik farklı uygulama alanlarını kapsarken aynı zamanda işletmelerin uygulayabildiđi yaratıcılıklar olarak da ortaya çıkmaktadır. Diğer bir ifade ile ihtiyaç duyanlara cevap verebilme durumu olarak da tanımlanabilmektedir. Bu kavramda deđişim, geliřim, riske girme, esneklik ve giriřimci olma durumları temel unsurlardandır. Yenilik; örgütlerde hem etkilenme hem de gösterilen tepki sonucunda oluşabilmektedir, sadece teknolojik olarak deđil aynı zamanda işletmelerin bir deđer olarak gördüđu beklentilerin tümüdür, işletmelerde salt büyümeyi deđil büyürken aynı zamanda geliřmeyi de gerektirir, yapılan her yenilik işletmeye kâr getirmeyebilir ve riski arttırabilir.(Akal, 2005, s. 54-55)

**Kalite:** Performansın iyileřtirilmesi aşamasında öncelikle kalite yönetiminin uygulandıđı göz önüne alındığında pek ok işletmenin ürün ve hizmet kalitesini attırma yoluna gitmekte olduđu gözlemlenmiřtir. Ürün ve hizmet kalitesini arttırma yoluna gidilmesinin başlıca sebebi müşteri memnuniyetini daha da ileriye taşıma hedefidir. Bu yolla işletmeler hem pazarlama alanını genişletebilir hem de performans ölçümünde bu verileri analiz edebilir. İş verimliliđi ve kalitenin paralel ilerlemesi üzerine hizmet güvenilirliđi ve beklentilerin yönetiminin de performansa fayda sađladıđı sonucuna varılabilir. İşletmelerin kalite yönetimi ile rekabet gücünü, pazar payını ve verimliliđini arttırdıđı görülmektedir. İşletmelerde kalite artıřının önemsenmesi ile beraber örgütün de performansına katkı sađladıđı görülmektedir.(Naktiyok & Küük, 2003)

**Büteye Uygunluk ve Kârlılık:** İşletmelerin hedeflenen performansa ulaşabilmeleri için faaliyetlerindeki kontrol sürecinin hem işlemler öncesi hem işlemler sonrası hem de gelecek dönem planlanması olarak yapılması gereklidir. Büteye uygunluk ve bununla beraber gelen kârlılık bu işlemlerin

analizinde ve standartların oluşmasında etkilidir. İşletmeler bütçelerini özellikle kontrol mekanizması ile ilişkilendirdikleri için gerçekleşen verimliliğin ve kârlılığın hedeflenen ile arasındaki farklılıkları ve bu farklılıkların giderilmesi için yapılacak planları bu yolla izlemektedirler.(Baş & Artar, 1991, s. 59)

### 3. Literatür Araştırması

TOPSİS yöntemi, birçok sektörde yer alan karar birimlerine yönelik ideal seçimin belirlenmesinde veya performanslarının değerlendirilmesi çalışmalarında sıklıkla kullanılan bir yöntemdir. Literatür araştırmasında sigorta sektörüne ilişkin performans değerlendirmesini dikkate alan ve çok kriterli karar verme yöntemlerini kullanan bazı çalışmalara yer verilmiştir.

Kayalı çalışmasında, 2000-2006 yılları arasında Türk sigorta sektöründeki şirketlerin etkinlik değerlemesini Veri Zarflama Analizini Malmquist TFV endeksi uygulayarak ölçüm yapmıştır. Sonuç olarak teknik kâr ve mali kâr VZA ile yorumlayıp, şirketlerin teknik etkinliğinde büyüme olduğunu tespit etmiştir. (Kayalı, 2007)

Yao ve Feng tarafından Çin'de yapılan çalışmada hayat ve hayat dışı sigorta şirketlerinin girdi olarak; emek, özkaynaklar, ödeme ve yardım değişkenlerini, çıktı olarak ise; toplam prim üretimi ve yatırım geliri değişkenleri alınmış ve 2000-2005 yılları arasındaki performans değerlemesi analizi yapılmıştır. (Y.A.O., H., & F.E.N.G., 2007)

Barros, Carlos ve Milton tarafından yapılan çalışmada, Yunanistan' da 1994-2003 yılları arasında faaliyet gösteren 71 hayat ve hayat dışı sigorta şirketlerinin işçilik giderleri, işçilik dışı giderler ve özkaynaklar değişkenlerini girdi olarak kullanıp VZA yöntemi ile değerlendirme yapmıştır. Belirlenen dönemler arasında Yunanistan' da sektörün aktif olmadığını ve 1997 yılından sonra 2003 yılına kadar etkinlik değerinin azalma eğilimi gösterdiğini gözlemlemiştir. (Barros, Carlos, & Milton, 2010)

Köse çalışmasında, VZA ile girdi olarak; üretim elemanı, toplam özkaynak ve toplam giderler değişkenlerini kullanarak 2004-2008 yılları aralığında Türkiye' de faaliyette bulunan 18 hayat ve hayat/emeklilik şirketinin etkinliğini ölçmüştür. 2004-2008 yılları arasında şirketlerin teknik etkinliğinde yükselme olduğunu gözlemlemiştir. (Köse, 2010)

Altan'ın çalışmasında ise 2005-2007 yılları arasında Türkiye'de hayat dışı branşta faaliyet gösteren 25 sigorta şirketinin etkinliğini VZA yöntemi ile değerlendirmiştir. Sektörün genel durumunun belirlenmesi amacı ile yapılan bu çalışmada şirketlerin büyük bir bölümünün etkinlik sınırına erişemediği tespit edilmiştir. (Salimi Altan, 2010)

Özcan, Türkiye'de elementer branşta faaliyet gösteren sigorta şirketlerinin 2002-2009 yılları arasındaki teknik etkinliğini VZA ile ölçmüştür. Ölçümde girdi olarak; acente sayıları, çalışan sayıları ve sabit varlıkları kullanmış ve çıktı olarak ise; toplam primler, bilanço kârı ve teknik kârı kullanmıştır. 2003, 2005 ve 2006 yıllarında sektördeki sigorta şirketlerinin etkin olmadığını bulmuş ve potansiyel etkinliği güçlendirmek için tablo hazırlamıştır. (Özcan, 2011)

Dalkılı alıřmasında, Trkiye’ de faaliyette bulunan 27 hayat dıřı sigorta řirketinin 2008 e 2010 yılları arasındaki etkinliklerini VZA yntemi ile getiri payı deęiřken olan BCC modeli ve Malmquist toplam faktr endeksini kullanmıřtır. Ortalama lek etkinlięi ile deęerlendirme yapıldıęında 2008 yılına kıyasla 2009 yılında sigorta řirketlerinin etkinlik alanı oęalırken, 2010 yılında ise 2009 yılına gre sigorta řirketlerinin etkinlięinde dřř gzlemlenmiřtir. (Dalkılı, 2012)

Akyz ve Kaya’nın alıřmasında, Trkiye’ de hayat dıřı ve hayat/emeklilik branřlarında faaliyet gsteren řirketlerin 2007-2011 yılları arasındaki performans deęerlemesini TOPSIS yntemini kullanarak llmřtir. lmlerden elde edilen sonuca gre hayat dıřı sigorta sektrnde en bařarılı sene 2007, en bařarısız sene 2008 olarak tespit edilmiř ve hayat/emeklilik řirketlerinin en bařarılı senesi 2007 iken en bařarısız senesinin 2009 olduęu tespit edilmiřtir. (Akyz & Kaya, 2013)

Akın ve Ece alıřmalarında, İMKB’ de aktif olarak iřlem yapılan 7 sigorta řirketinin 2006-2010 yılları arasındaki finansal tabloları kullanılmıř olup oran analizi ve karřılařtırmalı finansal tablolar analizi yntemi ile finansal boyutlar gstergelerle yorumlanmıřtır. Analiz srecinde sektrde kârlılıęın azaldıęı ve sigorta řirketlerinin hisse bařı kazan oranlarının 2008 yılı hari dięer yıllarda giderek azaldıęı gzlemlenmiřtir. (Akın & Ece, 2013)

aęlar ve ztař alıřmalarında, Trkiye’ de aktif olarak faaliyette bulunan 8 hayat dıřı sigorta řirketinin 2014 yılındaki performanslarını karřılařtırma matrisine dayandırarak yaptıkları analizde, Ziraat Sigorta ve Liberty Sigorta řirketlerini en etkin řirketler olarak tespit etmiřlerdir. (aęlar & ztař, 2016)

Ayhan ve zcan’ın alıřmasında, Trkiye’ de faaliyet gsteren 32 hayat ve hayat dıřı sigorta řirketinin analizleri VZA yntemi ile arařtırmıřtır. Arařtırma sonucunda hayat dıřı branřta faaliyet gsteren 22 sigorta řirketinden 14 tanesinin bazı senelerde etkin olmadıęını kalanlarının ise analiz yapılan dnemlerde hi etkin olmadıklarını te yandan hayat ve emeklilik branřlarında faaliyet gsteren 10 sigorta řirketinden 6 tanesinin etkin kalan 4 tanesinin etkin olmadıęını belirlemiřlerdir. (Ayhan & zcan, 2018)

Tezergil, son  yıl ierisinde Trk Sigorta Sektrnde elementer branřta faaliyet gsteren řirketlerin etkinliklerini VZA yntemi ile incelerken Girdi Ynl BBC Sper Etkinlik modelini kullanmıřtır. Arařtırma sonucunda hayat dıřı branřlarda 2014 yılında sigorta řirketlerinin %41’i, 2015 yılında %48’i ve 2016 yılında ise %19’unun etkin olduęu tespit edilmiřtir. (Tezergil, 2018)

#### 4. Veri Seti ve Yntem

alıřmada ok kriterli karar verme yntemleri arasından TOPSIS yntemi kullanılmıřtır. Literatr arařtırması sonucu uygulanan teknikte kullanılması dřnlen girdi/ıktı deęiřkenlerin (kriterlerin), sigorta sektr performans deęerlemelerinde farklı kombinasyonları ile olduka sık tercih edilen deęiřkenler arasında olduęunun gzlenmesi nedeniyle tercih edilmiřlerdir. Kriterlere iliřkin veriler hayat dıřı sigorta řirketlerine ait 2013-2017 dnemi arasındaki verileri kapsamaktadır.

**Tablo 4:** Çalışmada Kullanılan Girdi/Çıktı Değişkenleri

Girdi Değişkenleri	Çıktı Değişkenleri
Özkaynaklar	Dönem Kâr Zararı
Toplam Gider	Toplam Prim Üretimi
Acente ve Broker Sayısı	Toplam Tazminat Ödemeleri
Banka Acente Sayısı	
Sabit Varlıklar	

## 5. Çok Kriterli Karar Verme Yöntemleri

Global dünyanın getirdiği bireysellik ve buna bağlı olarak alınan küçük ya da büyük niteliklere dayanan karar verme aşaması beraberinde birden fazla kriteri gözetme gerekliliğini ortaya çıkarmıştır. Örneğin; bir ürünün satın alınma aşamasında sadece fiyat dikkate alınarak değil fiyatla beraber kalitesi ve kullanılabilirlik süresi de göz önünde bulundurularak karar verilmektedir. Karar verme aşaması tüketici için bunun gibi niteliklere dayanırken üretici için zaman esaslı planlanabilmektedir. (Turan, Yıldırım (Ed.), & Önder (Ed.), 2015, s. 15)

Çok kriterli karar verme, karar vericinin birçok seçenek arasından en az iki kriteri esas alarak yaptığı seçim ve değerlendirme işlemidir. Karar alıcıya birçok boyutta değerlendirip seçim yapma olanağı sağlamaktadır. Bu süreçte karar alıcı mevcut seçenekleri, tespit edilen karşılaştırmalı durumların varlığı ile beraber değerlendirip aşamalı karar verme sürecini tamamlamaktadır. Birinci aşamada, süreçte uygulanması beklenen kriterler belirlenip önem sırasına göre sıralanmaktadır. İkinci aşamada da sıralanan kriterlerin alternatifler içindeki payının saptanması ve ne oranda karşılaştığı belirlenmektedir. Üçüncü yani son aşamada ise, nihai sonucun yapılan sıralamasına göre en yüksek orana ait alternatif seçilmektedir. (Ersöz & Kabak, 2010, s. 100)

### 5.1. TOPSIS Yöntemi

Günlük hayatımızda karşılaştığımız durumlar arasında karar verirken bizler için en iyi olanını seçme eğiliminde bulunuruz. Karşılaştığımız durumlar arasında bize en uygun ve faydası en yüksek olanını tercih etmemiz gibi işletmelerde kendi hedefleri doğrultusunda kararlar verirken şirketleri için doğru ve kârlılığı en yüksek olanı tercih etmektedirler.

Çok kriterli karar verme sürecinde kullanılan yöntemlerden TOPSIS, yukarıda bahsedildiği gibi birçok seçenek arasından en iyi tercihin yapılmasına imkân sağlayan bir metottur. 1981 yılında Hwang ve Yoon'un geliştirdiği TOPSIS yöntemi, çok nitelikli karar verme yöntemlerinden biridir. Mühendislik, tedarikçi seçimi, işletme ve pazarlama işlemleri, lojistik ve daha birçok alanda kullanılan TOPSIS yöntemi problemlerin çözümlenmesinde de fayda sağlamaktadır. TOPSIS yönteminde karar aşamasında tercih edilen alternatifin ideal çözüme eşdeğer ve ideal olmayan çözüme uzak olması gerekir. Burada ideal çözüm, erişilebilen bütün en iyi kriterler olarak tanımlanırken ideal olmayan çözüm ise erişilebilen bütün en kötü kriter ölçütleri olarak açıklanmıştır. (Özdemir, 2015, s. 134)

## 5.2. TOPSIS Yönteminin Ařamaları

TOPSIS yöntemi ile seçenekler belli ölçütlere göre sıralama yapılarak tamamlanmaktadır. Bu sıralamada ilk adım karar matrisinin oluşturulmasını, ikinci adım normalize matrisin elde edilmesini, üçüncü adım ağırlıklandırılmış normalize matrisin elde edilmesini, dördüncü adım ideal ve negatif ideal çözüm değerlerinin elde edilmesini, beşinci adım ideal ve negatif ideal noktalara olan uzaklık değerlerinin elde edilmesini ve son olarak altıncı adım ideal çözüme göreli yakınlığın hesaplanmasını kapsamaktadır.(Özdemir, 2015, s. 135)

### Adım 1:Karar Matrisinin Oluřturulması

Karar matrisinde sütunlarda karar alım aşamasında etkili olacak faktörler yer alırken, satırlarda ise tercih edilecek karar alternatifleri yer almaktadır. Bu yöntem karar alıcı tarafından oluşturulmalı ve çözüm alternatifleri tüm kıstaslar göz önünde bulundurularak puanlandırılmalıdır.(Karabıak ve diđer., 2016, s. 113)

Karar matrisi ařağıdaki gibi gösterilebilir;

$$A_{ij} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \dots & a_{1n} \\ a_{21} & a_{22} & \dots & a_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & a_{n2} & \dots & a_{nn} \end{bmatrix}$$

### Adım 2:Normalize Matrisinin Elde Edilmesi

Karar matrisi hazırlandıktan sonra  $N_{ij}$  ölçümlerinin kareleri hesaplanarak bu ölçümlerin toplamlarından oluşan sütun toplamları elde edilir ve  $N_{ij}$  değeri ait olduđu sütunun toplamının kareköküne bölünerek işlem tamamlanır.(Özdemir, 2015, s. 136)

Normalize matris ise ařağıda gösterilen adımlarla oluşturulur;

$$N_{ij} = \frac{a_{ij}}{\sqrt{\sum_{i=1}^m a_{ij}^2}} \quad i = 1, 2, \dots, m \text{ ve } j = 1, 2, \dots, n$$

$$N = \begin{bmatrix} n_{11} & n_{12} & \dots & n_{1p} \\ n_{21} & n_{22} & \dots & n_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ n_{m1} & n_{m2} & \dots & n_{mp} \end{bmatrix}$$

### Adım 3:Ağırlıklandırılmış Normalize Matrisin Elde Edilmesi

Normalize edilen matrisle iliřkin değeler  $w_i$  gibi bir değere ağırlandırıldıktan sonra kriterler içindeki önem sıralarına göre hesaplama yapılır. Formül olarak řu řekildedir;

$$\sum_{i=1}^n w_i = 1$$

Daha sonra  $n_{ij}$  değerleri  $w_i$  ağırlıkları ile çarpılarak  $V$  matrisi yani ağırlıklandırılmış normalize matris elde edilir. (Yılmaz, 2018, s. 26)

Bu adımın formülü de aşağıda gösterildiği gibidir;

$$V = \begin{bmatrix} w_1 n_{11} & w_2 n_{12} & \dots & w_n n_{1p} \\ w_1 n_{21} & w_2 n_{22} & \dots & w_n n_{2p} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ w_1 n_{m1} & w_2 n_{m2} & \dots & w_n n_{mp} \end{bmatrix} \Rightarrow \begin{bmatrix} V_{11} & V_{12} & \dots & V_{1p} \\ V_{21} & V_{22} & \dots & V_{2p} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ V_{m1} & V_{m2} & \dots & V_{mp} \end{bmatrix}$$

#### Adım 4: İdeal ve Negatif İdeal Çözüm Değerlerinin Elde Edilmesi

Ağırlıklandırılmış normalize matris hesaplandıktan sonra ideal çözüm verilerinin hazırlanması için  $V$  matrisindeki sütun değerlerindeki en yüksek değer seçilir. Negatif ideal çözüm değerinde ise,  $V$  matrisindeki sütun değerlerindeki en düşük değer seçilir. (Orçun & Eren, 2017, s. 146)

İdeal çözüm ile negatif ideal çözüm değerleri için aşağıdaki formüller verilmektedir;

• İdeal Çözüm Değeri;

$$A^+ = \left\{ \max_i v_{ij} \text{ olmak üzere} \right\}$$

$$A^+ = \{v_1^+, v_2^+, \dots, v_n^+\} \text{ her bir sütuna ait en büyük değerler}$$

• Negatif İdeal Çözüm Değeri;

$$A^- = \left\{ \min_i v_{ij} \text{ olmak üzere} \right\}$$

$$A^- = \{v_1^-, v_2^-, \dots, v_n^-\} \text{ her bir sütuna ait en küçük değerler}$$

#### Adım 5: İdeal ve Negatif İdeal Noktalara Olan Uzaklık Değerlerinin Elde Edilmesi

İdeal ve ideal olmayan (negatif ideal noktaları) noktalara uzaklığın hesaplanması Öklidyen uzaklık değerinin hesaplanması ile bulunmaktadır. Uzaklığın tespit edilmesi sonucu çıkan değerler ise ideal uzaklık ( $S_i^+$ ) ve negatif ideal uzaklık ( $S_i^-$ ) ölçüsü olarak tanımlanmaktadır. (Özdemir, 2015, s. 138)

Bunlara ilişkin formüller aşağıdaki gibidir;

$$\text{İdeal uzaklık; } S_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^n (v_{ij} - v_j^+)^2} \quad \text{Negatif ideal uzaklık; } S_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^n (v_{ij} - v_j^-)^2}$$

Burada karar nokta sayısı deęerinde  $S_i^+$  ve  $S_i^-$  olmalıdır.

#### Adım 6: İdeal özüme Görelilik Yakınlığın Hesaplanması

Karar noktalarının her biri ideal özüme görelilik yakınlığının hesaplanmasında ideal ve negatif ideal noktalara uzaklıklardan faydalanılır. İdeal özüme görelilik yakınlık  $C_i^*$  ile tanımlanmaktadır. Burada  $C_i^*$  deęeri  $0 \leq C_i^* \leq 1$  aralığında deęer alır ve  $C_i^* = 1$  karar noktasının ideal özüme mutlak özüm yakınlığını belirtirken  $C_i^* = 0$  karar noktasının negatif ideal özüme mutlak yakınlığını belirtir. (Özdemir, 2015, s. 139)

Bu hesaplama için formül ařaęıda verilen şekildeki gibidir,

$$C_i^* = \frac{S_i^-}{S_i^- + S_i^+}$$

## 6. Bulgular

Hayat dıřı branřta faaliyet gösteren sigorta řirketlerinin, yıllar bazında girdi ve ıktı deęiřkenleri ekseninde, her yılı dięer yıllardan bağımsız bir şekilde olmak üzere oluřturulan karar matrisine göre normalize matris deęerleri elde edilmiř, ilgili matris aęırlıklandırılarak aęırlıklandırılmıř normalize matrise ulařılmıř sonraki ařamada ideal ve negatif ideal özüm deęerleri belirlenmiř ve ideal ve negatif ideal noktalara olan uzaklık deęerleri elde edilerek ideal özüme görelilik yakınlık deęerleri hesaplanmıřtır. Hesaplanan bu yakınlık deęerlerine göre performans sonuçları elde edilmiřtir. alıřmada TOPSIS yöntemi 2013-2017 dönemi için uygulanmıř olup ilgili yıllara iliřkin performans sonuçları ve sıralamaları Tablo 5'de belirtilmiřtir.

**Tablo 5:** 2013 – 2017 Hayat Dıřı Branřta Faaliyet Gösteren Sigorta řirketleri Sıralamaları

	$C^*$	2017 SIRA- RALAMA	$C^*$	2016 SIRA- RALAMA	$C^*$	2015 SIRA- RALAMA	$C^*$	2014 SIRA- LAMA	$C^*$	2013 SIRA- RALAMA
1	0,62457	ALLIANZ	0,60498	ALLIANZ	0,58162	ALLIANZ	0,56558	ALLIANZ	0,57085	AXA
2	0,54220	MAPFRE	0,53632	AXA	0,50587	MAPFRE	0,53503	AXA	0,51357	ALLIANZ
3	0,50100	SOMPO JAPAN	0,50904	MAPFRE	0,48512	ANA- DOLU	0,46398	GUNES	0,48681	GUNES
4	0,50062	ANA- DOLU	0,46269	ANA- DOLU	0,47334	GENE- RALI	0,43977	GENE- RALI	0,46706	AKSI- GORTA
5	0,49801	GUNES	0,44126	GUNES	0,43702	EUREKO	0,38315	ANA- DOLU	0,44931	ANA- DOLU
6	0,48884	ZIRAAT	0,43582	SOMPO JAPAN	0,43381	ZIRAAT	0,36927	HDI	0,44039	HDI
7	0,47461	AKSI- GORTA	0,43139	ZIRAAT	0,42530	HDI	0,36698	ZIRAAT	0,42334	MAPFRE GENEL



8	0,43915	ETHICA	0,41840	EUREKO	0,42226	GUNES	0,36346	GROU-PAMA	0,42182	GROU-PAMA
9	0,43813	NEOVA	0,41732	NEOVA	0,417482	ZURICH	0,35713	ZURICH	0,41997	EUREKO
10	0,43675	GROU-PAMA	0,41152	GROU-PAMA	0,41430	EULER HERMES	0,35136	EUREKO	0,41663	ZIRAAT
11	0,43611	HDI	0,40919	AKSI-GORTA	0,40894	AXA	0,34891	ERGO	0,40179	ZURICH
12	0,43346	RAY	0,40826	HDI	0,40847	SOMPO JAPAN	0,34819	MAPFRE GENEL	0,39592	YAPI KREDI
13	0,43100	ZURICH	0,40048	RAY	0,40806	RAY	0,34745	EULER HERMES	0,39452	EULER HERMES
14	0,42531	EUREKO	0,38975	EULER HERMES	0,40592	NEOVA	0,34672	RAY	0,39347	RAY
15	0,41845	EULER HERMES	0,38783	ANKARA	0,40591	SBN	0,34125	HALK	0,38815	HALK
16	0,41528	GULF	0,38730	SBN	0,40308	ANKARA	0,33901	NEOVA	0,38689	NEOVA
17	0,41474	SBN	0,38661	AIG	0,40267	UNICO	0,33861	SOMPO JAPAN	0,38687	ISIK
18	0,41466	DOGA	0,38295	ZURICH	0,39959	ISIK	0,33701	SBN	0,38325	SOMPO JAPAN
19	0,41402	QUICK	0,38170	DOGA	0,39860	HALK	0,33328	ANKARA	0,38138	SBN
20	0,41305	ERGO	0,38049	ISIK	0,39730	AIG	0,33252	BNP PARI-BAS CARDIF	0,37611	ANKARA
21	0,41206	GENERALI	0,37873	GENERALI	0,39479	ERGO	0,32901	AKSI-GORTA	0,37483	EGE
22	0,41140	ANKARA	0,37618	TURK NIPPON	0,39447	BNP PARIBAS CARDIF	0,32803	ISIK	0,37345	BNP PARIBAS CARDIF
23	0,41032	BEREKET	0,37288	BNP PARIBAS CARDIF	0,39382	DUBAI STARR	0,32744	TURINS	0,37156	AIG
24	0,40934	UNICO	0,37111	DUBAI S.	0,39225	DOGA	0,32721	DEMIR	0,36875	ATRA-DIUS
25	0,40900	HALK	0,37073	ACE	0,39197	ACE	0,32708	ORIENT	0,36872	LIBERTY
26	0,40579	BNP PARIBAS CARDIF	0,36988	HALK	0,38989	ORIENT	0,32685	TURK P&I	0,36771	TURINS
27	0,40515	LIBERTY	0,36932	ETHICA	0,38939	TURK NIPPON	0,32643	ACE	0,36743	DEMIR
28	0,40462	TURK NIPPON	0,36929	LIBERTY	0,38911	TURINS	0,32628	TURK NIPPON	0,36707	AVIVA
29	0,40318	CHUBB	0,36728	ORIENT	0,38862	TURK P&I	0,32626	ATRADIUS	0,36581	ACE
30	0,40078	AXA	0,36704	TURK P&I	0,38383	ATRA-DIUS	0,32608	DUBAI STARR	0,36388	TURK NIPPON
31	0,39953	ATRA-DIUS	0,36687	GULF	0,38375	DEMIR	0,32600	DOGA	0,36379	GENERALI

32	0,39935	KORU	0,36577	KORU	0,38308	COFACE	0,32205	COFACE	0,36339	KORU
33	0,39844	ATLAS	0,36575	COFACE	0,38114	LIBERTY	0,32188	EGE	0,36339	COFACE
34	0,39836	COFACE	0,36406	TURK-LAND	0,37649	HUR	0,32167	AIG	0,36186	DUBAI STARR
35	0,39831	TURK P&I	0,36197	UNICO	0,37484	KORU	0,32115	KORU	0,35254	HUR
36	0,39819	ORIENT	0,35602	ATRA-DIUS	0,35835	GROU-PAMA	0,31900	HUR	0,31988	ERGO
37	0,39778	DUBAI STAR	0,33814	ERGO	0,33900	AKSI-GORTA	0,31826	LIBERTY		
38	0,39571	TURK-LAND			0,29535	EGE	0,29919	AVIVA		

Performans sıralaması en yüksek ilk beř řirket 2017 yılında sırasıyla Allianz, Mapfre, Sompo Japan, Anadolu ve Güneř sigorta řirketleri olmuřtur. 2016 yılındaki ilk beř řirket sırasıyla Allianz, Axa, Mapfre, Anadolu ve Güneř sigorta řirketleri olmuřtur. 2015 yılındaki ilk beř řirket sırasıyla Allianz, Mapfre, Anadolu, Generali ve Eureka řirketleri olmuřtur. 2014 yılındaki ilk beř řirket sırasıyla Allianz, Axa, Güneř, Generali ve Anadolu sigorta řirketleri olmuřtur. 2013 yılında ise Axa, Allianz, Güneř, Aksigorta ve Anadolu sigorta řirketleri yer almıřtır. Belirtilen dönemde Allianz Sigorta řirketinin ilk sırada yer alması (2013 yılında ikinci sırada yer almıřtır.) sektörde ilgili deęiřkenler açısından en yüksek performansa sahip řirket olarak dikkat çekmektedir. Performansa yönelik olarak Mapfre, Anadolu ve Güneř sigorta řirketleri ilgili dönem itibariyle ilk sıralarda yer almıřlardır.

Performans sıralaması en düşük son beř řirket 2017 yılında sırasıyla Türklend, Dubai Star, Orient, Türk P&I ve Coface sigorta řirketleri yer almıřtır. 2016 yılındaki son beř řirket sırasıyla Ergo, Atradius, Unico, Türklend ve Coface sigorta řirketleri olmuřtur. 2015 yılındaki son beř řirket sırasıyla Ege, Aksigorta, Groupama, Kuru ve Hür sigorta řirketleri olmuřtur. 2014 yılındaki son beř řirket sırasıyla Aviva, Liberty, Hür, Kuru ve AIG sigorta řirketleri olmuřtur. 2013 yılında ise Ergo, Hür, Dubai Star, Coface ve Kuru sigorta řirketleri yer almıřtır. İlgili dönem itibariyle sıralamada son sıralarda yer alan řirketler deęiřkenlik göstermektedir.

## Sonuç

Geliřen dünya ekonomisi ve her geen gün artan rekabet piyasası, iřletmeleri daha iyi ve öncelikli olmak için sürekli kendilerini yenilemeye mecbur kılmıřtır. İřletmeleri rakiplerinden ayırarak daha başarılı kılan unsurlar arasında kalitesi, ekonomiklięi ve hedef pazar payının doęru seimi gibi etkenler vardır. Bu ve benzeri etkenler iřletmeleri başarılı yapmak için gerekli olmakla birlikte tek başına yeterli deęildir. Bir iřletmede başarının en önemli araçlarından biri de performans yönetimi sürecinin ve deęerlemesinin yapılıp, yapılan analiz sonuçlarına dayanarak önlem alınması veya revize edilmesi gereken unsurları doęru yönetmesi gereklilięidir.

Türk Sigorta Sektöründe 2013 ile 2017 yılları arasında hayat dıřı branřta faaliyet gösteren řirketlerin performans deęerlemesi, çok kriterli karar verme yöntemlerinden TOPSIS yöntemi kullanılarak yapılmıřtır. Bu yöntemle yapılan incelemede řirketlerin performansları, sadece bir kriter esas

alınarak değil birden fazla kriterle değerlendirildiği için yapılan mukayesenin de daha objektif ve gerçekçi olduğu düşünülmektedir.

2013-2017 yılları arasında hayat dışı sigorta branşlarında faaliyet gösteren sigorta şirketlerinin sayıları farklıdır ve yıllar arasında yeni eklenen, kapanan, birleşen veya isim değişikliğine uğrayan şirketler mevcuttur. Uygulama yapılırken bu şirketler analizden çıkarılmamıştır ve her yılın kendi içerisinde yer alan şirketler arasında değerlendirilmiştir. Bu bağlamda çalışmada bazı yıllarda yer alan şirket veya şirketler başka bir yılda yer almayabilir.

Türk Sigorta Sektörü'nde hayat dışı branşlarda faaliyet gösteren şirketlerin, Sigortacılık ve Bi-reysel Emeklilik Faaliyeti Raporları'ndan alınan 2013-2017 dönemlerine ait 5 yıllık veriler doğrultusunda, 2013 yılında 36, 2014 ve 2015 yıllarında 38, 2016 yılında 37 son olarak 2017 yılında ise 38 şirket incelenmiştir. Analiz sonuçları değerlendirildiğinde, belirlenen yıllar aralığında genel olarak etkin olmayı sürdüren sigorta şirketlerinin Allianz, Anadolu, Mapfre Genel, Güneş ve Axa olduğu görülmektedir. Etkin olmayan sigorta şirketlerin ise Kuru, Coface ve Hür olduğu görülmüştür.

Uygulamada girdi değişkeni olarak; özkaynak, toplam gider, acente/broker ve banka acente sayısı ve sabit varlıklar, çıktı değişkeni olarak ise; dönem net kâr/zararı, toplam prim üretimi ve toplam tazminat ödemeleri kullanılmıştır.

2017 yılında en etkin sigorta şirketi son dört yıl boyunca Allianz olmuş ve sonra sırasıyla Mapfre Genel, Sompo Japan, Anadolu ve Güneş sigorta şirketleri yer almıştır. Performans sıralaması en sonda kalan şirket ise Türklend olmuştur. 2017 yılı performans değerlemesi sıralamasında ikinci olan Mapfre Genel sigorta şirketinin dönem kârlılığını bir önceki yıla göre yaklaşık iki kat arttırdığı görülmüştür. Aynı şekilde sıralamada üçüncü olan Sompo Japan sigorta şirketi de 2016 yılına kıyasla 2017 yılında dönem kârını yaklaşık iki kat arttırmıştır. 2017 yılı performans sıralaması oldukça düşük olan Axa sigorta şirketinin toplam prim üretiminde düşüşlerin olduğu ve bir önceki yıl kârlılık durumu söz konusu iken bu dönem sonunda ciddi zarara uğradığı görülmüştür.

2016 yılında Allianz sigorta şirketini takip eden şirketler sırasıyla Axa, Mapfre Genel, Anadolu ve Güneş sigorta şirketleri olmuştur. Performans sıralaması en sonda kalan şirket ise Ergo olmuştur. 2016 yılında 37 adet hayat dışı sigorta şirketinden % 19'unun etkin olması yapılan trafik sigortaları düzenlemelerinden sigorta şirketlerinin ve dolayısıyla performanslarının olumsuz etkilenmiş olabileceğini göstermektedir. 2015 yılında Allianz sigorta şirketini takip eden şirketler sırasıyla Mapfre Genel, Anadolu, Generali ve Eureka olmuştur. 2015 yılında performans sıralaması en sonda kalan şirket ise Ege olmuştur. 2014 yılında Allianz sigorta şirketini takip eden şirketler sırasıyla Axa, Güneş, Generali ve Anadolu olurken performans sıralaması en sonda kalan şirket ise Aviva olmuştur. 2013 yılında en etkin şirket Axa olmuş ve sonra sırasıyla Allianz, Güneş, Aksigorta ve Anadolu sigorta şirketleri yer almış performans sıralamasında en sonda kalan şirket ise Ergo olmuştur.

Uygulanan analizde, belirli değişkenler kullanılarak yapılan sıralamalarda şirketlerin performans değerlemesinin sonuçlarına ve sektördeki etkinliklerine dikkat çekilmek istenmektedir. Analiz sonuçlarına göre üst sıralarda yer alan şirketlerin genel olarak özkaynaklar ile sabit varlıkları güçlü olanların performanslarının da güçlü olduğu, zayıf olan şirketlerin ise performans değerlerinin de

düşük olduđu gözlenmiştir. Bu genel sonucuna göre sigorta řirketlerinin performanslarını arttırmalarında özkaynaklarını ve sabit varlıklarını güçlendirmeleri gerekmektedir.

Performans sıralamalarında üst sıralarda yer alan řirketlerin toplam giderler ve tazminat deđişkenine ait deđerlerinin yüksek olduđu gözlenmiştir. Bu sonuca göre toplam gider deđişkeninde etkili olan acente, broker ve banka acente komisyon ödemeleri ile tazminat ödemelerinin etkili olduđu düşünülmektedir. Tazminat ödemelerinin yüksek olması müşteri memnuniyetini olumlu etkileyerek řirketlerin performanslarına olumlu katkı sağlamıştır. Bu sonuca göre řirketlerin tazminat ödemelerini hızlı ve dođru gerçekleřtirmeleri performans etkinliğinde bir başka strateji olarak önerilebilir.

Acente, broker ve banka acente sayıları açısından performans sıralamaları dikkate alındığında, bu deđişkene ait verileri yüksek olan řirketlerin performanslarını arttırdıkları gözlenmiştir. Düşük performansa sahip sigorta řirketleri, en önemli girdi deđişkeni olan acente, broker ve banka acente sayılarını arttırarak performans deđerlerini yükseltebilirler.

Sigorta řirketlerinin performanslarının belirlenmesinde önemli deđişkenlerden biri olan kârlılık deđişkenine göre sıralamalar deđerlendirildiğinde en alt sıralarda yer alan řirketlerin genellikle zarar durumunda oldukları gözlenmiştir. Bu sonuca göre sigorta řirketlerinin yatırım olanaklarını daha dikkatli kullanmalarının performanslarını etkinleřtirmede önemli olacađı düşünülmektedir. Kârlılık deđişkeninde olduđu gibi prim üretiminde de artışın sağlanması sektör içerisinde řirketlerin performansına da olumlu katkı sunacaktır. Bu nedenle gerek kârlılık gerekse prim üretiminde artışın sağlanabilmesi için daha farklı ürünler piyasaya sunarak prim üretiminin arttırılması bir başka strateji olarak uygulanabilir.

### Kaynakça

- Akal, Z. (2005). İşletmelerde Performans Ölçümü ve Denetimi. Ankara: Bizim Büro Basımevi Yayıncılık.
- Akın, F., & Ece, N. (2013). IMKB’de İşlem Gören Sigorta Şirketlerinin 2006-2010 Dönemi Finansal Performanslarının Analizi. Muhasebe ve Finansman Dergisi (57).
- Akyüz, Y., & Kaya, Z. (2013). Türkiye’de Hayat Dışı ve Hayat/Emeklilik Sigorta Sektörünün Finansal Performans Analiz ve Deđerlendirilmesi. Selçuk Üniversitesi IIBF Sosyal ve Ekonomik Arařtırmalar Dergisi (26).
- Ayhan, C., & Özcan, A. (2018). Türkiye’de Sigortacılık Sektöründe Etkinlik Analizi (2010-2016). Journal of Social and Humanities Sciences Research , 5 (16).
- Barros, Carlos, P. N., & Milton, A. (2010). Efficiency in the Greek Insurance Industry . European Journal of Operational Research , 25 (2).
- Barutçugil, İ. (2002). Performans Yönetimi (2. b.). İstanbul: Kariyer Yayıncılık.
- Baş, M. İ., & Artar, A. (1991). İşletmelerde Verimlilik Denetimi. Ankara: Milli Produktivite Merkezi Yayınları.
- Benligiray (Ed.), S. (2009). Performans Yönetimi. Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Yayını.
- Bilgin, L., Taşcı, D., & Kađıncıođlu, D. (2004). İnsan Kaynakları Yönetimi (1. b.). Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Yayınları.
- Çađlar, A., & Öztaş, G. Z. (2016). Veri Zarflama Analizi ve Analitik Hiyerarşı Süreci ile Sigorta Şirketlerinin Finansal Oran Analizi. Çankırı Karatekin Üniversitesi IIBF Dergisi , 6 (2).
- Dalkılıç, N. (2012). Türkiye’de Hayat Dışı Sigortacılık Sektöründe Etkinlik Analizi. Muhasebe ve Finansman Dergisi (55).

- Ersöz, F., & Kabak, M. (2010). Savunma Sanayi Uygulamalarında Çok Kriterli Karar Verme Yöntemlerinin Literatür Araştırması. *Savunma Bilimleri Dergisi*, 9 (1), 100.
- Karabıçak ve diğer., Ç. (2016). Çok Kriterli Karar Verme Yöntemleri ve Karayolu Şantiye Yeri Seçimine İlişkin Bir Uygulama. *Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* (13).
- Kayalı, C. A. (2007). 2000-2006 Döneminde Türkiye' de Faaliyet Gösteren Sigorta Şirketlerinin Etkinlik Değerlemesi. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 14 (2).
- Köse, A. (2010). Türk Sigorta Sektörü Hayat ve Emeklilik Şirketlerinin Etkinlik Analizi. *Akademik Araştırmalar Dergisi* (44).
- Naktiyok, A., & Küçük, O. (2003). Küçük ve Orta Büyüklükteki İşletmelerde (Kobi) Toplam Kalite Yönetimi Kritik Faktörlerinin Örgütsel Performans Üzerine Etkileri. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* (21).
- Orçun, Ç., & Eren, B. (2017). TOPSIS Yöntemi ile Finansal Performans Değerlendirmesi: XUTEK Üzerinde Bir Uygulama. *Muhasebe ve Finansman Dergisi* (75).
- Özcan, A. İ. (2011). Türkiye'de Hayat Dışı Sigorta Sektörünün 2002-2009 Dönemi İtibariyle Etkinlik Analizi. *Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 9 (1).
- Özdemir, M. (2015). Topsis. B. Yıldırım (Ed.), & E. Önder (Ed.) içinde, *Çok Kriterli Karar Verme Yöntemleri*. Bursa: Dora Basım-Yayın.
- Öztürk, Ü. (2006). *Organizasyonlarda Performans Yönetimi* (1. b.). İstanbul: Sistem Yayıncılık.
- Salimi Altan, M. (2010). Türk Sigortacılık Sektöründe Etkinlik Analizi: Veri Zarflama Analizi Yöntemi ile Bir Uygulama. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 12 (1).
- Tezergil, S. (2018). Veri Zarflama Analizi ile Türk Sigorta Sektörünün Elementer Branşlarda Değerlendirilmesi. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 9 (4).
- Turan, G., Yıldırım (Ed.), B., & Önder (Ed.), E. (2015). *Çok Kriterli Karar Verme* (2. b.). Bursa: Dora Basım-Yayın.
- Uyargil, C. (1994). *İşletmelerde Performans Yönetimi* (1. b.). İstanbul: Şahinkaya Matbaacılık.
- Y.A.O., S., H., Z., & F.E.N.G., G. (2007). On Technical Efficiency of China's Insurance Industry After WTO Accession. *China Economic Review*, 1 (18).
- Yılmaz, G. (2018). Kurumsal Sürdürülebilirlik Ölçümünde Dengeli Performans Karnesi Yaklaşımı ve Bir Model Önerisi: TOPSIS Yöntemi İle Şirketlerin Değerlendirilmesi.

#### **İnternet Kaynakları**

- Sigortacılık ve Bireysel Emeklilik Raporları, <https://www.hazine.gov.tr/sigortacilik-ve-ozel-emeklilik-raporlari>, 27.10.2018 tarihinde erişildi.

## MAKROEKONOMİK DEĞİŐKENLERİN DÖVİZ KURU DEĞİŐMELERİNE ETKİSİ: BİR PANEL VERİ ANALİZİ

### EFFECT OF MACRO VARIABLES ON THE VARIATIONS OF EXCHANGE RATE: A PANEL DATA ANALYSIS

Yeřim KUBAR\*<sup>ID</sup>  
Hatem OBAN\*\*<sup>ID</sup>

#### Öz

Türkiye’de döviz kurları 2002-2013 yılları arasında yavaş artış gösterirken, 2014-2016 yılları arasında daha hızlı artış göstermiştir. Döviz kurlarındaki söz konusu bu durum bir taraftan belirsizliğe neden olurken diđer taraftan dövizle iř yapan kesimleri olumsuz etkilemektedir. Bu nedenle döviz kurlarının etkin bir şekilde yönlendirilebilmesi için döviz kurlarının etkileyen faktörler belirlenmelidir.

Bu alıřmada son zamanların en ok konuřulan ekonomik konularından, döviz kuru olgusu ele alınmakta, 1995-2016 dönemini kapsayan yıllık verilerle reel döviz kuru, dıř ticaret haddi, faiz oranı, ödemeler dengesi, ticaret hacmi (GSYH %), büyüme oranı, GSYH deflatörü, yatırım harcamaları deęiřkenlerinin, döviz kuru iliřkisini tespit etmek, Dünya ekonomileri için önemli ticaret ortakları, üretim merkezleri ve ileri teknoloji ihracatçısı olan Brezilya, Avro Bölgesi, İsrail, Japonya, İngiltere Çin, Rusya, İran, Singapur ülkeleri ile Türkiye’nin etkilenme boyutu ile etkileyen deęiřkenleri ortaya koymak amaçlanmaktadır.

**Anahtar Kelimeler:** Döviz Kuru, Dıř Ticaret Haddi, Panel Veri Analizi,

**Jel Sınıflandırması:** F10, C33, F31

#### Abstract

Foreign exchange currency rates increased slowly between 2002-2013 years and increased rapidly between 2014-2016 years in Turkey. While this situation in exchange rates causes uncertainty on the one hand, it also

\* Dr. Öğr. Üyesi, Fırat Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, Elazığ, Türkiye, ykubar@firat.edu.tr, ORCID: 0000-0002-3439-9430

\*\* Arř Gör ,Dokuz Eylül Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, İzmir, Türkiye, hatemcbn@gmail.com, ORCID: 0000-0001-6613-6371

affects those who do business with foreign exchange negatively. So, affecting factors must be determined in order to direct foreign exchange currency rates.

In the study, the phenomenon of exchange rate among the most discussed economic subjects in the recent years, are dealt with. With the annual data covering the period of 1995-2016, it is aimed to identify the relationship of the variables of the real exchange rate, foreign trade rate, interest rate, balance of payments, trade volume (GDP%), growth rate, GDP deflator, and with panel data analysis investment expenses with exchange rate and to reveal the exposure dimension of Brazil, Eurozone, Israel, Japan, United Kingdom, China, Iran, Singapore and Turkey, which are the important trade partners, production centers, exporters of advanced technology for world economies, and the variables affecting it.

**Keywords:** Exchange Rate, Foreign Trade, Panel Data Analysis.

**Jel Classification:** F10,C33, F31

## Giriş

Küresel Mali Krizi (2008) takip eden yıllarda, başta gelişmiş ülkeler olmak üzere birçok ülkenin, farklı para politikası uygulamaları gerek yurtiçi gerekse uluslararası alanda yayılma etkileriyle dünya ekonomileri üzerinde çeşitli sonuçlar ortaya çıkarmaktadır. Gelişmiş ve derinleşmiş uluslararası finans piyasalarının, bir ülkenin uyguladığı döviz kuru politikasının, diğer ülkelerin ekonomileri üzerinde anında ve çok şiddetli etkilere sebep olduğu görülmektedir.

Küresel mali kriz sonrası yaşanan işsizlik ve bazı ülkelere yönelik, ticaret ortaklarının zarara uğraması pahasına, kendi ekonomik sorunlarını başka ülkelere ihraç etmek istedikleri ve edebildikleri görülmüştür. Bu sebeple çalışmalar döviz kurları, döviz kuru oynaklıkları ve döviz kurlarının ticaret üzerine etkilerine yoğunlaşmıştır. Dış ticaret, iş bölümü ve uzmanlaşmayı etkinleştirerek ülkelerin gelirini ve refahını arttırabilmektedir. Dış ticaretin önemli bir belirleyicisi döviz kurudur. Bu nedenle ülkeler döviz kurlarını rekabetçi bir düzeyde tutmak istemektedirler.

Büyük Buhran döneminde ülkeler, I. Dünya Savaşı'nın etkilerini gidermek avantaj elde etmek için sık sık rekabetçi devalüasyonlara başvurarak, ulusal refahlarını arttırmayı amaçlamışlardır. İkinci Dünya Savaşı sonrası dönemde yapılan uluslararası anlaşmalar ve kurulan ulus üstü örgütlerle dünya genelinde liberalleşme fikri yaygınlaşmış ve ülkelerin korumacı politikalarla diğer ülkelere zarar vermelerinin önüne geçilmek istenmiştir. 1970'li yıllarda finansal piyasalarda ortaya çıkan ve 1990'lı yıllarda hızlanarak mal piyasalarını da etkileyen küreselleşme olgusu, birbirine bağımlı ve dış gelişmelere son derece duyarlı ekonomik yapılar oluşturmuştur. Birbirine bağımlı ekonomik yapılarda, dalgalı döviz kuru sistemlerine yönelik yeni fikirler ileri sürülmeye başlanmış ve döviz kuru değişkenliğinin dış ticaret hacmi, enflasyon oranı, yabancı yatırımlar, GSYH üzerindeki etkileri, giderek artan bir oranda araştırma konusu olmuştur.

Bu kapsamda çalışma da başlıca şu sorulara cevap aranmıştır:

-Döviz kurunun dış ticaret üzerinde beklendiği gibi önemli bir etkisi var mıdır?

-Enflasyon, yabancı yatırımlar, dış ticaret hacmi, faiz oranı, GSYH gibi değişkenlerin döviz kuru üzerindeki etkileri nasıldır.

Bu alıřmayı zgn kılan hususlar řunlardır:

- Kur savařları ve dvız kuru gibi gncel, ekonomik ve politik etkileri iinde barındıran bir konuya odaklanmış olması,
- Dvız kurunu etkileyen deęiřkenlerin biroęunun analiz edilmiř olması,
- alıřmada gncel ekonometrik yntemlerin kullanılmış olması, alıřmanın zgnlęn arttırmaktadır. Bu ynyle alıřmanın literatre katkı saęlayacaęı ve arařtırmacıların dikkatini bir kez daha dvız kurunun ekonomik etkilerine ekeceęi dřnlmektedir.

### 1.Dvız Kuru ve Dvız Kuru Sistemleri

Dvız kuru, iki ulusal para biriminin birbiri cinsinden ifade edilen fiyatdır ve bu fiyat serbest piyasa kořullarının geerli olduęu, dıř ticaretin ve sermaye hareketlerinin serbest olduęu ekonomilerde piyasadaki arz ve talebe gre belirlenmektedir. Dvız kuru bir fiyat olmasına karřın, herhangi bir malın fiyatından farklı bir anlama sahiptir. Dvız kurundaki bir deęiřiklik, herhangi bir malın fiyatında meydana gelecek deęiřmenin yaratacaęı etkiden ok farklı etkiler ortaya ıkarmaktadır. rneęin, bir malın fiyatında meydana gelecek bir deęiřme sadece o malın arz ve talebi ile ve varsa ikame malların arz ve talebi zerinde etkili olmaktadır. Ancak, dvız kurundaki bir deęiřme, nce uluslararası ekonomik iliřkilere konu olan mal ve hizmetlerin piyasa fiyatlarını, daha sonra bunlar aracılıęıyla dięer piyasaları etkileyerek ekonomide global deęiřikliklere neden olmaktadır (Karluk, 1998: 310). Dvız kurunda meydana gelen bir ykselme, yabancı paranın deęer kazandıęını (ulusal paranın deęer kaybettięini) ,dvız kurunda meydana gelen bir dřme ise yabancı paranın deęerinin dřtęn (ulusal paranın deęerinin ykseldięini) ifade etmektedir (Karakayalı, 2002: 15-16).

Dvız kuru, dvız piyasasında dvız arz ve talebine gre belirlenmektedir. Dvız talebi, yabancılara deme yapmak ya da tasarrufta bulunmak iin talep edilen toplam yabancı para miktarıdır ve dvız kuru ile ters orantılıdır. Kur ykseldięinde, dvız talebi azalmaktadır (Karluk, 1998: 311). nk, dvız kuru ykseldięinde, ulusal para deęer kaybetmekte bylece ithal malların ulusal para cinsinden fiyatları ykselmekte bu durum yabancı mallara olan talebi dřrmektedir. Dvız kuru dřtęnde ise, ulusal para deęer kazanmakta ve ithal mallar ulusal para cinsinden daha ucuz hale gelmekte ve buna baęlı olarak dvız talebi de artmaktadır. Dvız arzı, herhangi bir řekilde elde edilen ve ulusal paraya dnřtrlmek amacıyla dvız piyasasına arz edilen yabancı paralardır. Dvız arzı, dięer lkelere yapılan ihracat miktarına baęlıdır ve dvız kuru ile doęru orantılıdır. Yani, kur ykseldike dvız arzı artmaktadır. nk yksek kur lkeden alacaklıların daha ok ulusal para elde etmelerine neden olacaktır. Dvız kurlarındaki bir ykselme durumunda, ulusal para deęer kaybedeceęinden, lkenin ihra mallarının, yabancı para cinsinden fiyatı dřecek ve ihracatı artacaktır. Buna baęlı olarak dvız arzı da artacaktır. Dvız arz ve talebinin eřitlenmesi ile dvız piyasasında denge saęlanacaktır. Bu dengeyi saęlayan dvız kuru, denge dvız kuru olarak adlandırılmaktadır. Denge kuru, serbest dıř ticaret politikası altında her trl ihracat teřvikleri ile ithalat kısıtlamaları ve gmrk vergilerinin olmaması řartı altında serbest dvız piyasasında dvız arz ve talebinin belirledięi kur olarak tanımlanmaktadır (Abuřoęlu, 1990: 64).



Döviz kuru sistemi, döviz kurlarının nasıl ve hangi güçler tarafından belirleneceği, kurlarda serbestçe ya da resmi kararlarla değişme olup olmayacağı veya hangi ölçülerde olabileceği gibi konularla ilgili kurallar bütünü veya kısaca döviz kurlarının belirlenme ve değişim rejimi olarak tanımlanmaktadır (Güran, 1987: 7).

Döviz kuru politikası, hükümetlerin uluslararası ödemeleri belli bir düzen içinde gerçekleştirmek amacıyla, dış ödeme dengesini etkilemek için döviz kuru ile ilgili olarak aldıkları bütün önlemleri ifade etmektedir. Döviz kuru politikası uygulamada birçok değişkenle bağlantılıdır ve esas temelini ülkenin içinde bulunduğu ekonomik şartlar oluşturmaktadır. Kurun seçilmesinde, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasında en önemli farklılık, amaç konusunda ortaya çıkmaktadır. Gelişmiş ülkeler için amaç; piyasa şartlarıyla belirlenen kurun, ne ölçüde orta vadede istikrarlı olup olmadığının anlaşılmasına yardımcı olmaktır. Gelişmekte olan ülkelerde için ise amaç, orta vadede sürdürülebilir, gerçekçi ve istikrarlı bir kur oluşturmaktır (Abuşoğlu, 1990: 51). Döviz kuru politikaları, araç ve amaç olmak üzere iki başlık altında sınıflandırılmaktadır.

**Araç Olarak Döviz Kuru Politikaları: Devalüasyon, Revalüasyon:** Sabit kur sistemlerinde, ulusal paranın diğer ülke paraları karşısında değer kaybetmesi devalüasyon olarak adlandırılırken, esnek kur sistemlerinde devalüasyon terimi kullanılmamaktadır. Çünkü esnek kur sistemlerinde ülke paraları, piyasada oluşan arz ve talebe göre belirlenmektedir. Esnek kur sisteminde ulusal paranın değer kaybetmesine depresiasyon denilmektedir.

Devalüasyon, ödemeler bilançosu dengesini sağlamak amacıyla döviz kurlarına yapılan dışsal bir müdahaledir. Devalüasyonla yerli paranın değeri yabancı para karşısında düşürülmekte ve ulusal paranın değeri, diğer paralar karşısında zayıflamaktadır. Devalüasyonla birlikte ithal malları pahalılaştırırken yerli malların fiyatı ucuzlamaktadır. Böylece, yıllık ithal girdilerin toplam hacmi azalırken, yıllık ihrac çıktılarının toplam hacmi artmaktadır ve devalüasyon ile ülkelerde döviz tasarrufu ve döviz girdisi sağlanması amaçlanmaktadır.

Revalüasyon, hükümet kararı ile ulusal paranın dış değerinin artış göstermesidir. Böyle bir durumda ülke, döviz kurunu isteyerek denge döviz kurundan daha fazla değerlenmiş bir seviyede tutmaktadır (Karlık,1998:327-328). Ödemeler bilançosu fazla veren ülkeler dengeye ulaşmak için revalüasyon yapmayı seçebilir çünkü, revalüasyonla dış fazlalıkların olumsuz sonuçlarını yok edebilmekte, ulusal malların pahalılaşmasına neden olarak ihracatı azaltmakta, yabancı malları ucuzlatarak ithalatı artırmakta, spekülatif fonların yeniden ülke dışına yönelmesine neden olmaktadır. Ancak, revalüasyon, ülkelerin dünya piyasalarındaki rekabet gücünü olumsuz yönde etkilemekte bu nedenle de uygulamada devalüasyonlara daha çok rastlanmaktadır.

**Amaç Olarak Döviz Kuru Politikaları:** gerçekçi döviz kuru politikası, aşırı değerlenmiş döviz kuru politikası, eksik değerlenmiş döviz kuru politikası olarak ifade edilmektedir. Ülkeler, ekonomik faaliyetlerini gerçekleştirirken döviz kurlarını kullanılmaktadırlar. Döviz kuru dalgalanmaları, ekonomik faaliyetleri etkileyen önemli faktörlerden birisidir. Döviz kuru değişmelerinin istikrarlı bir seyir izlemesi, ekonomik istikrarı olumlu etkilemektedir (Aslan ve Terzi, 2013:184).

Bir ülkede uygulanacak döviz kuru sisteminin seçiminde, ülkenin ekonomik büyüklüğü, dış açıklık derecesi, finansal gelişmişlik düzeyi ve imkânsız üçlü hipotezi etkili olmaktadır (<http://>

ekonomikyaklasim.org). Ayrıca lkenin uyguladıđı dvız kuru sistemi enflasyon ve ekonomik byme gibi makroekonomik deđiřkenleri etkilemektedir (Taban,2004:129). Bu nedenle lkelerin hangi dvız kuru sistemini uygulayacađı sadece dıř ekonomik iliřkiler aısından deđil, lke ii ekonomik iliřkiler aısından da olduka nem arz etmektedir. Tablo 1’de dvız kuru sistemleri yer almaktadır.

**Tablo1:** Dvız Kuru Sistemlerinin Sınıflandırılması

Ana Sınıflandırma	Alt Sınıflandırma	Rejimler
Sabit Dvız Kuru Sistemi	Katı Sabit Kur Sistemi	Dolarizasyon
		Para Kurulu
		Parasal Birlik
	Geleneksel Sabit Kur Sistemi	Tek Paraya Endeksli
Sepet Paraya Endeksli		
Ara Dvız Kuru Sistemleri		Hedef Blge veya Aralık
		Kaygan Aralık
		Ynlendirilmiş Sabit Aralık
		Ynlendirilmiş Sabit Parite
Dalgalı Dvız Kuru Sistemi		Ynetimli Dalgalanma
		Serbest Dalgalanma

**Kaynak:** Aslan ve Terzi, 2013:184

Tablo 1’de grldđ zere dvız kuru sistemleri sabit dvız kuru sistemi, dalgalı dvız kuru sistemi ve ara dvız kuru sistemleri olmak zere temelde e ayrılmaktadır.

Sabit Kur sisteminde; lkenin parasal otoritesi (Merkez Bankası MB), ulusal paranın deđerini diđer para birimleri karřısında belirli bir deđerde sabitler ve kurun artmasına ya da azalmasına izin vermez. Kur ykselme eđilimine girdiđinde rezervlerindeki dvizlerin bir kısmını satarak bu ykseliř eđilimini engeller. Bylece kurun, belirlenen oranda sabit kalması sađlamaktadır. Dalgalı Kur sisteminde; lkenin parasal otoritesi, sabit kur rejiminde olduđu gibi dvız kuruna dođrudan bir mdahalede bulunmaz ve kurun piyasa řartlarına gre dalgalanmasına msaade etmektedir. Paranın fiyatı gn iinde piyasa mekanizmaları yoluyla srekli deđiřmekte ve dvız kurlarında anlık dalgalanmalar olmaktadır. Tablo 2’de Dvız kuru sistemlerinin avantaj ve dezavantajları yer almaktadır.

**Tablo 2:** Dvız Kuru sistemlerinin Avantaj ve Dezavantajları

Sistemler	Temel zellikler	Avantajlar	Dezavantajlar	Aıklamalar
<b>Serbest Dalgalanma</b>	Merkez bankası dvize mdahalede bulunmaz. Kur serbest piyasada belirlenir.	Yksek dzeyde rezerv birikimine ihtiya olmamakla birlikte nominal dviz kurları isel ve dıřsal řokların gerektirdiđi ayarlamaların hepsini yansıtır.	Yksek oranlı nominal ve reel dvız kuru dalgalanmaları kaynak dađılımını olumsuz etkiler.	Hibir lke tam esnek kur politikası uygulamamaktadır.

<b>Kirli Dalgalanma Veya G ö z e t i m l i Dalgalanma</b>	Merkez bankası döviz piyasasına müdahaleye hazır durumdadır. Müdahalenin sıklığı ve şekli hedef doğrultusunda değişir.	Serbest dalgali kura benzemekle birlikte yüksek oranda rezerve ihtiyaç vardır.	Merkez bankasının hareketinin şeffaf bir nitelikte olmayışı piyasalarda belirsizliğe sebep olabilir.	Kanada ve Avusturalya gibi gelişmiş ülkeler uygulamaktadır. Meksika 1994-95 krizi sonrasında benzer sistemi uygulamıştır.
<b>Aralık İçinde Dalgalanma</b>	Nominal döviz kuru belli parite etrafında aşağı yukarı dalgalanır. Parite aralığı genişledikçe dalgali kur, daraldıkça sabit kur sistemine yakınsar.	Sistem belirli esneklikle kredibilitiyi sağlamaktadır. Aralık içinde gerçekleşen dalgalanmalar piyasadaki şok değişimleri absorbe eder.	Aralığın çok dar olduğu ve makro politikaların sisteme entegre olmadığı durumlarda istikrar önleyici olabilir ve spekülative ataklara sebep olabilir.	Avrupa Para Sistemi çerçevesinde uygulanan Döviz Kuru Mechanizması en bilinen örnektir.
<b>Kaygan Aralık</b>	Parasal otorite belirli bir merkez pariteyi izlemeyi garanti eder.	Sistem dünya ortalaması üzerinde enflasyon yaşayan ülkelerde aralık sisteminin uygulanmasına imkan tanır.	Merkez paritenin ayarlanma oranı ve dönemi bilinmeyişi belirsizlik yaratabilir.	İsrail 1989 yılı başlarından 1991 sonuna kadar benzer sistemi uygulamıştır. Sistemin barındırdığı Belirsizlik diğer uygulamaların ön plana çıkmasına sebep olmuştur.
<b>Yönlendirilmiş Sabit Aralık</b>	Aralık sisteminde merkez paritenin zaman içinde ayarlanmasıdır	Yüksek enflasyonlu ülkelerde aralık sisteminin uygulanmasına olanak tanır.	Geçmişe dönük enflasyonist süreç yaratabilir. Geleceğe dönük ise paranın aşırı Değerlenmesine ve spekülative baskılara yol açabilir.	İsrail bu sistemi 1991'de, Şili 1986-1998 yılları arasında, İtalya ise 1979-1991 yılları arasında uygulamıştır.

Kaynak: Beşkaya ve Ergün (2015), <http://iibfdergi.karatekin.edu.tr>

## 2.Literatür Taraması

İktisat literatürün de yabancı sermaye hareketleri, döviz kuru, faiz ve enflasyon arasında karşılıklı etkileşimler öne çıkmaktadır ve döviz kuruna yönelik ampirik çalışmaların daha çok, döviz kuru ve dış ticaret dengesi üzerinde yoğunlaştığı görülmektedir. Döviz kuru değişmelerinin, dış ticareti olumsuz etkilediği sonucuna ulaşan çalışmalar ile birlikte olumlu yönde etkilediğini öne süren çalışmalar da yer almaktadır. Döviz kuru değişmelerinin sermaye hareketlerini etkileyeceği, artan yabancı sermaye hareketlerinin döviz miktarını artırdığı için döviz kurunu düşüreceği, döviz kuru enflasyon arasındaki ilişkilerde ise enflasyonun çeşidine bağlı olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır. Döviz kurunu etkileyen faktörlerle yapılan çalışmalarda aşağıdaki sonuçlara ulaşılmıştır.

Dell'Aricecia (1998) çalışmasında 1975-1994 dönemini kapsayan ve çeyrek dönemlik verileri kullanarak döviz kuru oynaklığının karşılıklı ticaret akımları üzerine etkilerini analiz etmiştir. Hausman

testi sonucuna gre, sabit etkiler modeli ile Gravity modelini lkeler iin panel veri testlerini kullanarak; dviz kurlarındaki belirsizliĐin uluslararası ticareti azalttıĐı ve dviz kuru mekanizmasının nemli olmamakla birlikte, bazen ticaret akımları zerine olumsuz etkilerinin bulunabileceĐi sonucuna ulařmıřtır.

Najafov (2010) alıřmasında, ABD ile geliřmiř ve geliřmekte olan 79 lkede dviz kuru oynaklıĐının ve farklı dviz kuru rejimlerinin uluslararası ticaret zerine etkilerini arařtırmıř; 1985-2007 dneminin ele alınarak yksek frekanslı panel data analizinin yapıldıĐı alıřmada, sabit etkiler modeli kullanılmıřtır. alıřma da ihracat, ithalat, yurtii gelir, yurtdıřı gelir, reel dviz kuru oynaklıĐı veri setleri ele alınmıřtır. Sonuta dviz kuru oynaklıĐının ticaret zerine nemli negatif etkisi olduĐu, ayrıca, dviz kuru rejimlerinin ABD ihracatı ve ithalatı zerine olduka byk etkisinin olduĐu tespiti edilmiř ve dviz kuru rejimlerindeki esneklik arttıĐa, ticaret zerinde olumsuz etkiler de bu oynaklıĐa baĐlı olarak artacaktır sonucuna ulařılmıřtır.

Akinlo vd., (2013) alıřmalarında, 1995-2011 dneminde 10 Afrika lkesine gelen doĐrudan yabancı sermaye yatırımlarının belirleyicileri panel veri analizi yntemi ile analiz etmiřler, ve doĐal kaynak donanımı, aıklık, enflasyon ve dviz kuru gibi makro ekonomik risk faktrlerinin, yabancı sermaye giriřlerinde nemli belirleyiciler olduĐu, yurt ii yatırımların ve doĐal kaynakların Afrika da doĐrudan yabancı sermaye giriřleri zerinde pozitif ve anlamlı etkisi olduĐu sonucuna ulařmıřlardır.

Leitao ve Rasekhı (2013) alıřmalarında, Portekiz de ekonomik byme ve yabancı sermaye yatırımları arasındaki iliřkiyi analiz etmiřler ve alıřmada panel veri analizini kullanmıřlardır. Sonuta, Portekiz ve ticari ortakları arasında yakınsama iliřkisi olduĐu grlmř, ayrıca doĐrudan yabancı sermaye yatırımları ve ikili ticaretin ekonomik bymeyi artırdıĐı, bymenin enflasyon ve kiři bařına dřen GSYH ile ters ynl iliřki halinde olduĐu tespit edilmiřtir.

Sever ve Mızırak, (2005) alıřmaların da, enflasyon, faiz oranı ve dviz kurları arasındaki iliřkiler arařtırılmıř, sonu olarak dviz kuru, enflasyon ve faiz oranlarının kendi gecikmeli deĐerlerinin kendilerini etkiledikleri gibi birbirlerini de etkiledikleri saptanmıř, dviz kurlarının diĐer deĐiřkenlere gre daha dıřsal konumda olduĐu, Dviz kurlarında meydana gelen deĐiřmelere enflasyon ve faiz oranının tepkisi daha yksek olduĐu sonucuna ulařılmıřtır.

Kar ve Tatlısz (2008) alıřmalarında, 1980-2003 dnemi iin, Trkiye'ye gelen doĐrudan yabancı sermaye yatırımlarını belirleyen faktrleri analiz etmiřler ve sonuta; uluslararası net rezervler, gayrisafi milli hasıla, dıřa aıklık oranı, elektrik enerjisi retim endeksi ve yatırım teřvikleriyle, doĐrudan yabancı sermaye yatırımları arasında pozitif ynl bir iliřki, reel dviz kuru ve iřgc maliyetleri ile doĐrudan yabancı sermaye yatırımları arasında negatif bir iliřki olduĐunu tespit etmiřlerdir.

Bayraktutan ve Demirtař (2011) alıřmalarında, 19 geliřmekte olan lkenin 1980-2006 dnemi verilerinden yararlanılarak cari iřlemler aıĐının belirleyicilerini panel veri analizi yntemiyle test etmiřlerdir. alıřmada, cari iřlemler aıĐının GSYİH'ya oranı, GSYİH'daki yıllık deĐiřme, Yatırımlar/GSYİH, Nispi Gelir, Kamu harcamaları, Finansal Derinlik, Bte aıĐı/GSYİH, Dıř Bor/GSYİH, Reel Dviz Kuru, Dıř Ticaret Hadleri, Dıřa Aıklık Oranı, Dnya Byme Oranı, Dnya Faiz Oranı ve Yurtii Faiz oranı deĐiřkenleri ele alınmıřtır. alıřma da, GSYİH'daki yıllık deĐiřme, yatırımlar ve nispi gelirin uzun dnemde cari iřlemler aıĐı zerinde belirleyici olduĐu, byme oranı, nispi gelir

ve yatırımlardaki artışın, cari işlemler açığını artırıcı yönde etki ettiği, dünya faiz oranları ve dünya büyüme oranının cari işlemler açığı üzerine belirleyici bir rol oynadığı, sonuçlarına ulaşılmıştır.

Öztürk ve Durgut (2011) çalışmalarında, faiz oranlarının belirleyicilerini araştırmışlar, sonuç olarak, %5 anlamlılık düzeyinde Türkiye'de iç borç stoku, LIBOR, döviz kurları ile faiz oranları arasında pozitif ve anlamlı, para arzı ile faiz oranları arasında negatif ve anlamlı, fiyatlar genel düzeyi ile faiz oranları arasında ise negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit etmişlerdir.

Karpuz ve Kızıltan (2014) çalışmalarında, Türkiye'de reel döviz kuru ile kısa vadeli yabancı yatırımlar arasındaki ilişkileri incelemişler, çalışmada 2003:01-2014:03 dönemi verileri analiz edilmiştir. Çalışmada sonuç olarak reel döviz kuru ve kısa vadeli yatırımlar arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

### 3.Ampirik Analiz

Döviz kuru, enflasyon yabancı yatırımlar, dış ticaret dengesi gibi değişkenler ekonominin farklı sektörlerinde etkili olmakta mevcut durumdan, değişmelerden etkilenmekte ve söz konusu değişkenler aynı zamanda birbirleriyle de etkileşim içinde bulunmaktadır. Ekonominin iç dengesi (reel ve finansal kesimler itibariyle) ve dış dengesi arasında nispi denge ilişkisi bulunmaktadır. Bunun bir sonucu olarak, her değişken arasında ekonominin yapısı ve özelliklerine bağlı bir nispi denge bulunmaktadır. Bu dengelerin bozulması, alternatif maliyetler ilişkisini etkileyerek ekonomiyi olumsuz yönde etkileyebilmektedir. Son yıllarda gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde döviz kurunun, ekonominin özellikle nominal kesiminde; enflasyon, büyüme, ihracat ve ithalat gibi makroekonomik değişkenler üzerinde belirleyici bir etkiye sahip olması nedeniyle önemli bir rol oynadığı düşünülmektedir. Bu nedenle çalışmada; reel döviz kuru, dış ticaret haddi, faiz oranı, ödemeler dengesi, ticaret hacmi (GSYH %), büyüme oranı, GSYH deflatörü, yatırım harcamaları değişkenlerinin, döviz kuru ilişkisi araştırılmak, Dünya ekonomileri için önemli ticaret ortakları, üretim merkezleri ve ileri teknoloji ihracatçısı olan Brezilya, Avro Bölgesi, İsrail, Japonya, İngiltere Çin, Rusya, İran, Singapur ülkeleri ile Türkiye'nin etkilenme boyutu ile etkileyen değişkenler ortaya koyulmak istenmektedir.

#### 3.1.Veri Seti

Çalışmanın ampirik analizinde 1995-2016 dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılmıştır. Veri setinde yer alan değişkenler, Dünya Bankası (WB) elektronik veri tabanından elde edilmiş, ekonometrik analizler EViews 9 ve Stata 14 paket programı kullanılarak yapılmıştır.

Çalışmada döviz kurunu etkileyen değişkenler olarak; reel döviz kuru, dış ticaret haddi, faiz oranı, ödemeler dengesi, ticaret hacmi (GSYH %), büyüme oranı, GSYH deflatörü, yatırım harcamaları, ülkeler olarak Brezilya, Avro Bölgesi, İsrail, Japonya, İngiltere Çin, Rusya, İran, Singapur, Türkiye kullanılmıştır.

### 3.2. Birim Kk Testleri

Zaman serileri kullanılarak yapılan alıřmalarda, veriler analiz edilirken ncelikle serilerin durađanlıđı kontrol edilmelidir. ünkü, durađan olmayan seriler kullanılarak yapılan alıřmalar, eđer seriler arasında eřbütünleřme yoksa sahte regresyon sorununa yol amaktadır (Glođlu ve Akman, 2007:47). Bir zaman serisinin ortalamasında ve varyansın da sistematik bir deđiřme yoksa ve eđer dzenli periyodik deđiřmeler ortaya ıkarmıyorsa, seri durađandır denir. Durađan bir srete stokastik srecin zellikleri zaman boyunca deđiřmemektedir. Byle bir srete iki dnem arasında hesaplanan kovaryans, bu kovaryansın hesaplandıđı dneme deđil yalnızca iki dnem arasındaki uzaklıđa bađlıdır (Sevktekin ve Nargeleekenler, 2010:57). Birim kk testi yardımıyla serilerin durađan olup olmadığı belirlenmektedir. Yapılan birim kk testi sonucu, zaman serisinde birim kk olduđu sonucuna ulařılır ise, bu serinin durađan olmadığı anlamına gelir. Eđer bir zaman serisi durađan deđilse, yani birim kke sahipse; seri durađan hale gelinceye kadar farkı alınmalıdır. Zaman serilerinde birim kkn varlıđını test etmek amacıyla eřitli testler kullanılmaktadır. Bu alıřmada, kullanılan serilerin birim kke sahip olup olmadıđının tespiti iin panel birim kk testi tercih edilmiřtir. alıřmada, kullanılan model-1 ařađındaki gibi oluřturulmuřtur:

$$\ln(DK)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(DTH)_{it} + \beta_2 \text{Faiz\_Or}_{it} + \beta_3 \text{Odeme\_denge}_{it} + \beta_4 \text{Trade}_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Burada;

$\ln(DK)$  = Reel Dviz Kurunun Logaritması,

$\ln(DTH)$  = Dıř Ticaret Haddinin Logaritması,

$\text{Faiz\_Or}$  = Faiz Oranı,

$\text{Odeme\_denge}$  = demeler Dengesi,

$\text{Trade}$  = Ticaret Hacmi (GSYH %),

$\mu_i$  = lkelere zg birim etkiler řeklinde tanımlanmıř olup dıř ticaret haddi hesaplamasında;

$$DTH = \frac{\text{ihracat}}{\text{ithalat}}$$

forml kullanılmıřtır. Modellerin analizinde EViews 9 ve Stata 14 programları kullanılmıřtır. Birim kk testler sonuları tablo-3 de verilmiřtir.

**Tablo 3:** Model-1 İin Birim Kk Test Sonuları

<i>Deđiřken</i>	<i>İstatistik<sup>a</sup></i>	<i>Prob.</i>
<i>LDK</i>	- 1.8518	0.0320**
<i>LDTH</i>	-3.8523	0.0001*
<i>Faiz_Or</i>	-2.7537	0.0029*
<i>Trade</i>	-2.1524	0.0157**

<i>Odeme_Deng.</i>	-3.5916	0.0002*
--------------------	---------	---------

Metot<sup>a</sup> (Levin, Lin & Chu t), \*\*: %5 anlamlılık düzeyi, \*: %1 anlamlılık düzeyi

Yapılan birim kök test sonuçlarına göre kullanılan panel verisinin birim köke sahip olduğu  $H_0$  hipotezi \* ve \*\* önem düzeylerinde reddedilmektedir. Bu nedenle değişkenler analize doğrudan dahil edilmişlerdir.

### 3.3. Panel Veri Analizleri

Analizde 10 ülke olup her bir ülke için veriler 1995-2016 yılları arasında değerlendirilmiştir. Yatay kesit ve zaman boyutu birbirine yakın olduğu için istatistik panel veri teknikleri olan, sabit etki tahmincilerinden yararlanılmış sonuçlar tablo-4 de verilmiştir.

**Tablo 4:** Model-1 İçin Sabit Etki Tahmin Sonuçları

<i>Bağımlı değişken (LDK)</i>	<i>Katsayılar</i>	<i>Std. Hata</i>	<i>R-kare</i>	
<i>LDTH</i>	-1.231808**	.5810406	<i>within</i>	0.3451
<i>Faiz_Or</i>	-.025986*	.0025774	<i>between</i>	0.1534
<i>Trade</i>	-.0032405	.003198	<i>overall</i>	0.2269
<i>Odeme_Deng.</i>	.0082857	.0221839	F(4,206)	27.14
<i>Sabit</i>	10.64538*	2.752184	Prob>F	0.0000
<i>F testi, u_i=0</i>	F(9,206)= 24.63, Prob>F= 0.0000			

\*\* : %5 anlamlılık düzeyi, \* : %1 anlamlılık düzeyi

Yapılan sabit etkiler tahmin sonuçlarına göre modelde birim etkilerin varlığı görülmektedir. Ayrıca modelin anlamlılığını gösteren F testi sonucuna göre (27.14) model bir bütün olarak anlamlıdır. Yani dış ticaret hadlerindeki %1'lik artış döviz kurunu %1.23 birim azaltmaktadır. Trade ve ödemeler dengesi değişkenlerine ait katsayılar ise istatistiki olarak anlamsız bulunmuştur. Dolayısıyla ele alınan panel veri içerisinde yer alan ülkelerin trade ve ödeme dengelerinin ülkelerin döviz kurları üzerinde istatistiki olarak önemli bir etkisinin olmadığı görülmektedir. Aynı model rassal etkiler ile tahminlenmiş ve bu iki model arasından hangi modelin daha etkin olduğunu belirlemek amacıyla hausman testi gerçekleştirilmiştir. Tablo-5'te hausman test sonuçları verilmiştir.

**Tablo 5:** Model-1 İçin Hausman Testi Sonuçları

LDK	<i>Katsayılar</i>		
	<i>b</i>	<i>B</i>	<i>(b-B)</i>
	<i>Sabit Etki</i>	<i>Rassal Etki</i>	<i>Fark</i>
<i>LDTH</i>	-1.231808	-1.179681	-.0521269
<i>Faiz_Or</i>	-.0259860	-.0262642	0.0036601
<i>Trade</i>	-.0032405	-.0014807	-.0017598
<i>Odeme_Deng.</i>	.0082857	.0112435	-.0029578
<i>chi2(4)</i>	8.00 Prob>chi2 =0.0816***		

\*\*\*: %10 anlamlılık düzeyi

Yapılan hausman testi sonucuna gre rassal etkilerin geerli olduėunu ne sren boř hipotez %10 nem seviyesinde reddedilmektedir. Buna gre alternatif modelin sabit etkiler tahmincisine uygun olduėu sylenilmektedir. Bu durumda sabit etkiler tahmincilerinin daha etkin olduėu grlmektedir. Seilen modelde deėiřen varyans, otokolerasyon kontrol gibi testlerin yapılması gereklidir. Sabit etki regresyon modelinde birimlere gre heteroskedasite, modifiye edilmiř Wald Testi ile test edilmiřtir. Bu testte  $\sigma_i^2 = \sigma^2$  řeklinde kurulan  $H_0$  hipotezi iin 10 serbestlik dereceli  $\chi^2$  deėeri ve olasılık deėeri Tablo 6-a yer almaktadır. Sonular incelendiėinde  $H_0$  hipotezi reddedilmekte ve varyansın birimlere gre deėiřtiėi grlmektedir ( $\sigma_i^2 \neq \sigma^2$ ). Dolayısıyla birimlere gre heteroskedasitenin olduėu sonucuna ulařılmaktadır.

**Tablo 6:** Deėiřen Varyans(a) ve Otokolerasyon(b) Test Sonuları

a		b	
<i>chi2(10)</i>	62171.6	<i>Mod. Bhargava, Durbin-Watson</i>	.47643584
<i>Prob&gt;chi2</i>	0.0000	<i>Baltagi-Wu LBI</i>	.72062052

Otokolerasyon kontrol iin yapılan test Tablo 6-b yer almaktadır. Elde edilen modifiye edilmiř Bhargava, Durbin-Watson ve Baltagi-Wu LBI test istatistik deėerleri 2'den kk olduėu iin otokolerasyon var olduėu sonucuna ulařılmıřtır. Deėiřen varyans ve otokolerasyon giderildiėinde elde edilen robust sabit etki modeli tablo 7 de sunulmuřtur.

**Tablo 7:** lke Dayanıklı Sabit Etki Tahmin Sonuları

<i>Baėımlı deėiřken (LDK)</i>	<i>Katsayılar</i>	<i>Drisc.-Kraay Std. Hata</i>
<i>LDTH</i>	-1.231808**	.3887877
<i>Faiz_Or</i>	-.025986*	.0026206
<i>Trade</i>	-.0032405***	.0017278
<i>Odeme_Deng.</i>	.0082857	.0102774
<i>Sabit</i>	8.881695*	1.577255
<i>Brezilya</i>	2.217854*	.4449279
<i>Avro Blgesi</i>	1.778369*	.4420602
<i>İsrail</i>	1.727243*	.4322077
<i>Japonya</i>	1.56753*	.4640997
<i>İngiltere</i>	1.745962*	.4514781
<i>in Halk Cumhuriyeti</i>	1.755468*	.4165738
<i>Rusya Federasyonu</i>	2.410542*	.6656954
<i>İran İřlam Cumhuriyeti</i>	1.75748*	.4985643
<i>Singapur</i>	2.676417*	.6541425

\*\*\*: %10, \*\*: %5, \*: %1 anlamlılık dzeyini gstermektedir. Trkiye temel sınıf.

Yapılan varsayım testleri sonunda, modelde heteroskedasite ve otokorelasyon grldėinden, Driscoll-Kraay standart hatalı (scc) tahmin sonularını kullanmanın daha uygun olacaėına karar verilmiřtir. Bu sonuları non-robust (tablo-2) ve robust (tablo-5) sonuları ile karřılařtırdıėımızda, parametre tahminlerinin aynı ancak standart hatalarının farklı olduėu grlmektedir. Tablo



5 incelendiğinde döviz kuru üzerinde; faiz oranının, dış ticaret haddinin ve trade bileşeninin istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ödemeler dengesinin katsayısı ise anlamsız bulunmuştur. Faiz oranı ve trade değişkenlerinde meydana gelen bir birimlik artış döviz kurunu sırasıyla %2 ve %0.3 oranında düşürmekteyken, dış ticaret haddinde meydana gelen %1'lik artışın faiz oranını %1.23 oranında düşürdüğü görülmektedir.

Döviz kurunun, ülkeler üzerinde nasıl rol aldığını görmek için modele Türkiye hariç kukla değişken olarak ülkeler eklenerek model yeniden tahmin edilmiş ve böylece döviz kurunun diğer ülkeler açısından Türkiye'ye göre nasıl davrandığı tespit edilmiştir. Sonuç olarak, tüm kukla değişkenler anlamlı bulunmuştur. Modelde, döviz kurunu açıklamakta kullanılan değişkenler, her bir ülke için incelendiğinde Türkiye'ye göre; Singapur, Rusya Federasyonu ve Brezilya çok daha fazla bir etkiye sahipken, tüm ülkeler arasında Japonya en az etkilenen ülke olmuştur. Diğer ülkelerin hemen hemen aynı katsayıya sahip olduğu ve katsayıların Türkiye'ye göre daha yüksek olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçların, kur savaşları açısından önemli bir bilgi sunabileceği düşünülmektedir. Nitekim katsayılar kur savaşlarında Türkiye'ye göre, diğer ülkelerin hangi düzeyde etkileneceğinin yorumlanmasında kullanılabilir. Çalışmamıza göre, bu platformda Japonya en az zarar gören ülke özelliğine sahip olacaktır.

Model-1 için kurulan yapıya, bazı değişkenlerin ilave edilip bazı değişkenlerin çıkartılmasıyla aşağıdaki gibi bir model-2 oluşturulmuştur. Model-2 için de 10 ülke göz önüne alınmış ve 1995-2016 yılları arasındaki veriler için analiz edilmiştir.

$$\ln(DK)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(DTH)_{it} + \beta_2 \ln(Faiz\_or)_{it} + \beta_3 Yat\_Harc_{it} + \beta_4 \ln(Buy\_Or)_{it} + \beta_5 \ln(Gdp\_def) + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Model-2 de;

$\ln(DK)$  =Reel Döviz Kurunun Logaritması,

$\ln(DTH)$  =Dış Ticaret Haddinin Logaritması,

$\ln(Faiz\_Or)$  = Faiz Oranının Logaritması,

$\ln(Buy\_Or)$  = Büyüme Oranının Logaritması

$\ln(Gdp\_def)$  =Gayri Safi Yurt içi Hasıla Deflatörünün Logaritması

$Yat\_Harc$  =Yatırım Harcamaları,

$\mu_i$ = Ülkelere özgü birim etkiler şeklinde tanımlanmış olup dış ticaret haddi hesaplamasında;

$$DTH = \frac{ihracat}{ithalat}$$

formülü kullanılmıştır. Modellerin analizinde EViews 9 ve Stata 14 programları kullanılmıştır. Tablo-8 de model-2 için birim kök test sonuçları verilmiştir.

**Tablo 8:** Model-2 İin Birim Kk Test Sonuları

Deęiřken	İstatistik <sup>a</sup>	Prob.
LDK	- 1.8518	0.0320**
LDTH	-3.8523	0.0001*
LBOR	-3.0014	0.0013*
LGDPDEF	-3.11268	0.0009*
LFOR	-5.16464	0.0000*
Yat_Harc	-2.6372	0.0042*

Metot <sup>a</sup>: (Levin, Lin & Chu t), \*\*: %5 anlamlılık dzeyi, \*: %1 anlamlılık dzeyi

Yapılan birim kk test sonularına gre kullanılan panel verisinin birim kke sahip olduęu  $H_0$  hipotezi \*,ve \*\* nem dzeylerinde reddedilmektedir. Deęiřkenler duraęan olduęundan analize doęrudan dahil edilmiřlerdir. Model-2 iin panel veri analizi gerekleřtirildięinde sabit etki tahmincilerinin sonuları tablo-9 da sunulmuřtur.

**Tablo 9:** Model-2 İin Sabit Etki Tahmin Sonuları

Baęımlı deęiřken (LDK)	Katsayılar	Std. Hata	R-kare	
LDTH	-.9459189*	.3359136	<i>within</i>	0.4338
LBOR	.0283277	.0391137	<i>between</i>	0.2629
LGDPDEF	.5945318*	.0606165	<i>overall</i>	0.3094
LFOR	.1398574**	.0629025	F(5,205)	31.41
Yat_Harc	-.0260688*	.0067797	<i>Prob &gt; F</i>	
sabit	6.171847*			

\*\* : %5 anlamlılık dzeyi, \* : %1 anlamlılık dzeyi

Yapılan sabit etkiler tahmin sonularına gre, modelde birim etkilerin varlıęı grlmektedir. Ayrıca modelin anlamlılıęını gsteren F testi sonucuna gre (26.14) model bir btn olarak anlamlıdır. Tablo 9' za dikkat edilirse byme oranı dıřındaki deęiřkenler istatistiksel olarak anlamlı bulunmuřtur. Dıř ticaret haddi ve yatırım harcamalarının katsayıları negatif, dięer deęiřkenlerin katsayılarının pozitif olduęu sonucuna ulařılmıřtır. Yatırım harcamalarında ki 1 birimlik deęiřim dviz kurunu %2.6 dřrmekte iken dıř ticaret haddindeki %1'lik deęiřim dviz kurunu %9 dřrmektedir. Aynı model rassal etkiler ile tahminlenmiř ve bu iki model arasından hangi modelin daha etkin olduęunu belirlemek amacıyla hausman testi gerekleřtirilmiřtir. Ařaęıda tablo 10 da haussman test sonuları gsterilmiřtir.

**Tablo 10:** Model-2 İçin Hausman Testi Sonuçları

LDK	Katsayılar		
	<b>b</b>		<b>b</b>
	Sabit Etki		Sabit Etki
LDTH	-0.9459189	LDTH	-0.9459189
LBOR	.0283277	LBOR	.0283277
LGDPDEF	.5945318	LGDPDEF	.5945318
LFOR	.1398574	LFOR	.1398574
Yat_Harc	-.0260688	Yat_Harc	-.0260688

\*\* : %5 anlamlılık düzeyi

Yapılan hausman testi sonucuna göre rassal etkilerin geçerli olduğunu öne süren boş hipotez %5 önem seviyesinde reddedilmektedir. Buna göre alternatif modelin sabit etkiler tahmincisine uygun olduğu söylenebilmektedir. Bu durumda sabit etkiler tahmincilerinin daha etkin olduğu görülmektedir. Seçilen modelde değişen varyans, otokolerasyon kontrolü gibi testlerin yapılması gereklidir. Sabit etki regresyon modelinde birimlere göre heteroskedasite, modifiye edilmiş Wald Testi ile test edilmiştir. Tablo 11 de değişen varyans(a) ve otokolerasyon(b) test sonuçları verilmiştir.

**Tablo 11:** Değişen Varyans(a) ve Otokolerasyon(b) Test Sonuçları

a		b	
<i>chi2(10)</i>	33858.69	<i>chi2(10)</i>	33858.69
<i>Prob&gt;chi2</i>	0.0000	<i>Prob&gt;chi2</i>	0.0000

Bu testte  $\sigma_i^2 = \sigma^2$  şeklinde kurulan  $H_0$  hipotezi için 10 serbestlik dereceli  $\chi^2$  değeri ve olasılık değeri tablo 9-a da yer almaktadır. Sonuçlar incelendiğinde  $H_0$  hipotezi reddedilmekte ve varyansın birimlere göre değiştiği görülmektedir ( $\sigma_i^2 \neq \sigma^2$ ). Dolayısıyla birimlere göre heteroskedasitenin olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Otokolerasyon kontrolü için yapılan test Tablo 9-b sonuçlarında ise elde edilen modifiye edilmiş Bhargava, Durbin-Watson ve Baltagi-Wu LBI test istatistik değerleri 2'den küçük olduğu için otokolerasyon varlığı söz konusudur. Değişen varyans ve otokolerasyon giderildiğinde elde edilen robust sabit etki modeli tablo 12 de sunulmuştur.

**Tablo 12:** Ülke Bazlı Dayanıklı Sabit Etki Tahmin Sonuçları

Bağımlı değişken (LDK)	Katsayılar	Drisc.-Kraay Std. Hata	Bağımlı değişken (LDK)
LDTH	-.9459189*	.2426277	LDTH
LBOR	.0283277	.0204567	LBOR
LGDPDEF	.5945318*	.1643589	LGDPDEF
LFOR	.1398574	.0899022	LFOR
Yat_Harc	-.0260688***	.0143906	Yat_Harc
Sabit	4.288904**	1.483183	Sabit
Brezilya	2.052845*	.3536817	Brezilya

Avro Bölgesi	1.984451*	.4759334	Avro Bölgesi
İsrail	2.087489*	.4426617	İsrail
Japonya	2.324968*	.5335409	Japonya
İngiltere	2.024841*	.4794863	İngiltere
Çin Halk Cumhuriyeti	1.992609*	.5237288	Çin Halk Cumhuriyeti
Rusya Federasyonu	2.140788**	.5253743	Rusya Federasyonu
İran İřlam Cumhuriyeti	2.357354*	.7892935	İran İřlam Cumhuriyeti
Singapur	1.864084**	.4990757	Singapur

\*\*\*: %10, \*\*: %5, \*: %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Türkiye temel sınıf.

Yapılan varsayım testleri sonunda modelde heteroskedasite ve otokorelasyon görüldüğünden, Driscoll-Kraay standart hatalı (scc) tahmin sonuçlarını kullanmanın daha uygun olacağına karar verilmiştir. Bu sonuçları non-robust (tablo-7) ve robust (tablo-10) sonuçları ile karşılařtırdığımızda, parametre tahminlerinin aynı ancak standart hatalarının farklı olduđu görülmektedir. Tablo 10 incelendiğinde, Robust tahmincilere göre döviz kuru üzerinde faiz ve büyüme oranlarının istatistiksel olarak anlamı olmadığı görülmektedir. Tüm bu işlemlerin ardından döviz kurunun ülkeler üzerinde nasıl rol aldığı görmek için modele Türkiye hariç diđer ülkeler kukla deęişken olarak eklenerek model yeniden tahmin edilmiş ve böylece döviz kurunun diđer ülkeler açısından Türkiye'ye göre nasıl davrandığı görülmüştür. Tüm kukla deęişkenler anlamlı bulunmuştur. Modelde döviz kurunu açıklamakta kullanılan deęişkenler her bir ülke için incelendiğinde Türkiye'ye göre; İran, Japonya, Rusya Federasyonu, İsrail ve Brezilya çok daha fazla bir etkiye sahipken tüm ülkeler arasında Singapur en az etkiye sahip ülke olmuştur.

## Sonuç ve Öneriler

Türkiye'de yaşanan 2000 ve 2001 krizleri sonrası ekonomi ve finans sektörü yeniden yapılanma sürecine girmiş, bu tarihe kadar sabit kur ve yönetilen dalgalanan kur rejimleri uygulamış, yaşanan krizlerin ardından, başka bir kur rejimi alternatiflerini uygulamasının mümkün olmadığı bir dönemde, serbest dalgalanan kur rejimine geçilmiştir. T.C. Merkez Bankası, serbest dalgalanan kur rejimine geçtikten sonra, döviz kurlarına aşırı oynaklık haricinde müdahale bulunmayacağını ve döviz kurlarına ilişkin bir seviye hedefinin olmadığını açıklamıştır. Ancak temel hedefi olan fiyat istikrarını, sağlamak için gerektiğinde, finansal varlık fiyatlarına müdahale etme opsiyonunu elinde tuttuğunu belirtmiştir.

Ekonomik kesimler için döviz kurları önemli bir makroekonomik göstergedir. Türkiye'nin dışa açık bir ekonomi olması nedeniyle döviz kurlarındaki ani dalgalanmalar ekonomi üzerinde büyük sorunlara; ekonomik istikrarın sağlanamaması, toplumsal refah düzeyinin azalması ve gelir dağılımında adaletsizliğin artmasına neden olabilmektedir.

Türkiye'de döviz kurlarının seyri ele alındığında 2002-2014 yılları arasında yavaş ve düşük bir artış trendi görülürken 2014-2018 döneminde hızlı bir yükseliş yaşanmaktadır. Dışa açık ekonomilerde döviz kurlarındaki yükselişler ve düşüşler tüm ekonomik kesimleri etkilemektedir. Bu nedenle

döviz kuru oynaklıklarının kontrol altında tutulabilmesi için döviz kurlarını etkileyen makroekonomik değişkenlerin belirlenmesi önem arz etmektedir.

Türkiye’de döviz olarak yoğun bir şekilde ABD Doları ve Euro kullanılmaktadır. Bu nedenle bu çalışmada döviz olarak ABD Doları seçilmiştir. Döviz kurlarını etkileyen makroekonomik göstergeler olarak; reel döviz kuru, dış ticaret haddi, faiz oranı, ödemeler dengesi, ticaret hacmi (GSYH %), büyüme oranı, GSYH deflatörü, yatırım harcamaları 1995-2016 dönemindeki yıllık verilerle ve panel analiz yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir. Model-1 de Reel Döviz Kurunun Logaritması, Dış Ticaret Haddinin Logaritması, Faiz Oranı, Ödemeler Dengesi, Ticaret Hacmi (GSYH %) ve dış ticaret haddi değişkenler olarak kullanılmış, dış ticaret hadlerindeki %1’lik artışın döviz kurunu %1.23 birim azalttığı, ticaret hacmi ve ödemeler dengesi değişkenlerine ait katsayıların ise istatistiki olarak anlamlı olmadıkları sonucuna ulaşılmıştır. Yapılan varsayım testleri sonunda, modelde heteroskedasite ve otokorelasyon görüldüğünden, Driscoll-Kraay standart hatalı (scc) tahmin sonuçlarını kullanmanın daha uygun olacağına karar verilmiştir. Döviz kuru üzerinde; faiz oranının, dış ticaret haddinin ve ticaret hacmi bileşeninin istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ödemeler dengesinin katsayısı ise anlamsız bulunmuştur. Faiz oranı ve ticaret hacmi değişkenlerinde meydana gelen bir birimlik artışın döviz kurunu sırasıyla %2 ve %0.3 oranında düşürmekteyken, dış ticaret haddinde meydana gelen %1’lik artışın faiz oranını %1.23 oranında düşürdüğü sonucuna ulaşılmıştır.

Model-2 için de Reel Döviz Kurunun Logaritması, Dış Ticaret Haddinin Logaritması, Faiz Oranının Logaritması, Büyüme Oranının Logaritması, Gayri Safi Yurt içi Hasıla Deflatörünün Logaritması, Yatırım Harcamaları, ve dış ticaret haddi değişkenler olarak kullanılmış, büyüme oranı dışındaki değişkenler istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Dış ticaret haddi ve yatırım harcamalarının katsayıları negatif, diğer değişkenlerin katsayılarının pozitif olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Yatırım harcamalarında ki 1 birimlik değişim döviz kurunu %2.6 düşürmekte iken dış ticaret haddindeki %1’lik değişim döviz kurunu %9 düşüreceği belirlenmiştir. Aynı model rassal etkiler ile tahminlenmiş ve bu iki model arasından hangi modelin daha etkin olduğunu belirlemek amacıyla hausman testi gerçekleştirilmiştir. Yapılan hausman testi sonucuna göre, rassal etkilerin geçerli olduğunu öne süren boş hipotez %5 önem seviyesinde reddedilmiş, alternatif modelin sabit etkiler tahmincisine uygun olduğu belirlenmiştir. Bu durumda sabit etkiler tahmincilerinin daha etkin olduğu söylenebilir. Döviz kurunun, ülkeler üzerinde nasıl rol aldığını görmek için model-1’e Türkiye hariç kukla değişken olarak ülkeler eklenerek, model yeniden tahmin edilmiş ve böylece döviz kurunun diğer ülkeler açısından Türkiye’ye göre nasıl davrandığı tespit edilmiştir. Sonuç olarak, tüm kukla değişkenler anlamlı bulunmuştur. Model-1 için döviz kurunu açıklamakta kullanılan değişkenler, her bir ülke için incelendiğinde Türkiye’ye göre; Singapur, Rusya Federasyonu ve Brezilya çok fazla etkilenen ülkeler olurken Japonya en az etkilenen ülke olmuştur. Döviz kurunun, ülkeler üzerinde nasıl rol aldığını görmek için model-2’ye de Türkiye hariç kukla değişken olarak ülkeler eklenerek model yeniden tahmin edilmiş böylece döviz kurunun diğer ülkeler açısından Türkiye’ye göre nasıl davrandığı belirlenmiştir. Tüm kukla değişkenler anlamlı bulunmuştur. Model-2 de döviz kurunu açıklamakta kullanılan değişkenler her bir ülke için incelendiğinde Türkiye’ye göre; İran, Japonya, Rusya Federasyonu, İsrail ve Brezilya çok daha fazla bir etkiye sahipken tüm ülkeler arasında Singapur en az etkiye sahip ülke olmuştur. Bu çalışmada Türkiye’de döviz kurunu etkileyen makroekonomik göstergeler

belirlenmiřtir. Döviz kurlarına yönelik politikalarda, alıřmamızda döviz kurlarını etkilediđi belirlenen deđiřkenlerin ve ölkelerin göz önünde bulundurulmasının, döviz kurlarının istikrarlı seyrine, makroekonomik ve finansal istikrarın sađlanması katkı sađlayacađı düřüncesindeyiz.

### Kaynaklar

- ABUŐOĐLU, Ömer (1990), 'Döviz Kuru Politikası ve İhracat Üzerine Etkileri: 1980-1988 Dönemi'. Ankara: Türkiye Ticaret Sanayi Deniz Ticaret Odaları ve Ticaret Borsaları Birliđi Yayınları.
- AKINLO, Taiwo; AKINSOKEJI, Rogers; OZIEGBE, Tope. (2013), 'Determinant of Foreign Direct Investment in Ten African Countries: A Panel Data Analysis', *Asian Journal of Business and Management*,1(5), s.232-237.
- ASLAN, Nurdan ve TERZİ, Nuray (2013), 'Küresel Finans', 1. Baskı, İstanbul: Türkmen Kitabevi.
- BAYRAKTUTAN Yusuf ve DEMİRTAŐ Iřıl (2011), 'Geliřmekte Olan Ölkelerde Cari Açığın Belirleyicileri: Panel Veri Analizi', *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi* 22 (2), 1-28.
- BEŐKAYA Ahmet ve ERGUN Havanur (2015), 'Döviz Kuru Rejimlerinin Politik Ekonomisi: Seçilmiş Avrupa Ölkeleri üzerine Bir Panel Veri Analizi', *ankırı Karatekin Üniversitesi ankırı Karatekin Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakóltesi Dergisi*, 5 (1), 157-172.
- BORDO Michael, MACDONALD, Ronald and OLIVER Michael J. (2009), 'Sterling in Crisis: 1964-1967', NBER, Working Paper No. 14657.
- COOPER, Richard (1971), 'Currency Devaluation in Developing Countries, Easy in International Finance', No.86, pp.1 – 38.
- DELLARİCCIA, Giovanni (1998), 'Exchange Rate Fluctuations And Trade Flows: Evidence From The European Union', IMF Working Paper, 98/107: 1 – 27.
- EDWARS, Sebastian and SANTAELLA, Julio (1992), 'Devaluation Controversies in the Developing Countries: Lessons from the Bretton Woods Era', NBER, Working Paper No. 4047.
- EİCHENGREEN, Barry (2013), 'Currency War Or Policy Coordination?', *Journal Of Policy Modeling*, 425-433.
- GÜLOĐLU, Bülent ve AKMAN Ayře (2007), 'Türkiye'de Döviz Kuru Oynaklıđının SWARCH Yöntemi ile Analizi', *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 44 (512), s. 43-51
- GÖRAN, Nevzat (1987), 'Döviz Kuru Sistemleri ve Ekonomik Denge', İzmir: Dokuz Eylül Üniversitesi Yayınları.
- KAR, Muhsin ve TATLİSÖZ, Fatma (2008), 'Türkiye'de Doğrudan Yabancı Sermaye Hareketlerini Belirleyen Faktörlerin Ekonometrik Analizi', *KMU İİBF Dergisi*, 10 (4).
- KARAKAYALI, Hüseyin (2002), *Türkiye Ekonomisinin Yapısal Deđiřimi*. İzmir: Güle Matbaası.
- KARLUK, Rıdvan (1998), *Uluslararası Ekonomi*, İstanbul: Beta Basım Yayım Dađıtım.
- KARPUZ, Filiz ve KIZILTAN, Alaattin (2014), 'Türkiye'de Kısa Vadeli Yabancı Yatırımlar İle Reel Döviz Kuru Arasındaki İliři', *EKEV Akademi Dergisi*, Y. 18, S. 60, s.197-210.
- KAYA, Ayřen Ayten ve GÜÇLÖ, Mehmet, 'Döviz Kuru Rejimleri, Krizler ve Arayıřlar', [http://ekonomikyaklasim.org/pdfs2/EYD\\_V16\\_N55\\_A01.pdf](http://ekonomikyaklasim.org/pdfs2/EYD_V16_N55_A01.pdf) (13.03.2018).
- KEYNES, John Maynard (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, 1. Edition, Macmillan, London.
- LEİTAO, Nuno and RASEKHİ, Saaed (2013), 'The Impact of Foreign Direct Investment on Economic Growth: the Portuguese Experience', *Theoretical and Applied Economics*, 20(1), s.51-62.
- MCKİNON, Ronald (1993), 'The Rules of the Game: International Money in Historical Perspective', *Journal of Economic Literature*, Vol. 31, No. 1, pp. 1-44.

- NAJAFOV, Orkhan (2010), 'Exchange Rate Volatility and International Trade', Central European University, Master Tezi, Macaristan.
- ÖZTÜRK, Nurettin ve DURGUT, Dilek (2011), 'Faiz Oranlarının Belirleyicileri: Türkiye İçin Ampirik Bir Analiz', Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi, 3(1), 117-144.
- PINAR, Özer ve UZUNOĞLU, Hande (2013), 'Dünyada Kur Savaşları Alarmı', [http://www.izto.org.tr/portals/0/argebulten/ovgu\\_hande\\_kursavasları.pdf](http://www.izto.org.tr/portals/0/argebulten/ovgu_hande_kursavasları.pdf) (01.04.2018).
- RICKARDS, James (2013), 'Currency Wars: The Making of the Next Global Crisis', Çeviren: Neşenur Domanıç ve Nusret Avhan, 2. Baskı, Sacala Yancılık, İstanbul.
- SEVER, Erşan ve MİZİRAK, Zekeriya (2005), 'Döviz Kuru, Enflasyon Ve Faiz Oranı Arasındaki İlişkiler: Türkiye Uygulaması', SÜ İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi.
- SEVÜKTEKİN, Mustafa ve NARGELEÇEKENLER, Mehmet (2010), 'Ekonometrik Zaman Serileri Analizi EViews Uygulamalı', Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.
- TABAN, Sami (2004), 'Döviz Kuru Rejimleri Türkiye'de Bir İstikrar Politikası Aracı Olarak Kullanılabilir Mi?', Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 5(1).

# İSLAMİ ENDEKSLERDEKİ PİYASA ETKİNLİĞİNİN UZUN HAFIZA MODELLERİYLE TEST EDİLMESİ: BİST UYGULAMASI

## THE TESTING OF MARKET EFFECIENCY IN ISLAMIC INDICES WITH LONG MEMORY MODELS: BIST APPLICATION\*

Arife ÖZDEMİR\*\*   
Nazlıgöl GÜLCAN\*\*\*   
Namıka BOYACIOĞLU\*\*\*\* 

### Öz

Etkin piyasa, fiyatların rassal yürüyüş özelliğinden dolayı geçmişteki fiyat deęişimlerini dikkate alarak gelecekteki fiyatların tahmin edilemedięi; böylece fiyatlarda uzun hafızanın olmadığı piyasadır. Bu alıřmada, portföy çeřitlendirmesi aısından öneme sahip olan İslami endekslerin piyasa etkinlięi uzun hafıza modelleriyle test edilmeye alıřılmıřtır. BİST’te yer alan Katılım-30, Katılım-50 ve Model Portföy Endeksleri’nin yayınlandığı tarihten itibaren 11.04.2019’a kadar olan günlük getiri verileri dikkate alınarak getiri ve volatilitte serilerinde uzun hafıza etkisi ARFIMA-FIGARCH modeli kullanılarak arařtırılmıřtır. alıřmanın sonucunda, endekslerin getiri serilerinde kısa hafıza özellięi, volatilitte serilerinde uzun hafıza özellięi sergiledięi bulgusuna ulařılmıřtır. Türkiye’de yer alan İslami endekslerin incelenen dönem itibariyle uzun hafıza özellięine sahip olması, bu endekslerin zayıf formda etkin piyasa yapısından uzaklařtıklarını göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** İslami Endeks, Piyasa Etkinlięi, Uzun Hafıza

**Jel Sınıflandırması:** C58, D53, G14

\* Bu alıřma Marmara Üniversitesi ev sahipliğinde düzenlenen 23. Uluslararası Finans Sempozyumu’nda bildiri olarak sunulmuřtur.

\*\* Dr. Öğr. Üyesi, Burdur Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, aozdemir@mehmetakif.edu.tr, ORCID: 0000-0002-9902-9174

\*\*\* Dr. Öğr. Üyesi, Burdur Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, Bucak İşletme Fakültesi, nazligulgulcan@mehmetakif.edu.tr, ORCID: 0000-0002-1390-0820

\*\*\*\* Dr. Öğr. Üyesi, Burdur Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi, Gölhisar Meslek Yüksekokulu, nboyacioglu@mehmetakif.edu.tr, ORCID: 0000-0002-8338-3574



## Abstract

Efficient market is that future prices can not be estimated by taking into consideration the price changes in the past because prices have random walk feature; thus, the market where prices do not have long memory. In this study is tried to test with long memory models of the market efficiency of Islamic indices which have an important in portfolio diversification. Long memory effect in the return and volatility series by taking into account the daily return data from the date of publication until 11.04.2019 of Participation-30, Participation-50 and Model Portfolio Indices in BIST is investigated using ARFIMA-FIGARCH model. At the result of study, it is concluded that indices have short memory property in return series and long memory property in volatility series. Having a long memory property as the examined period of Islamic indices in Turkey, it shows that these indices move away from effective market structure in weak form.

**Keywords:** Islamic Index, Market Efficiency, Long Memory

**Jel Classification:** C58, D53, G14

## Giriş

Finansal piyasalarda küreselleşme etkisiyle oluşan serbest sermaye akımı, piyasa derinliğiyle birlikte çeşitliliğini de artırmış; böylece tasarruf sahipleri için daha fazla getiri elde edebilecekleri, yatırımcılar için de daha az maliyetli finansal kaynak bulabilecekleri alternatifler söz konusu olmuştur. Son zamanlarda finansal piyasalar içinde önemli ivme yakalayan ve yüksek işlem hacmine sahip olan İslami finans piyasası da bu alternatiflerden birisidir.

İslami finans, İslam dini prensiplerine göre oluşturulan bir finansal sistemdir. Faiz yasağı, garar ve kumar yasağı, haramdan uzak durma, risk paylaşımı, varlığa dayalı finansman, İslami finansın temel ilkelerini oluşturur (Yanpar, 2015:58). İslami finansta faizin üretkenlik yaratmayıp tek taraflı çıkar sağlaması, emeğin üretimden yeteri kadar pay almasını engellemesi, sermayenin verimliliğini sınırlandırması; garar ve kumar, piyasa taraflarının alım-satıma konu olan varlığın kesin değerini tam olarak bilmek zorunda olmasından dolayı yasaklanmıştır (Sağlam, 2009; Alhabshi vd., 2017:191). Ayrıca İslamda yer alan paylaşım olgusuyla İslami finans piyasasındaki yatırımcıların kar ya da zararının paylaşılması da öngörülmüştür.

İslami uygulamalarla kaynaklarını değerlendirmek isteyen yatırımcılar için oluşturulan alternatif bir finansal yatırım aracı da İslami menkul kıymet piyasalarıdır. Ülkemizde Borsa İstanbul'da İslami çerçevede oluşturulan Katılım-30, Katılım-50 ve Model Portföy Endeksi olmak üzere üç önemli endeks bulunmaktadır. Bu endekslerde yer almak isteyen işletmeler, faaliyet alanları ve finansal göstergelerine göre değerlendirilmektedir. Değerlendirme kriterleri ise ilk olarak; İslam'ın haram olarak nitelendirdiği faizle ilgili ve vadeli finansal araçlar, alkollü ürünler, silah, tütün, eğlence ve şans oyunu, domuz eti ticareti vb. gibi faaliyetlerde bulunmaması ve sonrasında da toplam faizli kredilerin piyasa değerine oranı 0.30'dan, faiz getirili nakit ve menkul kıymetlerin piyasa değerine oranı 0.30'dan ve İslam dininin izin vermediği faaliyetlerden elde edilen gelirlerin toplam gelire oranı 0.05'den az olması, şeklindedir (www.tkkb.org.tr). Ayrıca bu endeksler, yatırımcıların menkul kıymetlerinin fiyat ve getiri performanslarının ölçülmesiyle oluşturulmuştur (www.katilimendeksi.org). İslami endeksler genellikle daha düşük finansal kaldıraç, daha küçük işletme boyutu ve geleneksellere göre sektör

eřitlenmesinin az olması, sistematik risklere karřı daha az duyarlı olması vb. gibi zellikler gstermektedir (Dewandaru vd. 2014:554; Camgz ve lengin, 2018:78). Bu zelliklerinden dolayı İslami usullere gre getiri elde etmek isteyen yatırımcıların portfy eřitlendirmesinde sz konusu endeksleri tercih ettikleri grlmektedir.

Yatırımcıların portfylerindeki risk-getiri iliřkisine dayalı olarak gerekleřtirdikleri rasyonel varlık seimleri, menkul kıymetlerin fiyatlarının doęru belirlenmesi durumunda sonu doęurmaktadır. Menkul kıymetlerin fiyatları belirlenirken en nemli etkenlerden biri de bilgidir. Etkin olan piyasalarda piyasaya ulařan her bilgi, piyasada yer alan kiři ya da kuruluřlar tarafından deęerlendirilerek o menkul kıymetin yeni fiyatını oluřturur ve bu yeni fiyat piyasaya yeni bir bilgi gelene kadar geerlilięini korur (Ycel, 2016:108). Etkin piyasa kavramını ilk kullanan Eugene F. Fama'nın etkin piyasalar hipotezine gre, menkul kıymetlerin piyasaya ulařan her bilgiye anında ve tam olarak tepki verdięi ve fiyatların rassal olarak deęiřtięi, bylece yatırımcıların normalin zerinde bir getiri elde etmesinin mmkn olmadığı piyasalar etkin piyasalardır (Fama, 1970:383). Buna ek olarak Fama, piyasa etkinlięini; menkul kıymetlerin piyasadaki gemiř fiyat bilgileriyle normalin zerinde getiri elde edilememesi durumunu zayıf formda etkinlik, menkul kıymetlerin halka aık duyuruları, politik ve ekonomik bilgilerinin piyasaya yansımaları durumunu yarı-gl formda etkinlik ve piyasadaki tm bilgilerin menkul kıymetlerin fiyatlarına yansımaları durumunu gl formda etkinlik olarak deęerlendirmiřtir (Fama, 1991:1576).

Etkin bir piyasada yatırımcıların genel olarak, piyasadaki btn bilgileri dikkate alarak rasyonel davrandıęı ileri srlmektedir. Ayrıca etkin piyasalarda, fiyatların rassal yryř zellięi gstererek fiyat deęiřimlerinin gemiř fiyatlardan etkilenmeyeceęi yani menkul kıymetlerin fiyatlarında uzun dnemli bir baęımlılık yani uzun hafıza sz konusu olmayacaktır (Cevik, 2012:4438). Bu alıřmanın amacı, İslami usullere gre yatırımda bulunmak isteyenlerin gemiř fiyat bilgilerine dayanarak geleceęe dair getiri ngrsnde bulunup bulunamayacaęını ve normalin zerinde getiri elde edemeyeceęini belirlemektir. Bu ama doęrultusunda İslami endekslerdeki piyasa etkinlięi, uzun hafıza modelleriyle arařtırmaya alıřılmıřtır. BİST'te yer alan Katılım-30, Katılım-50 ve Model Portfy Endeksleri'nin yayınlandıęı tarihten itibaren 11.04.2019'a kadar olan gnlk getiri verileri dikkate alınarak getiri ve volatilitelerinde uzun hafıza etkisi ARFIMA-FIGARCH modeli kullanılarak arařtırılmıřtır. alıřmanın sonucunda, endekslerin getiri serilerinde kısa hafıza zellięi, volatilitelerinde uzun hafıza zellięi sergiledięi bulgusuna ulařılmıřtır.

alıřma beř blmden oluřmaktadır. alıřmada İslami finans ve piyasa etkinlięi kavramlarının aıklandıęı bu ilk giriř blmnn ardından, ikinci blmde İslami endekslerdeki piyasa etkinlięini arařtıran ampirik alıřmalara yer verilmiř, nc blmde analizde kullanılan metodoloji hakkında bilgilerde bulunulmuř, drdnc blmde analiz bulgularına yer verilmiř ve son blmde ise genel bir deęerlendirme yapılmıřtır.

## 1.Literatr Taraması

Literatrde İslami endekslerdeki piyasa etkinlięini arařtıran birok nemli alıřma bulunmaktadır. Bu alıřmalardan bazılarının zet bilgilerine ařaęıda yer verilmiřtir.

Karhula (2010) çalışmasında, Dow Jones İslami (DJIMI) ve Dow Jones Dünya Endeksi'nin (DJWI) finansal kriz dönemlerindeki performanslarını karşılaştırmalı olarak araştırmıştır. Haziran 1997-Haziran 1998 (Asya finansal krizi), Temmuz 1998-Aralık 1998 (Rusya finansal krizi) ve Ocak 2008-Mayıs 2009 (Küresel finansal kriz) dönemi aylık getiri verilerinin dikkate alındığı çalışmada, regresyon analiz tekniği kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda, finansal kriz dönemlerinde DJIMI'nin DJWI'den daha iyi bir performans gösterdiği bulgularına ulaşılmıştır. Ayrıca, DJIMI'nin tüm finansal kriz dönemlerinde %0,43'lük, Asya finansal krizi sırasında %0,46'lık, küresel finansal kriz döneminde %0,35'lik anormal getiri sağladığı sonucuna da ulaşılmıştır.

Aradiansyah ve Qoyum (2011) çalışmalarında, Jakarta İslami Endeksi'ndeki yarı-güçlü formda piyasa etkinliğini Haziran 2010 ile Kasım 2010 tarihlerinde endekste yer alan 28 işletmenin günlük menkul kıymet fiyat getiri verileri ile temettü duyurularını kullanarak araştırmışlardır. T testi kullanılan çalışmanın sonucunda, piyasanın bilgi açısından etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Ashraf ve Deo (2013) Hindistan'daki CNX 500, CNX Nifty ve Standart&Poor's BSE Tasis 50 Şeriat Endeksleri'nin zayıf formdaki piyasa etkinliklerini araştırdıkları çalışmalarında, 01.01.2008-31.05.2013 dönemi getiri verilerini dikkate almışlardır. ARCH ve GARCH (1,1) modellerinin kullanıldığı çalışmada, Şeriat endekslerinin zayıf formda etkin olmadığı böylece yatırımcıların piyasa hareketlerini gözden geçirmeleri durumunda anormal kar elde etmesinin mümkün olacağı tespit edilmiştir.

El Khamlichi vd. (2014) çalışmalarında, Dow Jones, Financial Times, Standart&Poor's, Morgan Stanley İslami Endeksleri'nin geleneksel endekslere göre etkinlik düzeylerini araştırmışlardır. Endekslerin oluşturuldukları tarihten 9 Mart 2011'e kadar olan dönemdeki günlük fiyat verileri dikkate alınmıştır. Lo ve MacKinlay (1988) varyans rasyosu testi kullanılan çalışmanın sonucunda, İslami endeksler (DJIMKT, FSAWRD, SP500S, MSACWS) ile geleneksel endekslerin (WIDOW, FAWRLD, SP500, MSWRLD) aynı seviyede etkin olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Ayrıca, Morgan Stanley ve Financial Times İslami ve geleneksel endekslerinin diğerlerine göre daha az etkin olduğu da tespit edilmiştir.

Jawadi vd. (2015) üç uluslararası İslami menkul kıymetler piyasasındaki (Dow Jones İslami Endeksi (Dünya, Gelişmekte Olan ve Gelişmiş)) zayıf formda piyasa etkinliğini araştırdıkları çalışmalarında, 22.05.2002-07.06.2012 dönemi günlük fiyat verilerini dikkate almışlardır. 2008-2009 küresel krizi bağlamında hem kısa hem de uzun vadedeki piyasa etkinliğinin parametrik ve parametrik olmayan testlerle araştırılan çalışma sonucunda, Dow Jones İslami Gelişmekte Olan Endeksi'nin hem kısa hem de uzun vadede, Dow Jones İslami Gelişmiş Endeksi'ne göre daha az etkin olduğu, Dow Jones İslami Gelişmiş ve Dünya Endeksi'nin kısa dönemde etkin olmasa dahi uzun dönemde etkin olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Setianto ve Manap (2015) çalışmalarında, Jakarta İslami Endeksi'nde etkin piyasa hipotezini, rassal yürüyüş ve nonlinear özelliği bağlamında araştırmışlardır. Lumsdaine ve Papell (1997), KSS (2003) ve Kruse (2011) nonlinear birim kök testlerinin kullanıldığı çalışmanın verileri ise Ocak 1995-Aralık 2013 dönemi aylık fiyatlardır. Çalışmada, Jakarta İslami Endeksi'nde önemli yapısal

kırılmalar olduđu, endeksin etkin piyasa hipotezi ile uyumlu olan rassal yürüyüş davranıřlarıyla tutarlı olduđu sonucuna ulařılmıřtır.

Alsayed (2016) alıřmasında, dört Dow Jones İslami Endeksi'nde (Asya/Pasifik, Geliřmiř, Geliřmekte Olan ve Küresel) zayıf formdaki piyasa etkinliđini arařtırmıřtır. 1996-2000, 2001-2006 ve 2007-2012 dönemi verileri dikkate alınan alıřmada, Lo ve MacKinlay (1988, 1989) ve Wright (2000)) varyans rasyosu testi kullanılmıřtır. alıřma sonucunda dört Dow Jones İslami Endeksi tüm dönemde (1996-2012); dört İslami endeksten sadece Asya/Pasifik hari diđerlerinin tümü, son iki dönemde (2001-2006 ve 2007-2012) zayıf formda etkin deđildir.

Ben Rejeb ve Arfaoui (2016) alıřmalarında, finansal alt kriz dönemlerindeki İslami ve geleneksel menkul kıymetler piyasası performansını 01.01.1996-18.01.2016 dönemi günlük fiyat verilerini kullanarak analiz etmiřlerdir. alıřmada, Kanada, Avrupa, Asya/Pasifik, Birleřik Krallık, ABD İslami ve geleneksel endeksleri ile birlikte finansal alt kriz dönemleri olarak Brother Lehman'ın çöküşü (15 Eylül 2008), 2008-2009 küresel finansal krizi ve 2009-2012 Euro Bölgesi krizi dikkate alınmıřtır. GARCH modelinin kullanıldıđı alıřmanın sonucunda ise İslami endekslerin geleneksel endekslere göre nispeten zayıf formda daha etkin olduđu tespit edilmiřtir.

Kabbani (2016) İslami ile geleneksel endekslerinin zayıf formda etkinliđini arařtırdıđı alıřmasında, FBM EMAS řeriat, FBM HIJRA řeriat ve Bursa Malezya Birleřik Endeksi (KLCI) Haziran 2007-Aralık 2014 günlük fiyat verilerini incelemiřtir. Lo ve MacKinlay varyans rasyosu testi kullanılan alıřmada, üç endeksin de etkin olduđu böylece yatırımcıların gemiř verilerle anormal getiri sađlayamayacađı bulgusuna ulařılmıřtır.

Qoyum vd. (2017), Endonezya'daki İslami ve geleneksel menkul kıymet piyasalarının etkinliđini arařtırmıřlardır. alıřmada, Jakarta İslami Endeksi (JII)'nin Aralık 2016-Mayıs 2017 ve LQ45 Geleneksel Endeksi'nin řubat 2017-Temmuz 2017 günlük fiyat verileri deđerlendirilmiřtir. T testi kullanılan alıřmanın sonucunda ise iki endeksin etkin olduđu tespit edilmiřtir.

Ali vd. (2018) alıřmalarında, 12 ülkenin (Ürdün, Malezya, Pakistan, Türkiye, Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika, ABD, İngiltere ve Japonya) İslami ve geleneksel menkul kıymetler piyasalarının etkinliklerini MF-DFA analiz tekniđini kullanarak arařtırmıřlardır. alıřmalarında 01.01.2003-31.12.2016 dönemi günlük getiri verilerini dikkate almıřlardır. alıřma sonucunda, Rusya, Ürdün, Pakistan hari tüm İslami menkul kıymet piyasalarının geleneksel piyasalardan daha etkin olduđu bulgusuna ulařılmıřtır.

Ashraf ve Marashdeh (2018) alıřmalarında, Malezya ve Körfez İşbirliđi Konseyi (GCC) řeriat menkul kıymet piyasalarının 01.01.2009-31.06.2017 dönemine ait günlük getiri verilerini kullanarak hafıza bađımlılıđının varlıđını arařtırmıřlardır. Geweke ve Porter Hudak (1983) kesirli eřbütünleřme testinin kullanıldıđı alıřmada, Malezya menkul kıymet piyasasının zayıf formda etkin olduđu, ancak GCC řeriat menkul kıymet piyasasının bilgi aısından etkin olmadıđı tespit edilmiřtir.

Sakarya vd. (2019), BİST Katılım Endeksleri'nin (Katılım-30, Katılım-50 ve Model Portföy) zayıf formdaki piyasa etkinliđini arařtırmıřlardır. Endekslerin yayınlandıđı tarihten Aralık 2017'e kadar olan haftalık getiri verilerinin dikkate alındıđı alıřmada, zamanla deđerřen KSS birim kök testi

kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda ise Katılım-30 ve Model Portföy Endeksleri'nin incelenen dönemlerin tümüne yakınında, Katılım-50 Endeksi'nin tümünde zayıf formda etkin olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

## 2. Methodoloji

Bu çalışmanın amacı, İslami çerçevede yatırımda bulunmak isteyenlerin uzun hafıza modeli ile BİST'te yer alan Katılım-30, Katılım-50 ve Model Portföy Endeksleri'nin bilgi etkinliğini araştırmak ve bu endekslerin etkin piyasalar hipotezini destekleyip desteklemediğini ortaya koymaktır. İslami endekslerin uzun hafıza özelliği sergileyip sergilemediği uzun hafıza modelleri ile değerlendirilmiştir.

Serilerin durağanlığı yani hafıza yapısı hakkında zaman serilerinin otokorelasyon fonksiyonlarının yavaşlama hızlarındaki farklılık, bir ön değerlendirme sunmaktadır. Serilerin durağanlığının araştırılmasını sağlayan birim kök testleri, serilerin kısa hafızalı mı yoksa uzun hafızalı mı oldukları noktasında çıkarım yapılmasını sağlamaktadır. Uzun hafıza modellerinin temelleri, serilerinin sadece  $I(0)$  ya da  $I(1)$  olma zorunluluklarının bulunmadığı serilerin bütünleşme derecelerinin ( $d$ ) reel sayı da olabileceği varsayımına dayanmaktadır (Kutlu ve Yurttagüler, 2014:378). Uzun hafızada kullanılan verilerde sahte eğilimler, döngüler ve yavaş hiperbolik bozunma gibi özellikler gözlenmektedir. Uzun hafızadaki gelişim Hurst'un 1951'de yapmış olduğu çalışmayla başlamış, Mandelbrot'un 'Hurst etkisi' dediği uzun dönemli bağımlılığı finans alanında kullanmasıyla devam etmiş Granger (1966), Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) tarafından ARFIMA modelinin ortaya konulmasıyla daha da ilerletilmiştir (Beran vd., 2013:3). Gecikme arttıkça yavaşça azalan bir otokorelasyon fonksiyonu ile karakterize edilen bu süreçler, şokların volatilité üzerindeki kalıcı sonuçlarını hesaba katmayı mümkün kılmaktadır (Lardic ve Mignon, 2004:3).

Volatilité modellemesinde yaygın olarak kullanılan ARCH modeli, tipik olarak kalın kuyruk, volatilité kümelenmesi ve kaldıraç etkisi şeklinde gözlenen değişen varyans etkilerini hesaba katmada yetersiz kalmaktadır. ARCH modelinin bu eksikliklerini giderebilmek için daha sonra Bollerslev (1986) tarafından daha fazla esneklik sağlayan GARCH modeli geliştirilmiştir (Wojtowicz ve Gurgul, 2009:42). GARCH modelde kovaryans durağanlığın sağlanması için ARMA modelin kökleri birim çemberin dışında yer almalıdır. Bu kökler birim çemberin içindeyse GARCH model durağan olmayan koşullu varyans söz konusu olacaktır. Bu sorunu giderebilmek için Engle ve Bollerslev (1986) bütünleşik GARCH (IGARCH) modelini önermiştir.

IGARCH modelinde, şokların volatilitédeki etkisinin sürekliliğinden, bu model sonsuz hafızalı model olarak adlandırılır. Ancak koşullu varyanstaki uzun hafıza özelliğini ortaya koymakta yeterli olmamaktadır (Çevik ve Topaloğlu, 2014:44). Volatilitédeki uzun hafıza ilişkilerini belirleyebilmek için Baillie vd. (1996) IGARCH modelini koşullu varyansta kalıcılığa izin verecek şekilde genişlettiği Kesirli Bütünleşik Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Değişen Varyans (FIGARCH) modelini önermiştir (Ural ve Küçüközmen, 2011:21). FIGARCH yaklaşımı koşullu varyans için çok daha esnek bir süreç ortaya koymaktadır (Kumar, 2014:23). FIGARCH ( $p, d, q$ ) modeli şu şekilde formüle edilebilir:

$$\phi(L)(1-L)^d \varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]v_t \quad (1)$$

Burada  $0 < d < 1$  ve  $\phi(L)$  ve  $[1 - \beta(L)]$ 'nin tm kkleri birim emberin dıřındadır. Burada  $0 \leq d \leq 1$  uzun hafızanın derecesini len kesirli fark parametresidir. FIGARCH yaklařımı kořullu varyans iin ok daha esnek bir sre ortaya koymakta, GARCH ( $d=0$ ) ve IGARCH ( $d=1$ ) sreci kovaryans sabit srecini karřılamaktadır (Kumar, 2014:23).

FIGARCH ( $p, d, q$ ) modeli řu řekilde de yazılabilir:

$$[1 - \beta(L)]\sigma_t^2 = \omega + [1 - \beta(L) - \phi(L)(1-L)^d]\varepsilon_t^2 \quad (2)$$

Bylece,  $\varepsilon_t^2$ 'nin kořullu varyansı basite řu řekilde verilir:

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= \omega[1 - \beta(1)]^{-1} + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1}\phi(L)(1-L)^d\}\varepsilon_t^2 \\ &\equiv \omega[1 - \beta(1)]^{-1} + \lambda(L)\varepsilon_t^2 \end{aligned} \quad (3)$$

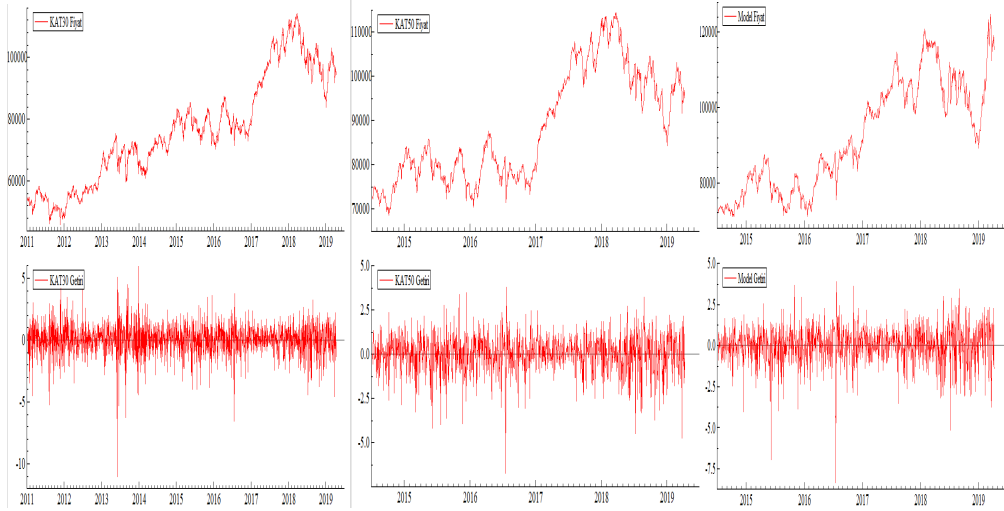
Burada  $\lambda(L) = \lambda_1 L + \lambda_2 L^2 + \dots$ . denklemdeki FIGARCH ( $p, d, q$ ) sreci iin eřitlik 1'in ok iyi tanımlanmıř olması, tm  $t$  deęerleri iin kořullu varyansın pozitif olması ve 3. denklemdeki sonsuz ARCH gsterimindeki tm katsayıların negatif olmaması gerekmektedir (Baillie vd., 1996:8).

Uzun hafızayı temsil eden  $d$  parametresi eęer  $-0.5 < d < 0.5$  ise srecin duraęan ve ters evrilemez olduęu, řokların etkisinin daha yavař bir oranda sifıra dřtę;  $d=0$  ise srecin kısa bir hafızaya sahip olduęu, řokların etkisinin geometrik olarak azaldıęı sylenebilir.  $d=1$  ise srecin birim kk sergiledięi sylenebilir.  $0 < d < 0.5$  ise, srecin uzun hafızaya sahip veya uzak gzlemler arasında pozitif uzun vadeli bir baęımlılık olduęu sylenebilir. Eęer  $-0.5 < d < 0$  ise iřlem ara belleęe sahip olur bu da negatif baęımlılık veya anti-kalıcılık olarak adlandırılır. Eęer  $d \geq -0.5$  ise sre duraęan deęildir,  $d \leq -0.5$  ise sre duraęandır ancak tersine evrilemez bir iřlem olur ve zaman serisini herhangi bir AR iřlemiyle modellemek imknsız hale gelir (Masa ve Diaz, 2017:29).

### 3. Uygulama

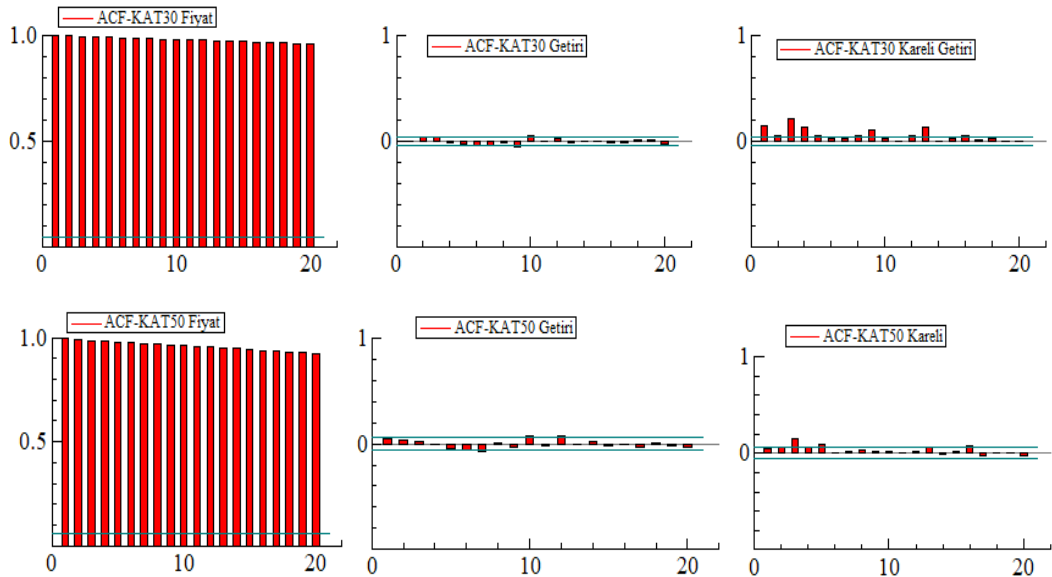
Arařtırmada BİST'te yer alan İslami endekslerin yayınlandıęı tarihten itibaren 11.04.2019'a kadar olan gnlk kapanıř fiyatlarından elde edilen logaritmik getiri serileri kullanılmıř, logaritmik getiri serisi  $\ln(P_t/P_{t-1}) \cdot 100$  forml ile hesaplanmıřtır. İslami endekslere ait fiyat ve getiri serilerine ait grafikler řekil 1'de yer almaktadır.

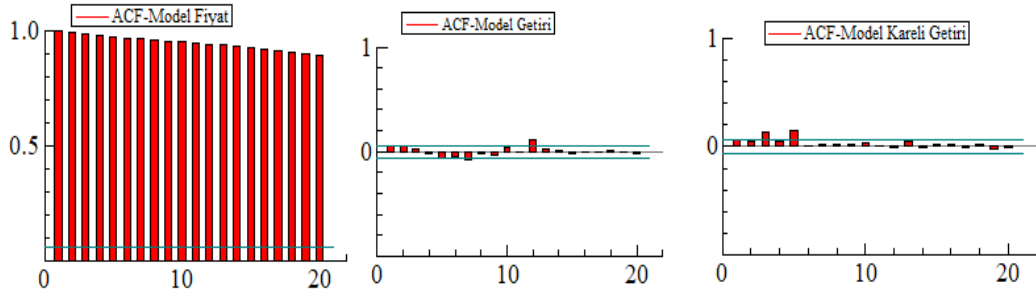
Şekil 1: KAT-30, KAT-50 ve Model Portföy Endeksi Fiyat ve Getiri Serisi



Her üç endeksin fiyat serilerine ait grafikleri incelendiği zaman fiyatların 2018 yılına kadar bir artış trendi izlediği, 2018 yılından sonra ise azalma eğilimi göstermeye başladığı, daha sonra az da olsa bir yükseliş gösterdiği görülmektedir. Endekslerin getiri grafiklerine bakıldığında ise serilerde ara ara volatiliteler kümelendiğinden ortaya çıktığı gözlenmektedir. Genel olarak grafikler incelendiğinde her üç endeksin fiyat ve getiri grafiklerinin benzer eğilim gösterdiği ve birlikte hareket ettiği söylenebilir.

Şekil 2: KAT-30, KAT-50 ve Model Portföy Endeksi Fiyat, Getiri ve Getiri Kareleri İçin ACF Grafikleri





řekil 2’de verilen KAT-30, KAT-50, Model Portföy Endeksleri’ne ait fiyat, getiri ve kareli getiri serilerine ait otokorelasyon fonksiyon grafikleri serilerin yavaş bir azalma eğilimi gösterdiğini ortaya koymaktadır. Bu durum da getiri ve/veya volatilitte serilerinin uzun hafıza özelliđi sergilediđine dair görsel bir kanıt sunmaktadır.

alıřmanın bu ařamasında uzun hafıza özelliđini test etmede kullanılan ön testlere geçmeden önce serilere ait tanımlayıcı istatistiklere yer verilmektedir. İslami endekslerin getiri serilerine ait tanımlayıcı istatistiklerinin yer aldığı Tablo 1’deki bilgilere göre, endeks getiri serilerinin çarpıklık deđerlerinin negatif olmasından dolayı sola çarpık bir dağılım gösterdiğini, basıklık deđerlerinin de 3’ten büyük deđerler almasından dolayı tüm endeks getiri serilerinin kalın kuyruk özelliđi sergileyerek normal dağılımdan uzaklařtıđı görülmektedir. J-B test istatistiklerinin aldıkları deđerler de serilerin normal dağılıma sahip olmadıklarını destekler niteliktedir. Bu sonuçlardan hareketle hata terimleri normal dağılıma sergilemediđi için model tahminleri Student-t dağılımına göre yapılmıřtır. Ljung Box Q ve  $Q^2$  test istatistikleri serilerin kendinden önceki deđerleri ile korelasyona sahip olduđunu, ARCH testleri de hata karelerinin deđişen varyans sergilediđini göstermektedir.

**Tablo 1:** İslami Endekslerin Getiri Serilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

	KAT-30 Getiri	KAT-50 Getiri	Model Portföy Getiri
Gözlem Sayısı	2087	1203	1203
Ortalama	0.026919	0.022464	0.038446
Standart Sapma	1.190718	1.081558	1.140549
Çarpıklık	-0.790111	-0.736136	-0.993793
Basıklık	9.004009	5.571888	7.536885
Minimum	-11.04921	-6.734247	-8.362840
Maksimum	5.9726	3.793408	3.910376
J-B/Prob:	3351.8 [0.0000]***	440.2075 [0.0000]***	1229.758 [0.0000]***
ARCH (1-2)	24.082 [0.0000]***	4.2800 [0.0141]**	3.2884 [0.0377]**
ARCH (1-5)	30.158 [0.0000]***	8.7754 [0.0000]***	10.369 [0.0000]***
ARCH (1-10)	17.668 [0.0000]***	4.4240 [0.0000]***	5.3752 [0.0000]***
Q(5)	6.52327 [0.2585761]	8.55429 [0.1282182]	12.3509 [0.0302836]**
Q(10)	25.0594 [0.0052341]***	26.1122 [0.0035921]***	25.5793 [0.0043492]***
Q(20)	31.1569 [0.0531528]*	37.3570 [0.0106002]**	42.3565 [0.0024843]***
Q(50)	57.2368 [0.2244023]	72.6727 [0.0197761]**	77.9176 [0.0069643]***



Q <sup>2</sup> (5)	183.428 [0.0000000]***	52.0158 [0.0000000]***	58.9619 [0.0000000]***
Q <sup>2</sup> (10)	219.621 [0.0000000]***	54.8110 [0.0000000]***	62.4832 [0.0000000]***
Q <sup>2</sup> (20)	270.351 [0.0000000]***	70.3574 [0.0000002]***	68.0790 [0.0000004]***
Q <sup>2</sup> (50)	284.482 [0.0000000]***	105.243 [0.0000082]***	84.3915 [0.0016922]***

\*, \*\*, \*\*\* %10, %5, %1 anlamlılık seviyelerinde istatistiki anlamlılığı, ( ) standart hataları, [ ] ise p olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Getiri ve volatilité serilerinde uzun hafızanın varlığını arařtırmak için bazı yarı parametrik testler kullanılmaktadır. Bu testler içinde en yaygın kullanılanı Geweke ve Porter-Hudak (1983) tarafından geliştirilen log periodogram regresyonudur. Geweke ve Porter-Hudak (GPH) tarafından geliştirilen yöntemde, sadece  $d < 0$  durumu için  $d$  parametre tahmincisinin asimptotik normal ve tutarlı olduğunu ispatlamışlardır. GPH'nin bu sorunu çözebilmek için önerisi ise serinin parçalı bütünleşme derecesi sıfırdan büyüğe ilk önce serinin birinci farkının alınması, daha sonra  $d$  parametresinin tahmin edilmesidir. Tahmin edilen bu  $d$  parametresi bir değeriyle toplandığında serinin gerçek parçalı bütünleşme derecesi bulunacaktır (Çevik, 2012:4443). Phillips'in (1999a ve 1999b) geliřtirdiđi "Modifiye Edilmiş Log-Periodogram" yöntemi  $d \geq 0.5$  olması durumunda, AR(1) ve MA(1) sürecinde bile tutarlı sonuçlar vermektedir (Çevik ve Erdoğan, 2009:34). Hurst (1951) ve Mandelbrot (1972) tarafından geliştirilen R/S testinin uyarlanmış hali olan ve Lo (1991) tarafından geliştirilen uyarlanmış R/S testi de zaman serilerinde uzun hafızanın tahmininde kısa dönem bağımlılığı dikkate alacak şekilde Newey West (Barlett penceresini kullanarak) düzeltilmesini gerçekleştirerek  $d$  parametresini tahmin etmektedir (Özdemir vd., 2018:96). Serilere uygulanan yarı parametrik test sonuçları Tablo 2 ve Tablo 3'de verilmiştir.

**Tablo 2:** GPH, Modified GPH Uzun Hafıza Test Sonuçları

	GPH		Modified GPH		
	$d_{GPH}$	t istatistiđi	$d_{MGPH}$	d=0 t istatistiđi	d=1 z istatistiđi
KAT-30 Getiri Serisi	-0.0797	-0.7945	0.2471 **	2.0790	-7.8751
KAT-50 Getiri Serisi	0.0226	0.1595	0.0717	0.3950	-8.4399
Model Portföy Getiri Serisi	0.2227	1.3270	0.8737 ***	6.3720	-1.1480
KAT-30 Kareli Getiri Serisi	0.0248	0.1778	-0.0447	-0.3913	-10.9286
KAT-50 Kareli Getiri Serisi	0.2279 *	1.9082	0.2708 **	2.1465	-6.6298
Model Portföy Kareli Getiri Serisi	0.1169	1.2827	0.1433 *	1.6968	-7.7896

\*, \*\*, \*\*\* %10, %5, %1 anlamlılık seviyelerinde istatistiki anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 2'de verilen Modified GPH sonuçlarına göre KAT-30, Model Portföy getiri serilerinde ve KAT-50, Model Portföy volatilité serilerinde; GPH test sonucunda ise sadece KAT-50 volatilité serisinde uzun hafızanın varlığına dair kanıtlar bulunmuştur.

**Tablo 3:** Lo R/S Test Sonuları

Uzun Hafıza Test İst. 90%:[0.861, 1.747] 95%:[0.809, 1.862] 99%: [0.721, 2.098]			
Gecikme	Max(1)	Max(2)	Max(5)
Getiri Serisi Lo R/S Test İstatistięi: KAT-30	0.88	0.87	0.85
Getiri Serisi Lo R/S Test İstatistięi: KAT-50	0.98	0.96	0.94
Getiri Serisi Lo R/S Test İstatistięi: Model Portföy	0.97	0.95	0.93
Kareli Getiri Serisi Lo R/S Test İstatistięi: KAT-30	2.30***	2.22***	1.93**
Kareli Getiri Serisi Lo R/S Test İstatistięi: KAT-50	2.24***	2.18***	1.94**
Kareli Getiri Serisi Lo R/S Test İstatistięi: Model Portföy	1.74	1.69	1.52

\*, \*\*, \*\*\* %10, %5, %1 anlamlılık seviyelerinde istatistiki anlamlılıęı ifade etmektedir.

Tablo 3'te yer alan Lo R/S test sonuları incelendięinde, KAT-30 ve KAT-50 volatilitte serilerinde uzun hafızaya dair bulgulara ulařılmıřtır. Uzun hafıza ön testlerinden elde edilen sonular doęrul-tusunda hem getiride hem de volatilitede uzun hafızayı test eden ARFIMA-FIGARCH modelleri ile seriler analiz edilmiřtir. Modeller kurulmadan önce serilerin duraęanlıęının arařtırıldıęı ADF, PP, KPSS ve yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testleri yapılmıř ve Tablo 4 sonularına göre getiri serilerinin birim köke sahip olmadıęı yani serilerin duraęan bir yapıya sahip olduęu tespit edilmiřtir.

**Tablo 4:** Birim Kök Test Sonuları

		KAT-30 Getiri	KAT-50 Getiri	Model Portföy Getiri
ADF	Sabitli	-45.6093***	-32.8605***	-32.9080*
	Sabitli-Trendli	-45.5998***	-32.8530***	-32.8942*
PP	Sabitli	-45.6206***	-32.8142***	-32.8631*
	Sabitli-Trendli	-45.6111***	-32.8062***	-32.8488*
KPSS	Sabitli	0.0359	0.0749	0.0357
	Sabitli-Trendli	0.0297	0.0579	0.0359
Zivot	Sabitli	-24.8717	-32.9659** (01.12.2016)	-16.0471* (07.08.2017)
	Sabitli-Trendli	-24.9133* (01.12.2016)	-32.9759** (01.12.2016)	-16.1217* (03.04.2018)

\*, \*\*, \*\*\* %10, %5, %1 anlamlılık seviyelerinde istatistiki anlamlılıęı, ( ) yapısal kırılma tarihlerini ifade etmektedir.

**Tablo 5:** KAT-30, KAT-50 ve Model Portföy ARFIMA-FIGARCH Model Sonuları

	KAT-30	KAT-50	Model Portföy
	ARFIMA-FIGARCH (1, , 1)-(1,d,0)	ARFIMA-FIGARCH (1, , 1)-(1,d,1)	ARFIMA-FIGARCH (1, , 1)-(2,d,2)
$\mu$	0.0688 (0.0145) [0.0000]***	0.0705 (0.0187) [0.0002]***	0.0713 (0.0186) [0.0001]***
$\psi$	0.6091 (0.1136) [0.0000]***	0.5806 (0.1209) [0.0000]***	0.6481 (0.1026) [0.0000]***
$\theta$	-0.4662 (0.0920) [0.0000]***	-0.4053 (0.0948) [0.0000]***	-0.4135 (0.0715) [0.0000]***

$x$	-0.1257 (0.0656) [0.0555]*	-0.1250 (0.0739) [0.0912]*	-0.1719 (0.0956) [0.0724]*
$\omega$	0.2284 (0.0656) [0.0005]***	0.1363 (0.0732) [0.0630]*	0.2208 (0.0482) [0.0000]***
$\phi_1$	-	0.3188 (0.1388) [0.0218]**	1.4325 (0.0034) [0.0000]***
$\phi_2$	-	-	-0.9861 (0.0032) [0.0000]***
$\beta_1$	0.1469 (0.0603) [0.0149]**	0.4709 (0.1445) [0.0012]***	1.4491 (0.0018) [0.0000]***
$\beta_2$	-	-	-0.9980 (0.0021) [0.0000]***
$d$	0.2345 (0.0486) [0.0000]***	0.2551 (0.0839) [0.0024]***	0.1592 (0.0302) [0.0000]***
$v$	5.4503 (0.6693) [0.0000]***	5.5071 (0.8690) [0.0000]***	5.8039 (0.9940) [0.0000]***
Log(L)	-3124.102	-1732.769	-1758.22
AIC	3.0015	2.8957	2.9413
SIC	3.0231	2.9338	2.9879
Çarpıklık	-0.8804	-0.7842	-1.2643
Basıklık	4.8610	2.5432	6.9698
J-B	2324.4	447.51	2755.5
Q(5)	5.1113 [0.1638]	2.3391 [0.5051]	2.0718 [0.5576]
Q(10)	14.9089 [0.0609]*	15.2040 [0.0553]*	8.9476 [0.3467]
Q(20)	28.1094 [0.0604]*	26.8843 [0.0811]*	26.8733 [0.0814]*
Q2(5)	8.9057 [0.0635]*	2.8894 [0.4089]	4.2727 [0.0387]**
Q2(10)	11.5008 [0.2429]	4.5412 [0.8053]	4.8241 [0.5665]
Q2(20)	24.3076 [0.1846]	17.2420 [0.5065]	7.5621 [0.9608]
ARCH(2)	0.6344 [0.5303]	0.5954 [0.5515]	0.2475 [0.7808]
ARCH(5)	1.7481 [0.1204]	0.5603 [0.7305]	0.8436 [0.5187]
ARCH(10)	1.1543 [0.3175]	0.4533 [0.9197]	0.4679 [0.9111]

\*, \*\*, \*\*\* %10, %5, %1 anlamlılık seviyelerinde istatistiki anlamlılığı, ( ) standart hataları, [ ] ise p olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 5'de yer alan model sonuçlarından getiri serilerindeki uzun hafızayı temsil eden  $\xi$  parametresinin %10 anlamlılık düzeyinde, volatilitte serilerindeki uzun hafızayı temsil eden  $d$  parametresinin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Getiri serisindeki uzun hafızayı temsil eden  $\xi$  parametresi Katılım-30 Endeksi'nde - 0.1257, Katılım-50 Endeksi'nde - 0.1250 ve Model Portföy Endeksi'nde - 0.1719'dur. Her üç endekste  $\xi$  değeri - 0.5 <  $\xi$  < 0 aralığında yer aldığı için getiri serileri kısa hafızaya sahip ve kalıcı etki gözlenmemektedir. Volatilitte serilerindeki  $d$  parametreleri incelendiğinde, Katılım-30 Endeksi'nde 0.2345, Katılım-50 Endeksi'nde 0.2551, Model Portföy Endeksi'nde 0.1592 değerlerini alarak 0 <  $d$  < 0.5 aralığında olduğu için serilerin uzun hafızaya sahip olduğu ve durağan bir yapı sergilediği görülmektedir. Model Portföy Endeksi'nde uzun hafızayı temsil eden  $d$  parametresinin (0.1592) diğer endekslere göre sifıra daha yakın olması, zayıf formda piyasa etkinliğine yaklaştığını göstermektedir. Ayrıca modelden elde edilen hatalara uygulanan tanı

testleri sonucunda hata terimlerinin otokorelasyon ve deęiřen varyans sorunları iermedięi, standardize edilmiř hatalar, standardize edilmiř hata kareleri ve ARCH testi sonularından grlmektedir.

Endekslerde gzlemlenen uzun hafıza zellięinin yapısal kırılmalardan kaynaklanıp kaynaklanmadıęı varyansta kırılmayı gsteren Uyarlanmıř ICSS testi ile incelenmiřtir. Inclan ve Tiao (1994) stokastik bir srecin kořulsuz varyansındaki deęiřiklikleri test etmek amacıyla yinelenen Birikimli Kareler Metodu'nu (Iterated Cumulative Sums of Squares Method-ICSS) geliřtirmiřtir. Bu test serilerin normal daęıldıęını kabul etmektedir. Ancak zaman serileri genellikle kalın kuyruk ve kořullu varyansta kalıcılıęa sahip bir yapı sergilemektedir. Sanso vd. (2004) yaptıkları alıřmada zaman serilerinin bu zelliklerini dikkate alarak uyarlanmıř ICSS testini geliřtirmiřlerdir. alıřmada kullanılan her  endekste gzlemlenen uzun hafıza varlıęının incelenen dnemde varolabilecek yapısal kırılmalardan meydana gelip gelmedięini belirleyebilmek iin endekslerin normal daęılıma sahip olmadıkları gereęinden hareketle yapısal kırılmaların varlıęı Uyarlanmıř ICSS testi ile arařtırılmıřtır. Yapılan analiz sonucunda endekslerin volatilitesinde herhangi bir yapısal kırılmaya ulařılmadıęı iin test sonularına yer verilmemiřtir. Her  endekste de yapısal kırılmaların bulunmaması, bu endekslerin finansal řoklardan az etkilendiklerini gstermektedir.

### Sonu ve Deęerlendirme

Finansal piyasalarda risk seviyesini en aza indirmek isteyen yatırımcıların yanı sıra aynı zamanda İslami usullere uygun yatırım yaparak kazanç elde etmek isteyen yatırımcılar iin İslami piyasalar bir alternatif olarak grlmektedir. Bu piyasaların karakteristik zellięi olan volatilitte ve finansal kaldıracının dřk olmasından dolayı istikrar ve gven isteyen yatırımcılar tarafından tercih edilmektedir. İslami piyasalarda pozisyon alarak kazanç elde etmek veya riskini dřrmek isteyen yatırımcılar iin bu piyasaların uzun hafıza zellięi sergileyip sergilemedięi ve etkin formda olup olmadıęı nem arz etmektedir. Bu yzden bu alıřmada Trkiye'de bulunan İslami piyasaların uzun hafızaya sahip olup olmadıęı arařtırılmaya alıřılmıřtır. Bu amala BİST'te yer alan Katılım-30, Katılım-50 ve Model Portfy Endeksleri'nin yayınlandıęı tarihten itibaren 11.04.2019'a kadar olan gnlk getiri verileri dikkate alınarak getiri ve volatilitte serilerinde uzun hafıza etkisi ARFIMA-FIGARCH modeli kullanılarak arařtırılmıřtır. Yapılan analiz sonucunda her  endekse ait getiri serilerinin kısa hafıza zellięi sergiledięi, volatilitte serilerinin ise uzun hafıza zellięi sergiledięi bulgusuna ulařılmıřtır. Endekslerin uzun hafıza zellięi sergilemesi bu endekslerin zayıf formda etkin piyasa zellięine sahip olmadıęını gstermektedir. Bu sonulara dayanarak İslami teamllere gre kazanç elde etmek isteyen yatırımcılar endekslere ait gemiř fiyat hareketlerini kullanarak geleceęi tahmin edebilir ve normalin zerinde getiri elde edebilirler. Endekslerde gzlemlenen uzun hafıza zellięinin endekslerin karakteristik zellięinden mi yoksa yapısal kırılmalardan mı kaynaklandıęı Uyarlanmıř ICSS testi ile arařtırılmıřtır. Bu test sonularına gre endekslerin yapısal kırılma iermedięi gzlenen uzun hafıza zellięinin de endekslerin kendi yapısından kaynaklandıęı gzlenmiřtir.

alıřmadan elde edilen sonular Ardiansyah ve Doyum (2011), Ashraf ve Deo (20013), Alsayed (2016)'nın alıřmaları ile uyumlu sonular vermiřtir. Literatrde yer alan alıřmalar incelendięinde bu alıřmaların genellikle uzun hafıza modellerle yapılmadıęı grlmřtir. alıřmanın hem getiri

hem de volatilité serilerinde uzun hafızayı (ikili uzun hafızayı) dikkate alan modellerle incelenmesi çalışmanın özgün tarafını oluşturmaktadır.

Bundan sonraki çalışmalarda ikili uzun hafızayı dikkate alan modellerle uluslararası İslami endekslerde uzun hafıza özelliđi araştırılabilir. Bunun yanı sıra hem geleneksel hem de İslami piyasalarda uzun hafızanın varlığı araştırılarak piyasalar arasında etkinlik düzeyleri açısından karşılaştırmalar yapılarak literatüre ve piyasa aktörlerine katkı sağlanabilir.

### Kaynakça

- ALHABSHİ Syed Musa, RASHİD Hafız Majdi Ab, AGİL Sharifah Khadijah Syed ve AHMED Mezbah Uddin (2017). Financial Reporting of Intangible Assets in Islamic Finance, ISRA International Journal of Islamic Finance. 9(2), 190-195.
- ALİ Sajid, SHAHZAD Syed Javad Hussain, RAZA Naveed ve AL-YAHYAE Khamis Hamed (2018). Stock Market Efficiency: A Comparative Analysis of Islamic and Conventional Stock Markets. Physica A. 1-34.
- ALSAYED Mohammad Saleh (2016). Testing Stock Market Efficiency in the Weak Form: Evidence from the Dow Jones Islamic Indices. The University Of Wollongong in Dubai Faculty of Business Department of Finance and Accounting Doctor of Business Administration Thesis.
- ARDİANSYAH Misnen ve QOYUM Abdul (2011). Testing the Semi-Strong Form Efficiency of Islamic Capital Market with Response to Information Content of Dividend Announcement-A Study in Jakarta Islamic Index. International Conference on Management (ICM 2011) Proceeding.
- ASHRAF Sania ve DEO Malabika (2013). Financial Modelling and Efficiency Diagnosis of Indian Shariah Market. Kuwait Chapter of Arabian Journal of Business and Management Review. 3(2), 19-38.
- ASHRAF Sania ve MARASHDEH Hazem (2018). Efficiency and Memory Dependence of Shariah Equity Markets. Journal of Islamic Economics. 14(1), 192-204.
- BAİLLİE Richard T, BOLLERSLEV Tim ve MİKKESEN Hans Ole (1996). Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Journal Of Econometrics. 74(1), 3-30.
- BEN REJEB Aymen ve ARFAOUİC Mongi (2017). Conventional and Islamic Stock Markets: What about Financial Performance? Journal of Emerging Economies&Islamic Research. 5(3), 45-62.
- BERAN Jan, FENG Yuanhua, GHOSH Sucharita ve KULİK Rafal. (2013). Long-Memory Processes Probabilistic Properties and Statistical Methods. Springer, Berlin.
- BOLLERSLEV Tim (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. Journal of Econometrics. 31, 307-328.
- CAMGÖZ Mevlüt ve ÜLENGİN Burç (2018). İslami Endekslerin Çeşitlendirme Potansiyeli: Eşbütünleşme Yaklaşımı. Kırklareli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi. 7(2), 68-83.
- ÇEVİK Emrah İsmail ve ERDOĞAN Sedat (2009). Bankacılık Sektörü Hisse Senedi Piyasasının Etkinliği: Yapısal Kırılma ve Güçlü Hafıza. Dođuş Üniversitesi Dergisi. 10(1), 26-40.
- ÇEVİK Emrah İsmail (2012). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Etkin Piyasa Hipotezinin Uzun Hafıza Modelleri İle Analizi: Sektörel Bazda Bir İnceleme. Journal of Yaşar University. 26(7), 4437-4454.
- ÇEVİK Emrah İsmail ve TOPALOĞLU Gültekin (2014). Volatilitéde Uzun Hafıza ve Yapısal Kırılma: Borsa İstanbul Örneđi. Balkan Sosyal Bilimler Dergisi. 3(6), 40-55.
- DEWANDARU Ginanjar, RİZVİ Syed Aun R, MASİH Rumi, MASİH Mansur ve ALHABSHİ Syed Othman (2014). Stock Market Co-Movements: Islamic Versus Conventional Equity Indices with Multi-Timescales Analysis. Economic Systems. 38(4), 553-571.

- KHAMLİCHİ El A., SARKAR Kabir, AROURİ Mohamed ve TEULON Frederic (2014). Are Islamic Equity Indices More Efficient Than Their Conventional Counterparts? Evidence From Major Global Index Families. *The Journal of Applied Business Research* 30(4), 1137-1150.
- ENGLE Robert F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*. 50, 987-1080.
- ENGLE Robert F. ve BOLLERSLEV Tim (1986). Modelling the Persistence of Conditional Variances. *Econometric Reviews*. 5, 1-500.
- FAMA Eugene (1970). Efficient Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*. 25, 1181-1185.
- FAMA Eugene (1991). Efficient Capital Markets II. *Journal of Finance*. 46, 1575-1617.
- GEWEKE John ve PORTER-HUDAK Susan (1983). The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models. *Journal of Time Series Analysis*. 4, 221-238.
- GRANGER Clive William John (1966). The Typical Spectral Shape of An Economic Variable. *Econometrica*. 34, 150-161.
- GRANGER Clive William John ve JOYEUX Roselyne (1980). An Introduction to Long-Memory Time Series Models And Fractional Differencing. *Journal of Time Series Analysis*. 1(1), 15-29.
- HOSKİNG Jonathan R. (1981). Fractional Differencing. *Biometrika*, 68(1), 165-176.
- HURST Harold Edwin (1951). Long Term Storage Capacity of Reservoirs. *Transactions of the American Society of Civil Engineers* 116, 770-799.
- INCLAN Carla ve TİAO George C. (1994). Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance. *Journal of the American Statistical Association*. 89, 913-923.
- JAWADİ Fredj, JAWADİ Nabila ve İDİ CHEFFOU Abdoulkarim (2015). Are Islamic Stock Markets Efficient? A Time-Series Analysis. *Applied Economics CNRS*. 47(16), 1-20.
- KABBANİ Abdul Latif (2016). Efficiency of Bursa Malaysia: Analysing Islamic Indices and Their Counterparts. *Universidade Catolica Portuguesa Master Thesis in Finance*.
- KARHULA Markus (2010). Performance of Islamic Ethical Investment: Comparative Study of Dow Jones Islamic Market Index and Dow Jones World Index in Times of Financial Crisis, University of Vaasa Faculty of Business Studies Department Of Accounting and Finance Master Thesis.
- KUTLU Sinem ve YURTTAGÜLER İpek M. (2014). Türkiye'de Reel Döviz Kurlarının Uzun Hafıza Özellikleri: Kesirli Bütünleşme Analizi. *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*. 36(1), 373-389.
- KUMAR Dilip (2014). Long Memory in the Volatility of Indian Financial Market: An Empirical Analysis Based on Indian Data.
- LARDİC Sandrine ve MİGNON Valerie (2004). Term Premium and Long-Range Dependence in Volatility: A FIGARCH-M Estimation on Some Asian Countries. *Journal of Emerging Market Finance*. 3(1), 1-19.
- LO Andrew W. (1991). Long Term Memory in Stock Market Prices. *Econometrica*, 59, 1279-1313.
- MANDELBROT Benoit B. (1972). Statistical Methodology For Nonperiodic Cycles: From the Covariance to R/S Analysis. *Annals of Economic and Social Measurements*. 1, 259-290.
- MASA Argel S. ve DİAZ John Francis T. (2017). Long-Memory Modelling and Forecasting of the Returns and Volatility of Exchange-Traded Notes (ETNs). *Margin-The Journal of Applied Economic Research*. 11(1), 23-53.
- QOYUM Abdul, MARDİYA Milzamalhaq ve SAKTİ Muhammad Rizky Prima (2017). Indonesian Capital Market Efficiency: Islamic vis-a-vis Conventional. *Journal of Economics and Business*. 2(3), 283-316.

- ÖZDEMİR Arife, VERGİLİ Gizem ve ÇELİK İsmail (2018). Döviz Piyasalarının Etkinliği Üzerinde Uzun Hafızanın Rolü: Türk Döviz Piyasasında Ampirik Bir Araştırma. BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi. 12(1), 87-107.
- SAKARYA Şakir, ZEREN Feyyaz ve AKKUŞ Hilmi Tunahan (2018). Zayıf Formda Piyasa Etkinliğinin Katılım Endekslerinde Test Edilmesi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama. AKÜ İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 20(1), 101-113.
- PHİLLİPS Peter C. B. (1999a). Discrete Fourier Transforms of Fractional Processes. Unpublished Working Paper 1243. Cowles Foundation for Research in Economics. Yale University.
- PHİLLİPS, Peter C. B. (1999b). Unit Root Log-Periodogram Regression. Unpublished Working Paper 1244. Cowles Foundation for Research in Economics. Yale University.
- SANSO Andreu, ARAGO Vicent ve CARRİON Josep Lluís (2004). Testing for Changes in the Unconditional Variance of Financial Time Series. Revista de Economia Financiera. 4, 32-53.
- SAĞLAM Hadi (2009). İslam Hukukuna Göre Sigorta-Riba ve Faiz İlişkisi Görüşlerinin Değerlendirilmesi. Hukuk, Ekonomi ve Siyasal Bilgiler Aylık İnternet Dergisi.
- SETİANTO Rahmet Heru ve ABDUL MANAP Turkhan Alı (2015). Examining the Islamic Stock Market Efficiency: Evidence from Nonlinear ESTAR Unit Root Tests. Indonesian Capital Market Review. 7(1), 15-24.
- URAL Mert ve KÜÇÜKÖZMEN Coşkun (2011). Analyzing the Dual Long Memory in Stock Market Returns. Ege Akademik Bakış. 11(Özel Sayı), 19-28.
- WOJTOWICZ Tomasz ve GURGUL Henryk (2009). Long Memory of Volatility Measures in Time Series, Operations Research and Decisions. Wroclaw University of Technology, Institute of Organization and Management. 1, 37-54.
- YANPAR Atila (2015). İslami Finans İlkeler, Araçlar ve Kurumlar (2. Baskı). İstanbul: Scala Yayıncılık.
- YÜCEL Öykü (2016). Finansal Piyasa Etkinliği: Borsa İstanbul Üzerine Bir Uygulama. International Review of Economics and Management. 4(3), 107-123.






#### **İnternet Kaynakları**

[www.katilimendeksi.org](http://www.katilimendeksi.org), Erişim Tarihi: 24.05.2019

[www.tkkb.org.tr](http://www.tkkb.org.tr), Erişim Tarihi: 21.05.2019.

## A SYSTEM DYNAMIC APPROACH FOR DETERMINATION OF OPTIMAL MONETARY POLICY DURING THE COVID-19 ECONOMIC CRISIS: A CASE OF TURKEY

### SİSTEM DİNAMİĞİ YAKLAŐIMI İLE COVID-19 EKONOMİK KRİZİ SIRASINDA OPTİMAL PARA POLİTİKASININ BELİRLENMESİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Oya ÖZTÜRK\*   
Selçuk GERLİKHAN\*\*   
İlhan KANUŐAĞI\*\*\*   
Can ÖZCAN\*\*\*\*   
Zehra Vildan SERİN\*\*\*\*\* 

#### Abstract

Starting from mid-March 2020, Covid-19 outbreak spread across the world, the implementation of the social distance and closing the country borders led to the shutdown of economic activities and bring uncertainties for financial markets. Uncertainties have caused a decrease in global risk appetite and resulted to important portfolio outflows from emerging countries. In this process CBRT has started to adopt monetary expansion measures through rate cuts asset purchases to stimulate the financial markets. In this context, this article aims to explore the effects of expansionary monetary policies of CBRT on economic growth, inflation and financial stability in Turkey with a holistic approach. Using a dynamic model, two scenarios were developed covering the

\* Res. Ass., Hasan Kalyoncu University, Institute of Social Sciences, Department of International Trade and Logistics, Ph.D. Student, Gaziantep, Turkey. E-mail: oya.ozturk.2018@gmail.com, ORCID: 0000-0002-3507-4865

\*\* Hasan Kalyoncu University, Institute of Social Sciences, Department of Economics, Ph.D. Student, Gaziantep, Turkey. E-mail: selcuk.gerlikhan@bayteks.com, ORCID: 0000-0002-8292-149X

\*\*\* Lec., Hasan Kalyoncu University, Vocational High School, Department of Banking and Insurance, Gaziantep, Turkey. E-mail: ilhan.kanusagi@hku.edu.tr, ORCID: 0000-0002-0589-1389

\*\*\*\* Res. Ass., Hasan Kalyoncu University, Institute of Social Sciences, Department of International Trade and Logistics, Ph.D. Student, Gaziantep, Turkey. E-mail: can.ozcan@hku.edu.tr, ORCID: 0000-0002-9894-1102

\*\*\*\*\* Prof. Dr., Hasan Kalyoncu University, Faculty of Economics, Administrative and Social Sciences, Department of International Trade and Logistics, Gaziantep, Turkey. E-mail: zvildan.serin@hku.edu.tr, ORCID: 0000-0002-5514-7910



period from January 2010 to May 2020. In the first scenario, when monetary expansion policy is implemented, it is assumed that the policy rate and required reserves will not change, but a growth-oriented policy will continue. In the second model, a tight monetary policy, foreign capital inflow and, if necessary, a foreign currency intervention scenario was designed. It was observed that an expansionary monetary policy scenario that is not based on external resources did not fully realize the expected economic recovery. The findings obtained in the second scenario are more effective than the first scenario. Besides that, the second scenario is found more effective on growth, inflation and financial stability.

**Keywords:** Expansionary Monetary Policy, System Dynamics Modeling, Simulation, CBRT, Turkey, Covid-19.

**Jel Codes:** F42, F43, G18, G28, H12

## Öz

Covid-19 virüsünün ortaya çıkmasıyla birlikte küresel çapta sosyal mesafe kuralı uygulanmaya başlanmış, sınırlar kapatılmıştır. Halen devam eden bu salgın, küresel ticaretin durmasına, küresel tedarik zincirinin kopmasına, işyerlerinin kapatılmasına, işsizliğe yol açmaktadır. Bu süreçte, merkez bankaları muhtemel bir ekonomik küresel finansal krizi önlemek için parasal genişleme programlarına yönelmişlerdir. Bu bağlamda bu makale Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB) uyguladığı parasal genişleme politikalarının etkilerini bütüncül bir yaklaşımla incelemeyi amaçlamaktadır. Dinamik bir model kullanılarak, Ocak 2010'dan Mayıs 2020'ye kadar olan dönemi kapsayan iki senaryo geliştirilmiştir. Seçilen veriler; zorunlu karşılık, politika faiz oranı, enflasyon, emisyon hacmi, USD / TL döviz kuru, hazine bonusu değişimi, cari işlemler dengesi, doğrudan yatırımlar, merkez bankası döviz rezervlerini kapsamaktadır. İlk senaryoda, Merkez Bankası parasal genişleme politikasını uygulandığında politika faizinin ve zorunlu karşılıkların değişmeyeceği, ancak büyümeye yönelik bir politikanın devam edeceği varsayılmaktadır. İkinci modelde, sıkı para politikası, yabancı sermaye girişi ve gerektiğinde yabancı paraya müdahale senaryosu tasarlanmıştır. Sistem düşüncesine dayanan önerilen modelde Stella yazılımı kullanılmıştır. Dış kaynaklara dayalı olmayan genişletici bir para politikası senaryosunun beklenen ekonomik toparlanmayı tam olarak gerçekleştirmediği görülmüştür. İkinci senaryoda elde edilen bulgular ilk senaryoya oranla daha etkindir; büyüme, enflasyon ve finansal istikrar üzerinde daha optimal sonuçlar elde edilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Genişletici Para Politikası, Sistem Dinamiği Modellemesi, Simülasyon, TCMB, Türkiye, Covid-19.

**Jel Kodlar:** F42, F43, G18, G28, H12

## Introduction

The spread of the virus to the whole world emerging in China has caused countries to resort various measures such as quarantines and restrictions. Production and transfers have almost stopped due to such measures which caused unpredictable processes. Additionally, uncertainty of the processes made people and markets worried. These quarantines and uncertainty caused huge shocks in consumption in addition to the cessation of production. While people experience hesitation about spending and consumption, countries are also concerned with ensuring circulation. Therefore, the world faced a mutual supply-demand shock. Almost all countries faced economic crises due to quarantines and cessation of production because of the virus. In order to overcome this global economic crisis, countries have taken and continue to take various economic measures. Various precautions

have been taken in previous global economic crises, some have been successful, and some have failed. As observed in previous economic crises as a result of the rapid collapse in the financial markets and the high shrinkage in the economies, the conventional monetary policy instruments were insufficient in the face of the efforts of the developed countries to restore financial stability and the protection of the developing countries from the negative effects of the fluctuations in the capital movements. Therefore, central banks have shifted from conventional policies to unconventional policies such as quantity expansion, interest commitment and interest rate corridor (Yılmaz, 2019). Following 2008 global financial crisis, central banks have been started to implement unconventional policies in order to prevent economic recession which is occurred in the world. While the concept of flexible inflation targeting as emerged instead of inflation targeting, conventional policies started to lose their effectiveness. Financial variables such as stock prices and various measures of credit have experienced large boom-and-bust cycles, with an average duration much longer than that of standard business cycles. The boom-and-bust cycle ending with the Great Recession is an iconic example of how the pursuit of price stability may not be sufficient to achieve real economic activity stability in the presence of financial disturbances (Furlanetto et al., 2020). The optimism of monetary policies repeating flexible price allocations is the cornerstone of modern macroeconomic theory (Angelatos & Laò, 2012).

Unconventional policies contain comprehensive measures and tools to ease financial conditions. The CBRT reviewed the inflation targeting regime within the framework of the new monetary policy that it has implemented as of 2010, which takes into account macroeconomic risks, and adopted financial stability as a supportive goal and developed additional tools for this purpose. The new policy program is designed to strengthen the resilience of the economy to the fragilities (Yılmaz, 2019). Households' precautionary saving response to uninsured unemployment risk may generate substantial aggregate volatility relative to a hypothetical situation of perfect insurance. Uninsured unemployment risk also affects the optimal response of the policy rate to productivity shocks in important ways (Challe, 2020).

System dynamics which is a computer simulating technique is created in 1956 in order to control of industrial system. Then System Dynamics Approach started to use the problems of social systems (Radzicki, 2008). System Dynamics Models are created by defining and combining relevant parts of a system structure and simulating the behavior that this structure produces (Sansarçı et al., 2014a). This model consists of stocks, flows and auxiliary variables (Bahri, 2008). The stock variables collect the flow variables which are linked the flow variable. Flow variables depend on time, and they could affect by stock variables. Flow variables are variables that take different values over time and can also be affected by in-model stock variables. The interactions between these stock-flow variables add intrinsic dynamism to the model. Auxiliary variables are variables that affect the degree and direction of this interaction. According to Garaa the system dynamics model starts with an effort to understand the system of forces that has created a problem and continues to sustain it. A computer model constructed and used by an economic policymaking group may have the following advantages (Garaa, 2006b):

- It requires economic policymakers to improve and complete fully the rough mental sketch of the causes of the problem that they inevitably have in their heads.

- In the process of formal model-building the builders discover and resolve various self-contradictions and ambiguities among their implicit assumptions about the problem.
- Once the model is running, even in a rudimentary fashion, logical “bootstrapping” becomes possible.
- Once an acceptable standard of validity has been achieved formal policy experiments reveal quickly the probable outcomes of many policy alternatives and “what if” situations can be explored.
- An operating model is always complete, though in a sense never completed. Unlike many planning aids, which tend to be episodic and terminal, a model is organic and iterative.
- Sensitivity analysis of the model reveals the areas in which genuine debate is needed and guides empirical investigation to important questions.
- A model can be used to communicate with people who were not involved in building the model.
- The purpose of this study is to analyze the impact of the monetary policies implemented during the global economic crisis caused by Covid-19 pandemic on Turkey. Accordingly, system dynamics model and simulations were used in the analysis.

## 1. Literature

Atılğan indicated that the main reason of implementation of quantity easy policies is political factors for countries that have both political and economic instability (Atılğan, 2009). Kesbiç et al. stated that the effect of budget deficits on monetary growth depends on the attitudes of financial authorities, regardless of the financing method applied. Financial authorities can choose to adapt to the increase in the budget deficit, by allowing or not to expand the money supply. Focusing on short-term costs, regardless of medium and long-term risks, is a dangerous strategy. Transactions that seem inexpensive may pose major risks to the treasury’s and thus the government’s debt repayment ability over the long term (Kesbiç et al., 2005).

According to Ergin Ünal and Yetiz (2017), following the 2008 global crisis, Federal Reserve Bank started to apply zero interest rate and finally negative interest rate policies. However, these policies could increase the risk of financial instability. In this context, the study conducted a review on the theoretical infrastructure, possible outcomes, and expectations for interest rate decisions, which is one of the monetary policy measures taken by the central banks of the country after the global crisis. (Ergin Ünal & Yetiz, 2017).

Aslan et al. spoke of the existence of a bidirectional causality relationship between short-term capital movements and the real exchange rate. While short-term capital movements affect the real exchange rate, the real exchange rate has an effect on short-term capital movements (Aslan et al., 2014). The exchange rate is an important relative price in international finance. The exchange rate is closely associated with the Government’s budget policy should also be noted that there is a significant effect

on net exports in Turkey's economy (Gülcan & Bilman, 2005). It has also been shown that the widening effect of a certain increase in money supply will always be more than a flat rate if the country has a floating exchange rate (Fleming, 1962).

Liviatan, 1981; examines the effect of the change in the monetary expansion rate on real exchange rate dynamics under completely flexible domestic prices and floating exchange rates. The model created in the study is based on the consumers having an infinite planning horizon and perfect foresight in the long run. One of the main findings is that the increase in the monetary expansion rate has the effect of creating real appreciation of the exchange rate and distortion of the balance of payments (Liviatan, 1981).

Husain and Mahmood, 1999; tried to examine the causal relationship between money supply and stock prices in Pakistan's economy, using monthly data between June 1991 to June 1999 and applying Common Integration and Error Correction Models. The co-integration analysis revealed that in general, there is a long-term relationship between money supply and stock prices. The Error Correction Model confirmed the long-term relationship between stock prices and M2 and showed a one-way causality from M2 to stock prices. The model also shows evidence of the short-term effects of M2 on stock prices. The analysis showed that the stock market is not efficient in terms of money supply (Husain & Mahmood, 1999).

According to Barlas and Kaya, 2013; following the global financial crisis, with the understanding that lowering interest rates is not enough to revive shattered economies, developed countries have started to use unconventional tools that lead to excessive liquidity on a global scale to alleviate monetary policies. From this point of view, in this study, it analyzed how capital flows to emerging markets are affected by these recent monetary policy actions of developed countries and investigated the determinants of capital flows under a portfolio investment portfolio (Barlas & Kaya, 2013).

Kang et al. examined the effect of the rapid expansion of China's money supply on the US dollar within the framework of monetary models of exchange rates. Using the global data for 1996, they developed non-exemplary estimates for the US dollar exchange rate, using price level, output and interest rates, and money supply data for the USA, China and the rest of the world (Kang et al., 2016).

The aim of Garaća's study is to present the simulation model of the national macroeconomic system. The study focuses on developing a simulation model rather than proposing some concrete macroeconomic policies, although it includes experiments with some simple scenarios on monetary policy. The model primarily focuses on changes in GDP, external debt and budget deficit, based on the main problems of the Croatian economy. The market is at the center of the model and the market balance is achieved at the total supply and demand level expressed in quantities. This model also includes the basic accompanying income and expense categories and sub-model of government budgeting, as well as employment, debt financing, inflation and exchange rate sub-models. The conclusion of the article provides a simulation experiment that follows a simple scenario regarding government budget deficit financing (Garaća, 2006a).

In their study conducted in 2005, Öner et al. established a simulative model by using many current variables associated with 6 stock parameters (Competitiveness, CBRT Foreign Exchange Reserves, National Credibility, Foreign Investment, Unemployment, Economic Mobility Level) and the

data set of the auxiliary variables between 1991-2002. With this model, a macro change that will occur as a result of the decisions made by economic actors until 2023 is simulated (Öner et al., 2005).

Sansarcı et al. argued that there is an empirical negative correlation between wage inflation and unemployment rate. This link is called the Phillips Curve, and this negative link between inflation and the unemployment rate is considered a trade-off (Sansarcı et al., 2014a). However, Sansarcı et al. with their study, they have made it open to debate that the interpretation of the trade-off is wrong and there is an out-of-balance account of the empirical inverse relationship (Sansarcı et al., 2014b).

In Bahri's work, a model was established with the system dynamics approach. In the model, the decisions taken to reach the "2030 Vision" planned by Indonesia as an advanced economic power are simulated. Thus, an analysis made with a system dynamics approach reveals that if the development is aimed at increasing the economic growth of Indonesia by increasing technology development investments, the Indonesian economy has the chance to realize its 2030 vision. It has shown that doing business as usual in the Indonesian economy will not be enough to guide Indonesia's achievement of the 2030 vision (Bahri, 2013).

## 2. Materials and Method

The established model consists of 4 sectors formed by 4 different economic decision-making units and 2 separate sectors and 1 module that react with the interactions of these decision-makers. These are households (consumers), firms, public central bank, external realm transactions, money markets and economic indicators module.

Quarterly data of required reserves, policy rate, inflation, emission volume, USD / TL exchange rate, central bank bond stock change, current balance, direct investments, central bank foreign exchange reserves data were used between 1 January 2010 and May 2020 in the scenarios. In the first scenario, it is assumed that when the Central Bank implement monetary expansion policy, the policy rate and required reserves will not change, but a growth-oriented policy will pursue. \$15 billions of sales will be made from net foreign currency reserves to money markets to support monetary expansion. In the second modeling, a scenario where a tight monetary policy is implemented, focusing on inflation targeting and accessing international financing resources in the long term, and intervening in foreign currency when necessary, has been designed. An interactive system dynamics model of the Turkish Economy was obtained by adding an interface to the model to apply the desired scenarios. In the first scenario, it is concluded that inflation and monetary losses. The exchange rate, which was at the level of \$ 6.90 / TL at the beginning of the crisis, reached 12.20 at the end of 3 years.

The functioning of the model is as follows. A relationship has been established between households, firms and the public sectors, with the expenditure of one being the income of the other two. For example, households, i.e. consumers' expenditures, return to firms as revenue, and to the public as consumption tax revenues. Public revenues, on the other hand, return to households and firms as infrastructure investments and wage payments (social transfers). Firms, on the other hand, spend their current yield in the form of wages, taxes, raw materials and investments, and return to other sectors. Since one person's debt is another's asset, creditors have to be induced to spend less by high real interest rates (Benigno et al., 2020).

Expenditure and income cycles of firms, public and household are given in the figure 1a-1b and 1c.

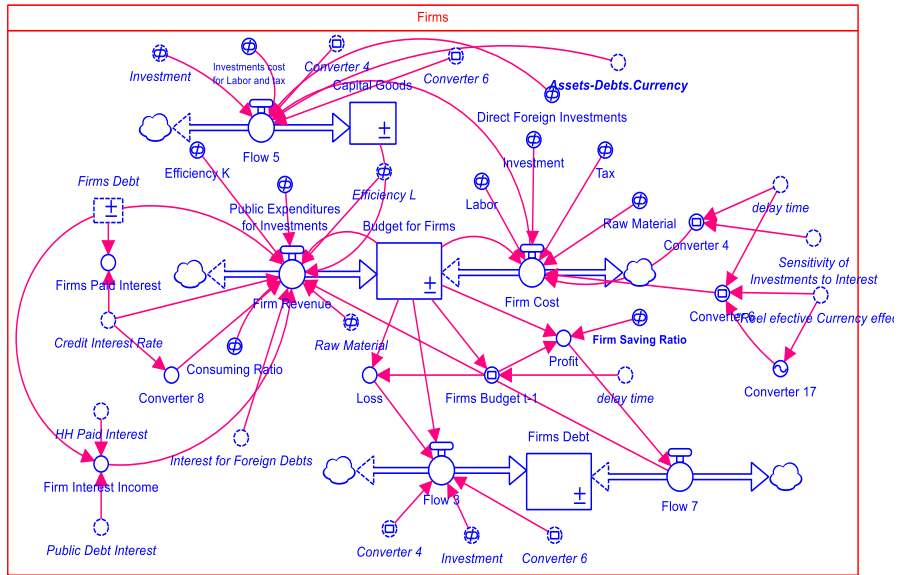


Figure 1a. SDMEM Top Structural Diagram (Level 1)

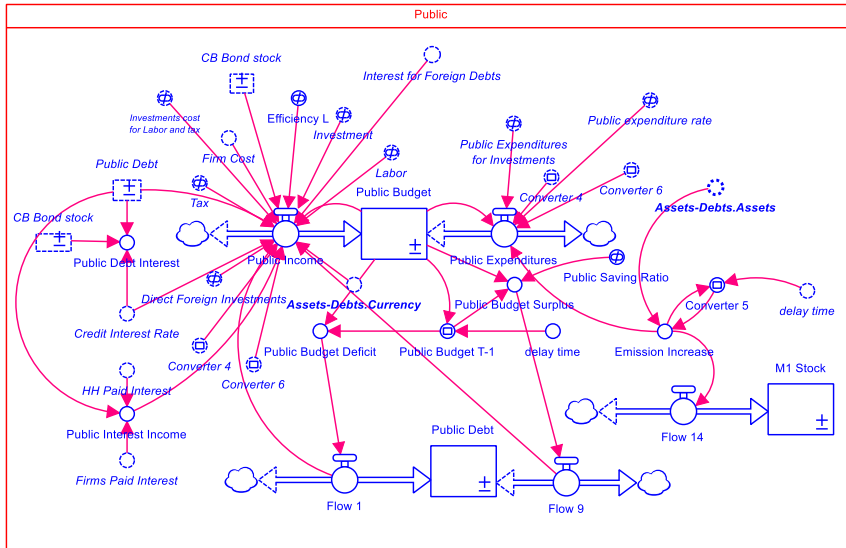


Figure 1b. SDMEM Top Structural Diagram (Level 1)



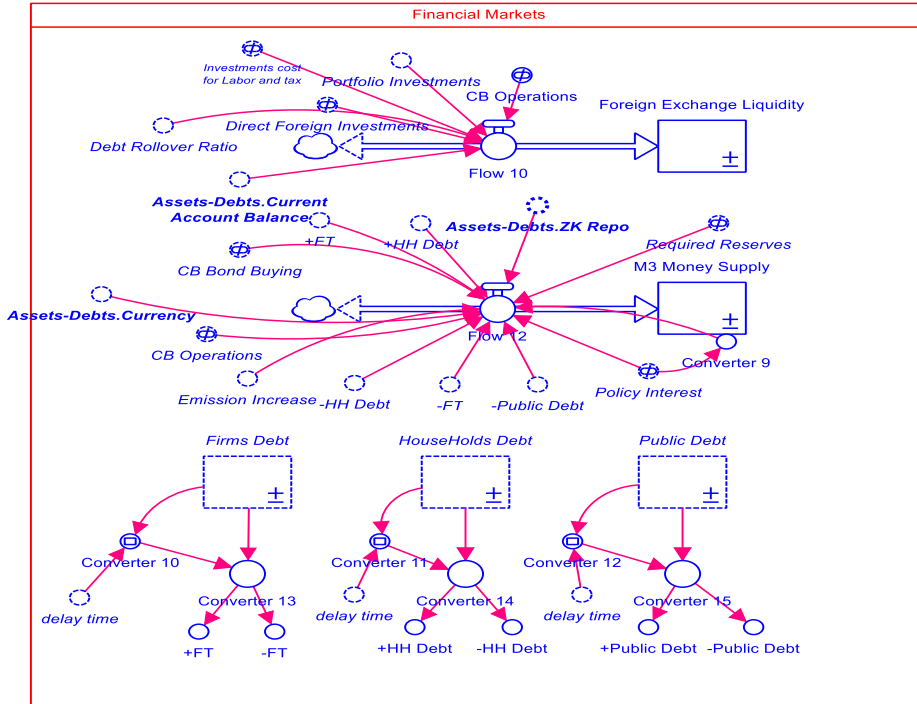


Figure 2a: Economic Agents Expressed as Sectors

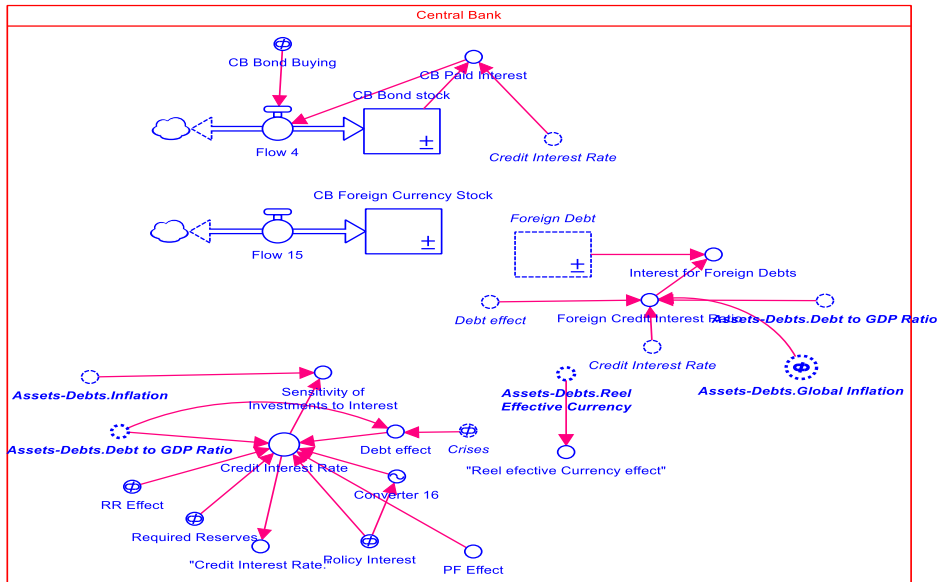


Figure 2b: Economic Agents Expressed as Sectors



In Figure 2a-2b, the interactions of the Central Bank's monetary policy (liquidity management, funding rate) on loan rates, monetary base and market FX liquidity are seen.

Other Sectoral Representations are given in the Figure 3 as follows.

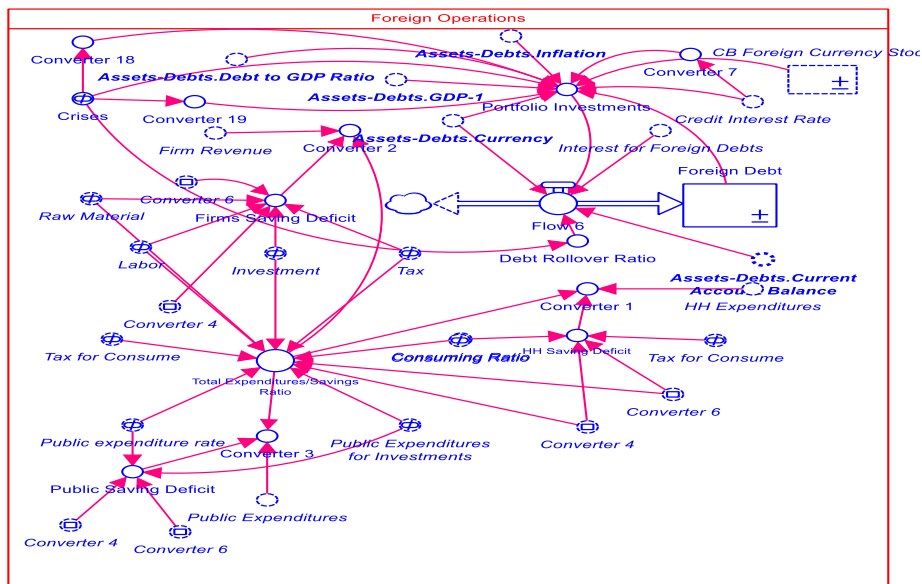


Figure 3: Other Sectoral Representations

Figure 3 shows the change in the external debt stock through the outflow of portfolio investments in case of triggering possible crises. The risk level increases when the crisis button is pressed or the ratio of external debts to net foreign exchange reserves increases. Direct investments from abroad are shown in the model with the variable of direct investments in the firms' sector. Total Factor Productivity (assuming that the level of technology does not change in the current period) is shown with capital and labor productivity rates. Credit interest rates affect investments, and the real effective exchange rate affects all spending in sectors. As the prices of imported goods will increase relatively at a falling real effective exchange rate, consumption expenditures decrease, and the current balance is positively affected. The real effective exchange rate changes according to the domestic, foreign inflation difference and the current period and the exchange rate difference of the previous period. International inflation data is used as 3% annually in simulations.

### 3. Result of the Model

After the model framework is created, model has been calibrated by using the three months Turkey's economy data between January 2010 May 2020. What is meant by the calibration of the model is to be able to determine the values of the auxiliary variables that form the degrees of causality relationships established with the stock and flow variables in the relevant period. These auxiliary value

variables are used by accepting that they do not change when future simulations are made and support the reality level of the model. The game interface to be used for models and simulations has been created using software used in the system dynamics field called STELLA.

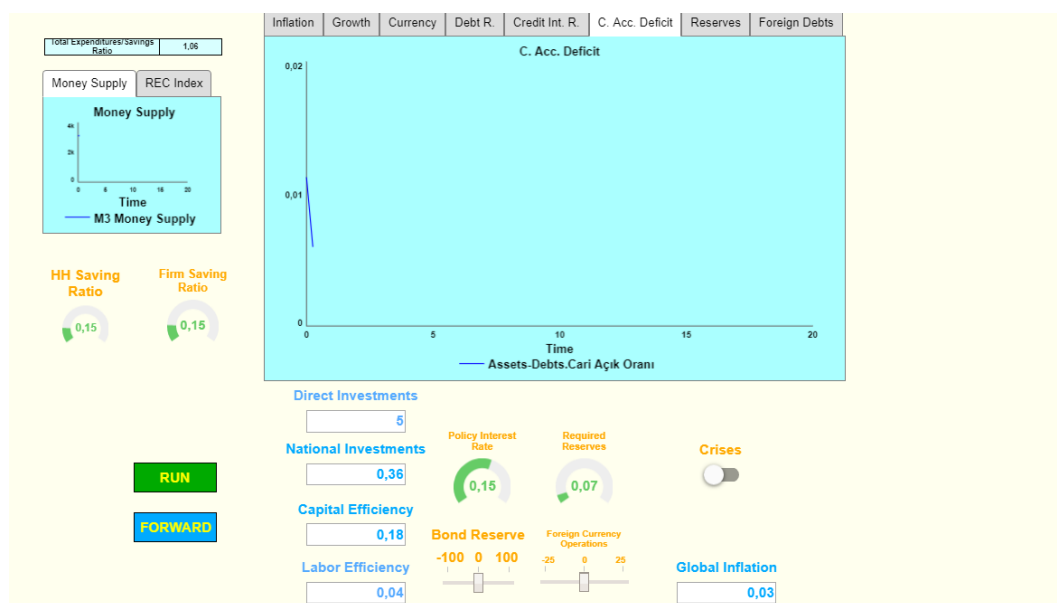
Quarterly flow variables used for calibration are: Model calibration has been made by using reserve requirements, policy rate, inflation, emission volume, USD / TL exchange rate, central bank bond stock change, current balance, direct investments, central bank foreign exchange transactions, net deficit values. The data were obtained from the CBRT electronic data distribution system. Variables used as benchmarks in calibration are M3 Money Supply, interbank loan interest rate and portfolio investment level. Calibration results are shown in table 1.

**Table 1:** Calibration Results

Method	maxiter		init_step		tolerance	
Powell	5000		1		0,00001	
Payoff:	Payoff					
Action	minimize					
Kind	Calibration					
Element	M3	Money	Credit	Interest	Portfolio Investments	
Weight	Supply		Rate		0,005	
Comparison Variable	M3	Money	Credit	Interest	Portfolio Investments	
Comparison Run	Supply		Rate		Data	
Comparison Type	Data		Data		Data	
Comparison Tolerance	Squared Error		Squared Error		Squared Error	
	0,0001		0,0001		0,0001	
Parameter:	PF Effect	ZK Effect	Productivity K	Productivity L	Investment	
min_value	0	0	0	0	0	
max_value	1	1	1	1	1	
scaling	1	1	1	1	1	
	PF Effect	ZK Effect	Productivity K	Productivity L	Investment	Payoff
Starting at	0,447505	0,64619124	0,010526271	0,0083418	0,25593016	
After 73 runs	0,4169358	0,49520498	0,179549748	0,0449193	0,36038726	5,75754

The values calculated as a result of the calibration are the labor coefficients of the interest rate and the required reserves on the loan interest rates in the relevant period. These values are the basic values to be used in simulations.

In the simulation interface, there are foreign direct investments, domestic investments, labor and capital efficiencies, savings rates and global inflation level with the Central Bank monetary policy console. In macroeconomic indicators, inflation, growth, exchange rate, domestic and foreign debt ratio to GDP, loan interest rates, current balance level, foreign exchange reserves, foreign debt level, M3 money supply and real effective exchange level. Using this interface, two different scenarios can be simulated to determine which monetary policy will be more accurate. Simulations will be made for a twelve-quarter period, and in the second quarter, risk perception will be increased by pressing the crisis button due to COVID-19 disease. The effects of this crisis will continue for five quarters, and the economy will be managed without the effects of the global crisis in the next six quarters. The model's initial values (foreign currency stock, foreign debt stock, M3 money supply, etc.) were validated based on the beginning of May 2020.



**Figure 4.** The Interface Designed for The Model

Against the crisis in the first scenario, the central bank will make monetary expansion by purchasing 100 billion TL of bonds. It will follow a growth-oriented policy rather than inflation targeting by forcing the loan rates to be low by not changing the policy rate and required reserves. In order to support monetary expansion, 15 billion dollars will be sold from net foreign exchange reserves to money markets.

In the second scenario, a monetary policy, which was kept tight in line with the inflation target and reached long-term international financing resources, and where required foreign currency

intervention in the money markets, was followed. The funding in question is such that \$ 50 billion will enter central bank reserves with the onset of the crisis. These sources will intervene in the markets with \$ 20 billion and bond purchases will be made with TL 50 billion.

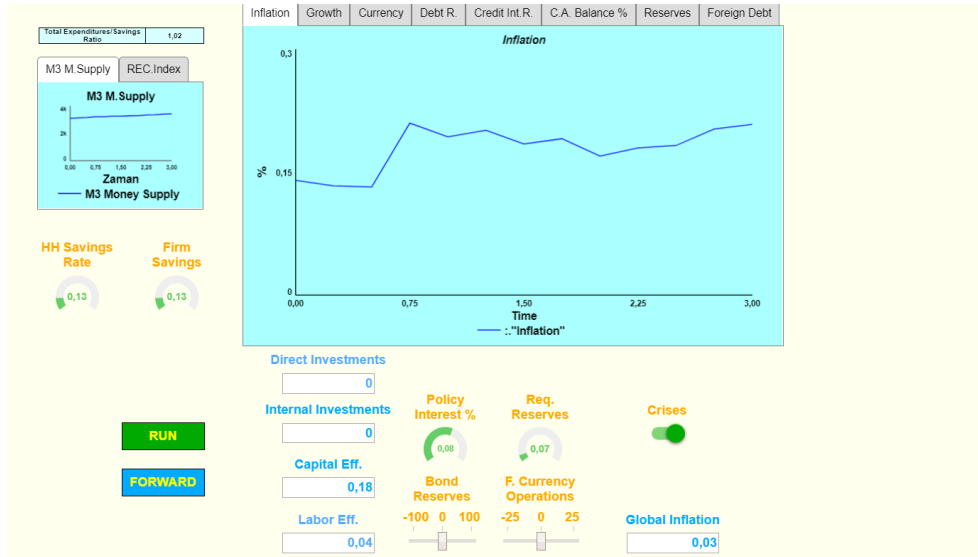


Figure 5. Interface View for the First Scenario

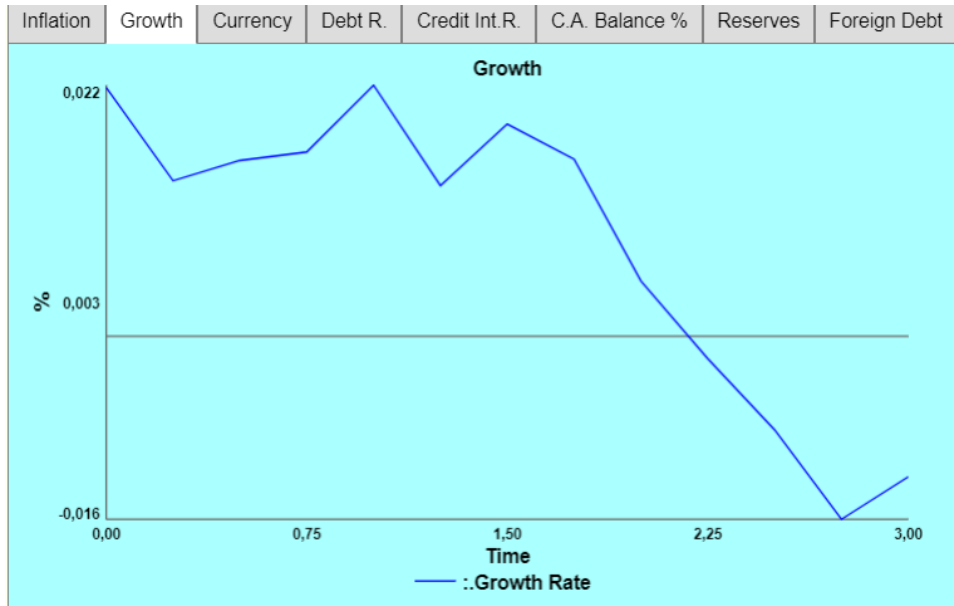


Figure 6. Growth Rate for the First Scenario

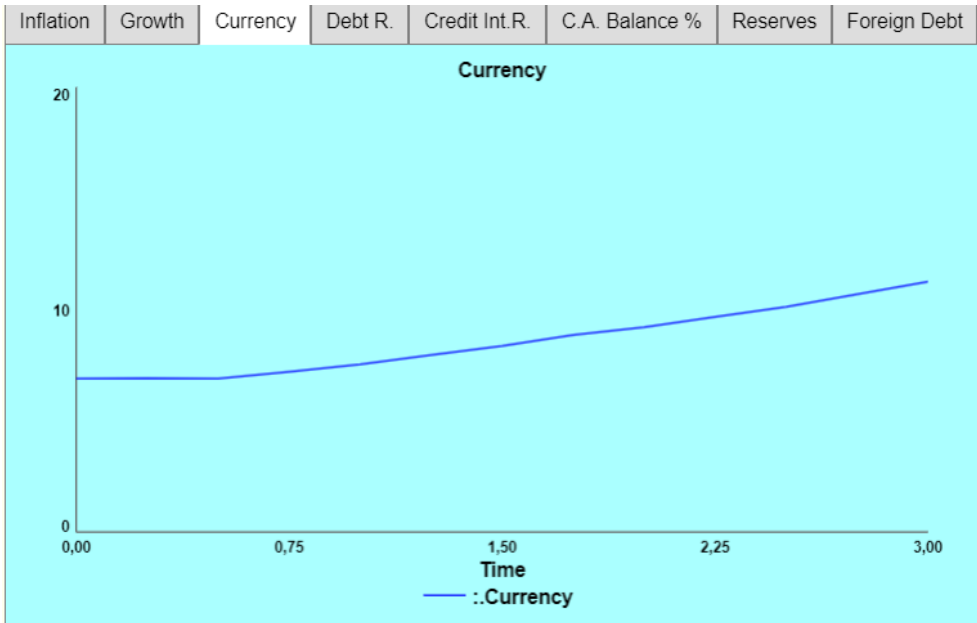


Figure 7. \$ / TL Exchange Level for the First Scenario

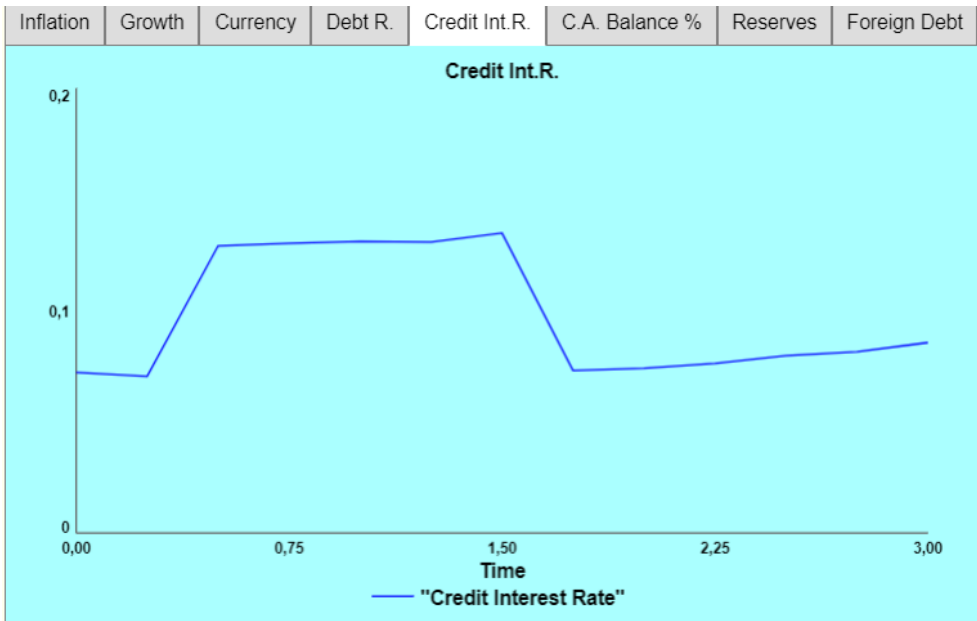
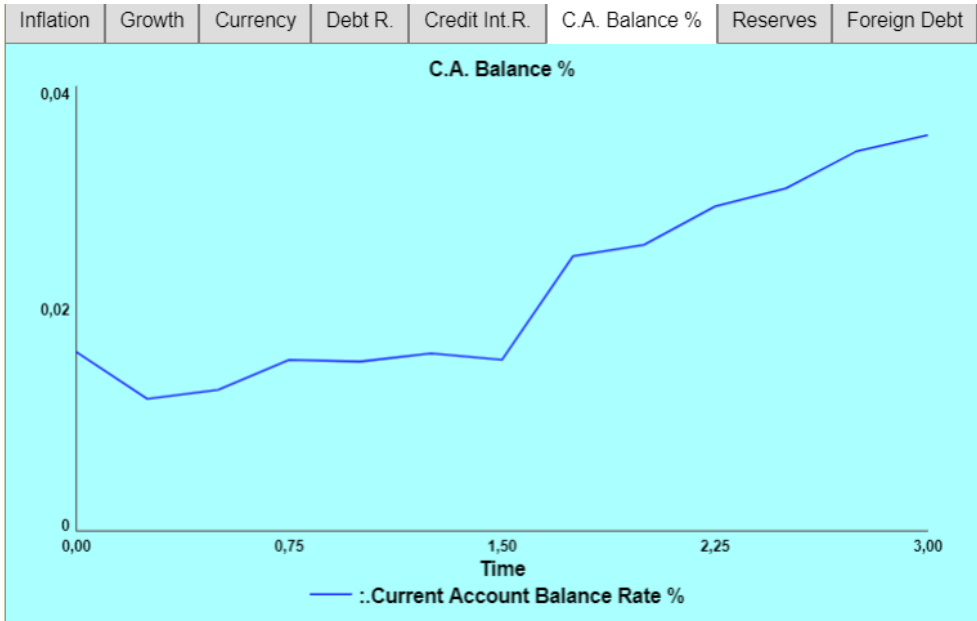
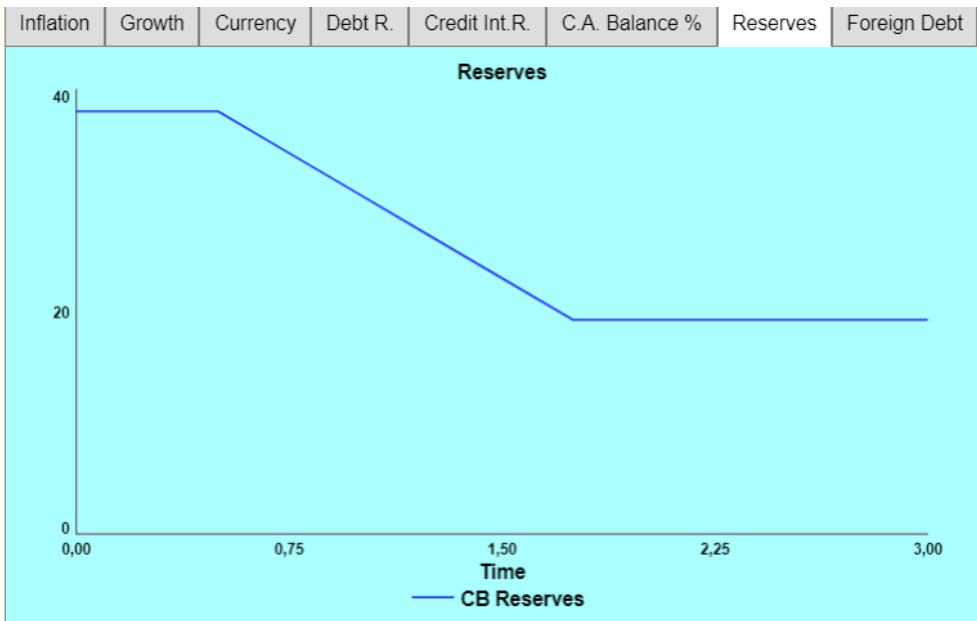


Figure 8. Loan Interests for the First Scenario



**Figure 9.** Current Balance for the First Scenario



**Figure 10.** Central Bank Net Foreign Exchange Reserves Change for the First Scenario

As can be seen from the graphs, with the beginning of the crisis, the growth rates were stabilized around 1.5% despite the monetary expansion and foreign exchange liquidity to the markets. With the end of the effects of the crisis, these enlargements were stopped, and despite the return of the normal domestic investment environment and direct investments, the transition from the growth zone to the negative zone. This may be because portfolio flows continue to rise, increasing the \$ level and holding inflation above 23% during and after the crisis, as interest rates are kept below inflation. The high inflation level and monetary expansion keep import demand alive, and the current balance is increasingly open during and after the crisis. This is another reason for pressure above the exchange rate. The exchange rate, which was at the level of \$ 6.90 / TL at the beginning of the crisis, reached 12.20 at the end of 3 years. In addition, net foreign exchange reserves decreased by \$ 15 billion to \$ 23 billion from \$ 38 billion. This decrease in net reserves is another factor that nourishes the perception of risk.

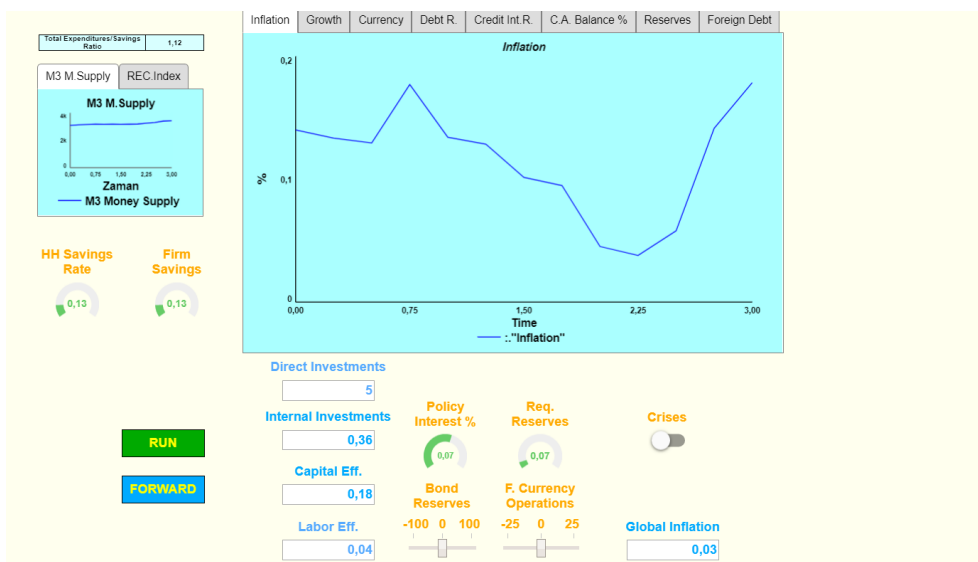
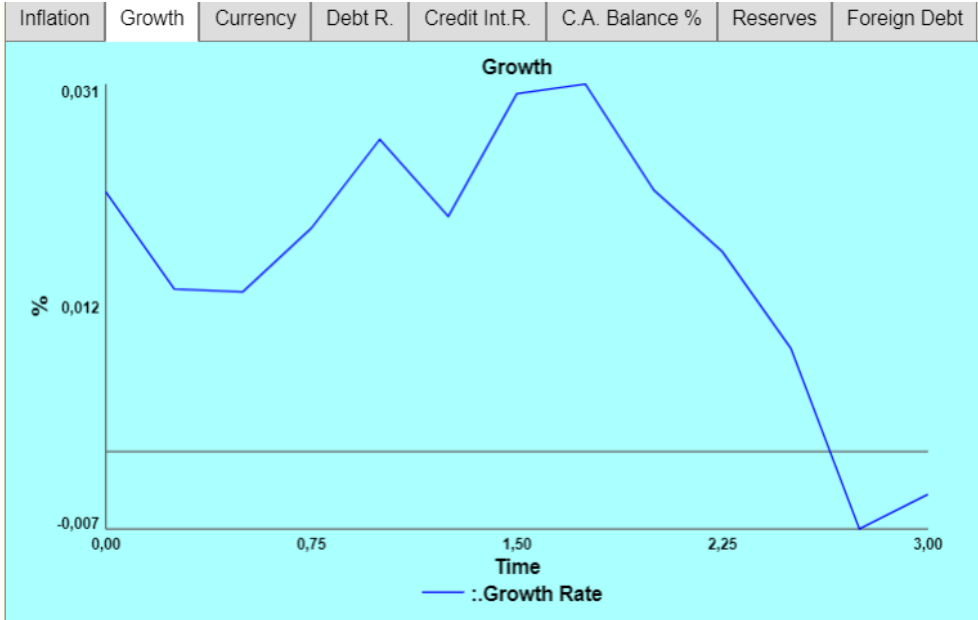
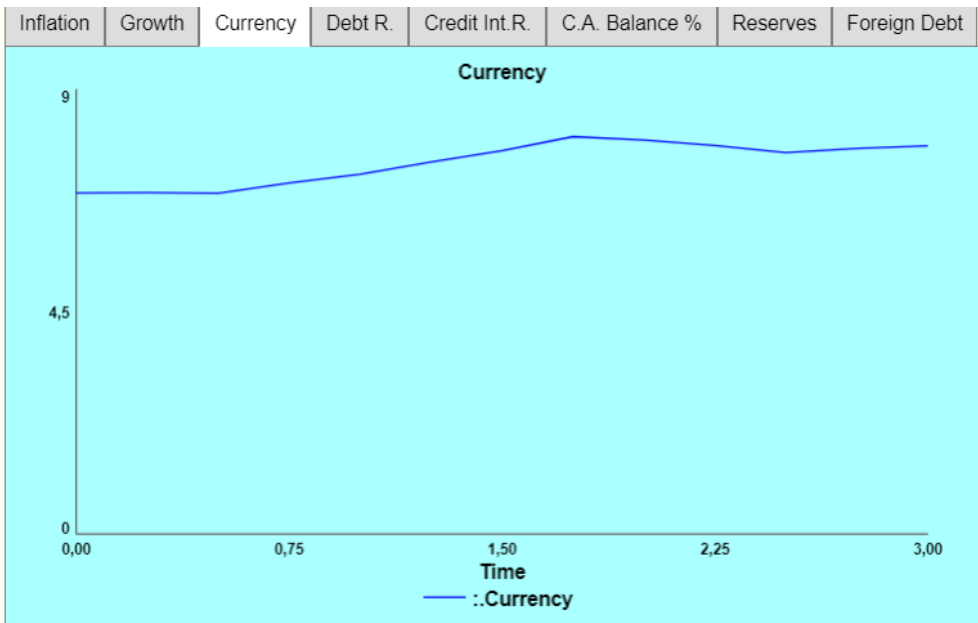


Figure 11. Interface View for The Second Scenario



**Figure 12.** Growth Rates for The Second Scenario



**Figure 13.** \$ / TL Exchange Rate for The Second Scenario



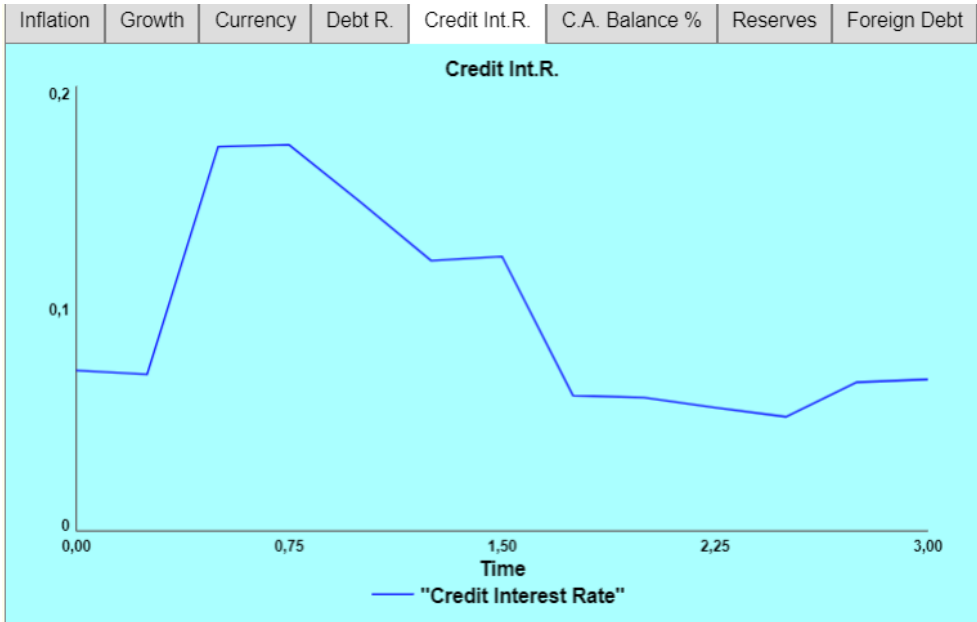


Figure 14. Loan Interest Rates for The Second Scenario

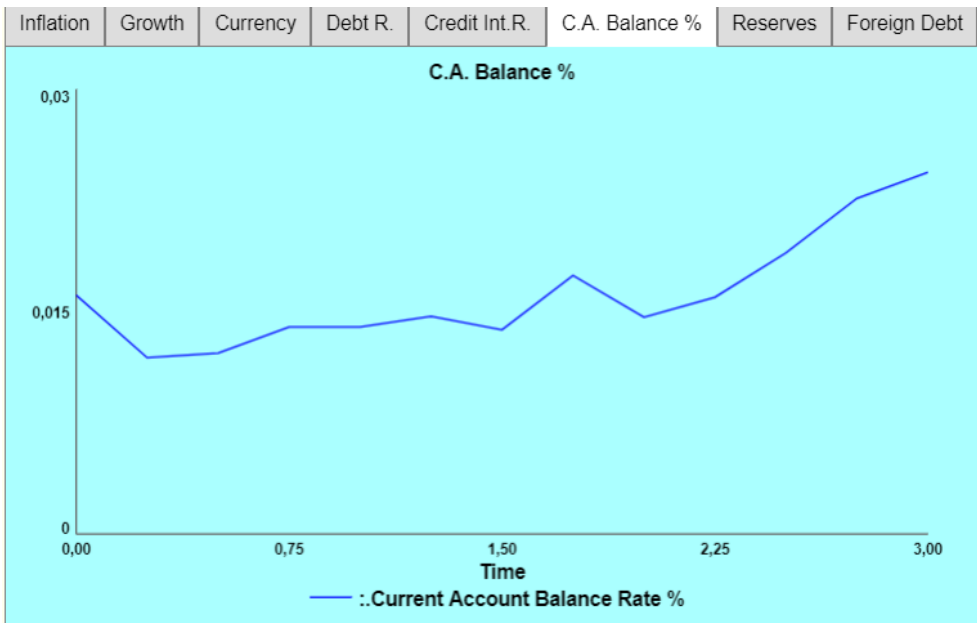
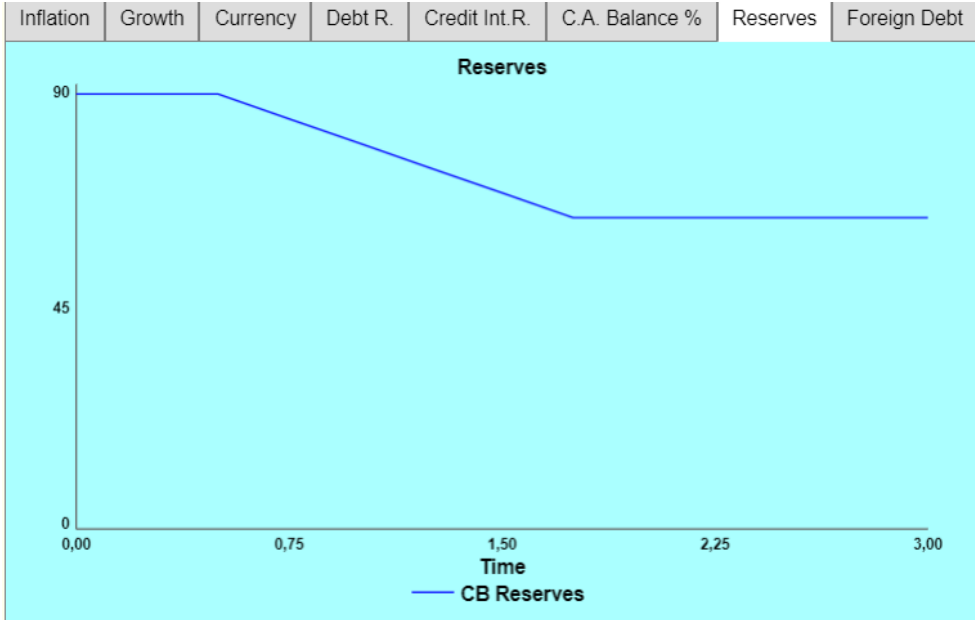


Figure 15. Current Balance Ratios for The Second Scenario



**Figure 16:** Central Bank Net Foreign Exchange Reserves Change for The Second Scenario

According to the simulation in the second scenario, the Central Bank meets the crisis and follows an inflation-sensitive monetary policy with a long-term external financing source of \$ 50 billion added to its reserves. In order to support the markets, 50 billion TL of treasury bonds were purchased annually, and \$ 20 billion foreign currency was sold. With this operation, the money supply in the market was expanded and the amount of TL given to the market was sterilized, and inflation was prevented from rising excessively while supporting growth.

The inflation level was kept at an average of 13% due to the tight monetary policy, and a lower level of inflation was achieved compared to the first scenario. On the growth side, an average level of 2% was maintained, and the negative zone was never crossed, including the post-crisis period. As of the last quarter, growth has turned its direction up again.

Starting at the level of 6.90, the \$ / TL level has stabilized at the level of 8.65 at the end of three years. Thus, both the inflation side and the growth side were more positively affected than the first scenario, as the exchange rates did not show excessive volatility. Due to the adequacy of the central bank net reserves, the risk perception was kept at a controllable level. This situation affected the portfolio investments positively and exchange volatility decreased.

According to the first scenario simulation, market interest rates were kept above inflation by using Central Bank monetary policy tools. With the impact of this, although some investments were adversely affected, financial and economic stability has been maintained and the possible destructive

effects of the crisis have been minimized. Moreover, with the effect of real interest rates, consumption expenditures did not increase excessively, and a higher quality growth and a lower current account deficit level were reached. In the first scenario, despite the current account deficit level reaching up to 4% of the national income, in the second scenario, the simulation was completed with an average current deficit of around 1.5%. Foreign currency reserves are also used efficiently and completed the simulation of \$ 80 billion from \$ 87 billion without the need for excessive intervention. Even after the sixth quarter of the crisis, some repurchases were made and reserves were increased.

### **Conclusion and Discussion**

The Covid-19 pandemic has adversely affected the economies of all countries of the world and continues to affect. Countries are constantly taking new economic measures in order to eliminate these negative effects. Although the measures taken will relieve the economy in the short term, it is very important to foresee their long-term effects. From this point this study aims to explore the effects of expansionary monetary policies of CBRT on economic growth, inflation and financial stability in Turkey with a holistic approach. Although the ultimate goal of the monetary policy implemented by the central banks, which are mostly the monetary authorities of the countries, is to maximize welfare, the main objectives generally accepted within the scope of this ultimate goal; price stability, full employment, economic growth, interest stability, financial stability, exchange rate stability and stability of the balance of payments. It is known that there is a significant relationship between monetary policy and inflation, and central banks' monetary policies can affect inflation. The ultimate goal of central banks is to achieve price stability. They use various strategies to achieve this goal. Therefore primarily, the variables discussed in the study and the relationships between them are expressed with visuals.

In this study which aims to analyze the impact of the monetary policies implemented during the global economic crisis caused by Covid-19 pandemic on Turkey, it was observed that an expansionary monetary policy scenario that is not based on external resources did not fully realize the expected economic recovery. It also had negative effects on other macroeconomic data such as inflation, current account balance and exchange rate. In the second scenario, a monetary policy sensitive to inflation was applied by obtaining a serious external source. The macroeconomic findings obtained are better than the results of the first scenario; more successful results were obtained in cases such as growth, inflation and financial stability. The main reason for this can be seen as a positive impact from capital movements as a result of a monetary policy that real returns adjusted for inflation as a country open to foreign capital flows Turkey. In addition, the stimulation of total demand with external sources of finance and the application of an interest rate policy above inflation prevented excessive deterioration of the current balance. In an economic crisis that has destructive effects and gained a global identity, foreign direct investments and portfolio investments are more important.

Creation the right monetary and reserves policy for Turkey's economy as minimizing risk perceptions can be evaluated as optimum. The resources obtained from the relevant period, dropping as the second scenario risk perception, if the time gained evaluated to increase the total factor productivity

of the economy, Turkey's economy by increasing the potential level of growth can proceed in a sustainable growth path.

It is thought that the framework created by the study will encourage other research to be conducted from now on. In this context, studies can be conducted to estimate the Central Bank response function by using different variables. Especially after the Covid-19 global crisis, applications for financial stability can be examined in more detail and financial variables can be added. Broader research can be conducted on the place of macroprudential measures in monetary policy. In addition to these, there may be studies in which different defined data sets related to variables will be used.

## References

- ANGELETOS, G. M., & LA'O, J. (2012). Optimal monetary policy with informational frictions. In *Dispersed Information over the Business Cycle: Optimal Fiscal and Monetary Policy* (Vol. 128, Issue 3). <https://doi.org/10.1086/704758>
- ASLAN, N., TERZI, N., & SIAMPAN, E. (2014). Trkiyede Kısa Vadeli Sermaye Hareketlerinin Ekonomik Byme Ve Reel Dviz Kuru İle İliřkisi. *Finansal Arařtırmalar ve alıřmalar Dergisi*, 5(10), 15–32. <https://doi.org/10.14784/jfrs.201410.4497>
- ATILGAN, H. (2009). Parasal Anayasa. *Hukuk ve İktisat Arařtırmaları Dergisi*, 0817(1), 11–37.
- BAHRI, M. K. (2008). *Indonesia's Macroeconomic Model using System Dynamics Approach* [Institut Teknologi Bandung]. <https://doi.org/10.13140/2.1.4215.6487>
- BAHRI, M. K. (2013). *Achieving the Vision 2030: Indonesia Macroeconomic Model Using System Dynamics Approach*. <https://doi.org/10.13140/2.1.4215.6487>
- BARLAS, Y., & KAYA, N. (2013). *TCBM Ekonomi Notlari: Parasal Geniřleme Politikalarının Geliřmekte Olan lke Portfy Akımları Kompozisyonuna Etkisi* (Vol. 01).
- BENIGNO, P., EGGERTSSON, G. B., & ROMEI, F. (2020). Dynamic Debt Deleveraging and Optimal Monetary Policy. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12(2), 310–350. <https://doi.org/10.1257/mac.20160124>
- CHALLE, E. (2020). Uninsured Unemployment Risk and Optimal Monetary Policy in a Zero-Liquidity Economy. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12(2), 241–283. <https://doi.org/10.1257/mac.20180207>
- ERGIN NAL, A., & YETİZ, F. (2017). Parasal Geniřlemeye Alternatif Arayıřları: Negatif Faiz. *Politik Ekonomik Kuram*, 1(2), 66–78. <https://doi.org/10.30586/pek.350152>
- FLEMING, M. J. (1962). Domestic Financing Policies under Fixed and Floating Exchange Rates. *IMF Staff Papers*, 9, 369–380.
- FURLANETTO, F., GELAIN, P., & TAHERI SANJANI, M. (2020). Output Gap, Monetary Policy Trade-offs, and Financial Frictions. In *Federal Reserve Bank of Cleveland*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3547598>
- GARAA, . (2006a). System Dynamic Macroeconomic Model – The Case of Croatia Faculty of Economics. *Proceedings of the 7th WSEAS International Conference on Mathematics & Computers in Business & Economics, Cavtat, Croatia*, 31, 82–87.
- GARAA, . (2006b). System Dynamic Macroeconomic Model – The Case of Croatia. *7th WSEAS International Conference on Mathematics & Computers in Business & Economics*, 2006, 82–87.
- GLCAN, Y., & BILMAN, M. E. (2005). The effects of budget deficit reduction on the exchange rate. *1st International Conference on Business, Management and Economics*, 2–9.

- HUSAIN, F., & MAHMOOD, T. (1999). Monetary Expansion and Stock Returns in Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 38(4), 769–776.
- KANG, W., RATTI, R. A., & VESPIGNANI, J. L. (2016). The Implications of Monetary Expansion in China for the US Dollar. *Journal of Asian Economics*, 46, 71–84. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2016.08.003>
- KESBİÇ, C. Y., BALDEMİR, E., & BAKIMLI, E. (2005). Bütçe Açıkları İle Parasal Büyüme Ve Enflasyon Arasındaki İlişki: Türkiye İçin Bir Model Denemesi. *İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 19(1), 81–98. <https://doi.org/10.1017/CBO978.110.7415324.004>
- LIVIATAN, N. (1981). Monetary Expansion and Real Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 89(6), 1218–1227. <https://doi.org/10.1086/261030>
- ÖNER, M. A., SOYDAN, A. İ., & ÇELEBİ, A. (2005). *Dinamik Sistem Modelleme İle Makroekonomik Analiz Türkiye için bir Oyun Denemesi*.
- RADZICKI, M. (2008). Institutional economics, post keynesian economics, and system dynamics: Three strands of a heterodox economics braid. In *Future Directions for Heterodox Economics* (Issue January 2008). Worcester Polytechnic Institute.
- SANSARCI, E., AŞICI, A. A., & SAYSEL, A. K. (2014a). Özgün Phillips Eğrisinin Sistem Dinamiği Modeli. *Düzce Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 4(2), 25–44.
- SANSARCI, E., AŞICI, A. A., & SAYSEL, A. K. (2014b). System Dynamics Model of The Original Phillips Curve. *Düzce Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 4(2), 25–44.
- YILMAZ, A. (2019). *Para Politikası Aracı Olarak Faiz Koridorunun Etkinliği: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Örneği*. Hasan Kalyoncu Üniversitesi.

## PARASAL AKTARIM MEKANİZMASI OLARAK KREDİ KANALININ TÜRKİYE’DE EKONOMİK BÜYÜMEYE ETKİSİ\*

### EFFECT OF CREDIT CHANNEL AS A MONETARY TRANSMISSION MECHANISM TO THE ECONOMIC GROWTH IN TURKEY

Ertan TÜRKMEN\*\* ID  
Eriřah ARICAN\*\*\* ID

#### Öz

Ekonomi biliminin en önemli iřtigel alanı ulusların refah seviyesini en üst seviyeye taşımaktır. Adam Smit-  
h’in “Ulusların Zenginlięi” kitabı çağdař iktisat alanındaki ilk eserlerden biridir. Ekonomiyi yönetenler, ulusla-  
rın refahı, ekonomik büyüme ve kalkınmayı sağlamak için para ve mali politika araçlarına başvurumaktadırlar.  
Para politikalarının uygulamasından nihai hedefe ulaşmak için geen süreç parasal aktarım mekanizmaları ola-  
rak bilinmektedir. Parasal aktarım mekanizmaları; geleneksel faiz oranı, varlık fiyatları, döviz kuru, beklentiler  
ve kredi kanalı olarak sınıflandırılmaktadır. Bernanke ve Gertler parasal aktarım mekanizmasının alıřmasını  
kara kutuya benzetmişlerdir. Parasal aktarım mekanizmalarından kredi kanalının anlaşılması ve geliştirilmesi,  
Türkiye gibi, sermayenin tabana yayılmadığı ve dış kaynak ile fonlanma ihtiyacı duyan işletmelere sahip geliř-  
mekte olan ülkeler için oldukça önemlidir. alıřmanın amacı, 2004.1-2020.1 eyrek verileri ile yıllık bazda,  
kredi kanalının Türkiye’de etkinlięinin belirlenmesidir. Buradan hareketle; uzun dönem iliřkiler için eşbütün-  
leşme, kısa dönem iliřkiler için hata düzeltme modeli ile tanımlanan VAR modeli yardımıyla varyans ayrıştırma  
ve etki-tepki analizleri, son aşamada ise, nedensellik analizi uygulanmıştır. alıřmanın bulgularına göre parasal  
aktarım mekanizması deęişkenleri ile büyüme arasında hem uzun dönem hem de kısa dönem istatistiki açıdan  
anamlı iliřkiler belirlenmiştir. Kredi kanalının ekonomik büyüme etkisi olduęu ve baęımlı deęişken olarak  
alınan GSYİH deęişkeninin banka kredilerinin yanısıra dięer baęımsız deęişkenler ile çift yönlü nedensellięi-  
nin varlığı tespit edilmiştir. alıřmanın sonucu, parasal aktarım mekanizmalarından kredi kanalının Türkiye’de  
etkin olduęu yönündedir.

\* Bu makale, Prof. Dr. Eriřah ARICAN’ın danıřmanlıęında Ertan TÜRKMEN tarafından hazırlanan “Parasal Aktarım  
Mekanizmalarından Kredi Kanalının Büyüme Etkisi: Bir Uygulama” başlıklı doktora tezinden türetilmiştir.

\*\* Prof. Dr. Marmara Üniversitesi, Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü, erisaharican@marmara.edu.tr,  
ORCID: 0000-0003-1643-8982

\*\*\* Dr., Marmara Üniversitesi, Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü, ertan.turkmen01@gmail.com,  
ORCID: 0000-0003-3487-3486

**Anahtar Kelimeler:** Parasal Aktarım Mekanizmaları, Kredi Kanalı, VAR Model, Granger Nedensellik

**Jel Kodları:** E52, E51, C32, E47.

### **Abstract**

The most important aim of economics is to bring the welfare of nations to the highest level. "The Wealth of Nations" by Adam Smith is one of the first works in contemporary economics. To ensure economic growth and development for the prosperity of their nation, monetary and fiscal policy instruments are applied by the authorities. The process of monetary policies from implementation to the end result are known as monetary transmission mechanisms. Monetary transmission mechanisms are classified as traditional interest rate, asset prices, exchange rate, expectations and credit channel. Bernanke and Gertler resembled the operation of the monetary transmission mechanism to a black box. Understanding and development of credit channel of monetary transmission mechanism is important to developing countries such as Turkey having scarcity of capital and with businesses funding through external sources. The aim of the study is to find out the effectiveness of the credit channel in Turkey between 2004Q1-2020.Q1 with quarterly data on an annual basis. Variance decomposition and impulse-response analysis with the help of the VAR model defined by cointegration for long-term relationships, error correction model for short-term relationships, and causality analysis were applied to the chosen data. According to the findings of the study, both long-term and short-term statistically significant relationships between monetary transmission mechanism variables and growth were determined. It has been determined that the credit channel has an effect on economic growth and that the GDP variable, which is taken as the dependent variable, has bilateral causality with other independent variables besides bank credits. The results of the study is that the credit channel as a monetary transmission mechanism is active in Turkey.

**Keywords:** Monetary Transmission Mechanisms, Credit Channel, VAR Model, Granger Causality

**Jel Codes:** E52, E51, C32, E47.

### **Giriş**

Para politikalarının fiyatlar genel düzeyi ve ekonomide üretim çıktısını/reel ekonomik büyümeyi nasıl etkileyeceğini tanımlayan süreçte parasal aktarım mekanizmaları denilmektedir. Ekonomi literatüründe parasal aktarım mekanizmaları; geleneksel faiz oranı kanalının ortaya atıldığı ilk teorilerden sonra varlık fiyatları, döviz kuru, kredi ve beklentiler kanalları akademik literatüre girmiştir. Bu çalışmada, ekonomik büyümeyi sağlamak adına, otoritelerin uyguladığı maliye ve para politikalarından, özellikle para politikalarına ve para politikalarının ekonomideki unsurlara etki tepki yolu ile reel sektöre aktarımını sağlayan parasal aktarım mekanizmalarından kredi kanalı incelenecektir. Türkiye'nin sermaye birikiminin yetersizliği, sermaye piyasalarının gelişmemiş olması ve türev ürünlerin çok fazla yaygın olmaması nedeniyle, ekonomik büyümenin fonlanmasının krediler ile karşılanabileceği gerçeği bu konuyu güncel ve önemli hale getirmektedir.

Bu çalışmada, kavramsal çerçeve ve literatür taraması akabinde, banka kredi kanalının Türkiye'de 2004.Ç1-2020.Ç1 zaman diliminde etkinliği uzun dönem ilişkiler için eşbütünleşme, kısa dönem ilişkiler için ise hata düzeltme modeli ile tanımlanan VAR modeli yardımıyla varyans ayrıştırma ve etki-tepki analizleri, son aşamada ise, nedensellik analizi ile test edilmiştir.

## 1. Parasal Aktarıma İliřkin Kavramsal ereve

Merkez Bankasının, lkenin ekonomi politikalarını desteklemek iin parasal taban ve faiz oranları zerindeki kontrolne para politikası denmektedir. Merkez bankalarının para politikasını ynetirken gttğ temel amalar; fiyat istikrarı, finansal istikrar, iktisadi byme, tam istihdam, faiz istikrarı, dviz kuru istikrarı ve demeler dengesinin istikrarıdır. Bu amalara ulařmak iin kullanılan para politikası araları ile Merkez Bankaları parasal taban ve arpan byklklerini etkilemeye alıřmaktadır. Bu hedeflere ulařabilmek iin bařvurulan dolaylı ve dolaysız para politikası aralarının ne ıkanları řu řekilde sıralanabilir:

- Dolaylı para politika araları: Aık piyasa iřlemleri, reeskont oranları, kanuni karřılık oranları, dviz efektif iřlemleri, faiz koridoru, rezerv opsiyon mekanizmasıdır.
- Dolaysız para politika araları: Faiz oranı kontrolleri, kredi tavan kontrolleri, farklılařtırılmıř reeskont kotaları, disponibilitate uygulaması, finansal aracılarn portfylerinin yeniden dzenlenmesi, hisse senedi ve tahvil alımına ynelik kredilerin kontrol, tketicici kredilerinin kontrol, zel mevduatlar, merkez bankası moral takviyesi, reklam ve resmi olmayan ğtlerdir.

Parasal aktarım mekanizmaları finansal piyasalar ve reel retimi etkileyen, buna baėlı olarak da doėrudan fiyatlar ve retim ıktı miktarına etki eden bir olgudur. Para politikasındaki deėiřiklikler faiz, dviz ve benzeri kanallara yansımakta ve finansal piyasaları etkilemektedir. Mishkin'e(1996, 13) gre finans piyasalarındaki etkileřimler finansman maliyetine etki etmektedir. Bir sonraki ařamada finansman maliyetindeki deėiřimin hanehalkı ve firmaların harcama kararlarını, dolayısıyla, fiyatların genel dzeyi ile retimi etkilediėi grlmektedir. Yani; para politikalarından parasal aktarım mekanizmaları aracılıėıyla belirlenen sistem nihai olarak ıktı olan retime tesir etmekte ve lke ekonomisini etkilemektedir.

Parasal aktarım mekanizmasının iřleyiř srecinde, Merkez Bankasının kontrol dıřında řoklar da bulunmaktadır. Bu řoklar, para politikaları dıřında geliřen ve genellikle kresel etmenlerden kaynaklı olarak, aktarım mekanizmasının iřleyiřini etkileyen sorunları iermektedir. Berke (2001, 11) gre Merkez Bankası'nın kontrol dıřındaki bu řoklar; risk nlemindeki deėiřiklikler, banka sermayesindeki deėiřiklikler, kresel ekonomideki deėiřimler, maliye politikasındaki deėiřiklikler, emtia fiyatlarındaki deėiřiklikler řeklinde ele alınabilir. Kamin vd.'ye (1998. 6-46) gre parasal aktarım mekanizmalarını etkileyen faktrlerin en nemlileri resmi mdahaleler, ekonominin fiyat mekanizması, finansal sistemin yapısı, finansal szleřmelerin vade yapısı, bankacılık sisteminin finansal durumu, denizařırı borlanma ve dolarizasyon olarak sayılabilir.

## 2. Parasal Aktarımın Teorik ervesi

Para politikalarının, parasal aktarım mekanizmaları zerindeki akademik grř, alıřma ve tartıřmalar Klasik Teori ile bařlayarak, bugne dek devam etmiřtir. Klasik Teorinin temeli olan Say Yasası "Her arz kendi talebini yaratır" prensibini ne srmřtr( Mishkin, 2011, 552). Buna gre; retilen her mal sonuta bireylerin alım gcn artırarak kendi tketicisini doėuracaktır. Say Yasası



temeline dayanarak Fisher(1911, 818-829) tarafından ortaya atılan Miktar Teorisinin formülü “ $M \cdot V = P \cdot T$ ” şeklindedir. Formüle göre ekonomideki Para Miktarındaki (M) değişimler; ekonomi tam istihdam noktasında bulunduğu için İşlem Hacmi (T) ve Paranın Dolaşım Hızı(V) sabit olduğundan dolayı; nihai olarak Fiyatlar Genel Düzeyini(P) etkilemektedir. Kısaca para miktarındaki artış uzun vadede reel ekonomiyi değil fiyatları etkiler ve para yansızdır. Klasik Teori zaman içinde Cambridge Ekolü ve Pigou'nun q miktar yaklaşımı ile formüle paranın yanı sıra servet ve varlık fiyat kavramlarını da ekleyerek gelişmiş, teorik temelde paranın yansızlığı değişmemiştir (Friedman, 1968, 44).

1930 Dünya ekonomik buhranı sonrasında John Maynard Keynes'in ortaya attığı görüş ile gerek Say Yasası gerekse Miktar Teorisi'nin ekonomik gerçekler ile uyuşmadığı dolayısı ile ekonomide tam istihdamın olmasının mümkün olmadığı fikri kabul görmüştür. Keynesyen parasal aktarım mekanizması, geleneksel faiz oranını aktarım mekanizması olarak kabul etmektedir. Keynesyen teoride reel ve parasal kesimi ifade eden; kısaca IS/LM modeli olarak ifade edilen modelin, etki noktası faiz oranlarıdır. Harris ve Silverstone'a (2001, 6) göre faiz oranlarındaki değişim ekonomik büyümeye veya daralmaya yol açabilmektedir. IS/LM modeline daha sonra 1960'lı yılların başlarında Mundell-Fleming'in ödemeler dengesi yaklaşımı da dahil edilerek, uluslararası faiz ve fiyat etkileşimlerinin finansal ve reel ekonomik faktörleri nasıl etkilediği üzerinde durulmuştur. Keynesyen (1967, 4-23) görüşte para yansız değildir ve reel ekonomide büyüme mümkündür.

1956 yılına gelindiğinde Friedman'ın ortaya attığı Monetarist görüşün parasal aktarım mekanizmasında para arzındaki artışların kısa vadede milli gelir ve üretimi arttırabildiği ancak uzun vadede bu etkileşimin sadece fiyatlar genel seviyesine enflasyon olarak yansıdığı görüşüne varılmıştır. Para arzı artışı enflasyona neden olduğu için, Monetaristler ekonomi politika hedefleri olarak parasal tarafta para arzı kontrolünün önemi üzerinde durmuşlardır (Dornbusch ve Fischer, 1998, 447). Friedman'ın teorisi Klasik Miktar teorisinin bir türevidir olarak yorumlanabilir. Keynesyen teoride faiz oranı ile işleyen parasal aktarım mekanizması, Friedman'ın (1968, 44) görüşünde para arzı ve talebi öne çıkılmıştır.

1970'lerin başında Monetarist yaklaşımın gündeme gelmesinden sonra Yeni Klasik görüşün temelini Rasyonel Beklentiler teorisi ile Lucas (1979), Sargent (1972) ve Wallace (1975) ortaya atmışlardır. Bu görüşe göre ekonomideki bütün paydaşlar bütün bilgilere hakim olarak ekonomi politikasındaki her değişikliğin akabinde sebep sonuç ilişkisini kurarak, gelecekte oluşacak duruma göre rasyonel düşünce silsilesi ile kararlar alabilmektedirler (Goodfriend ve King, 1997, 2). Rasyonel Beklentiler Teorisi'ni savunanlara göre; ancak bilgi eksikliği olduğu durumlarda, ekonomi politikalarının reel etkileri olabilecektir.

Yeni Keynesyen teori Yeni Klasik teoriden etkilenerek beklentileri de Keynesyen teoriye dahil etmiştir. Burada ücretler veya sözleşmeli fiyatlar gibi yapışkan veya kısa vadede sabit olan ekonomik unsurların reel ekonomiye etkileri beklentiler de dikkate alınarak açıklanmıştır. (Dixon, 2008, 33). Yeni Keynesyen model, makroekonomiyeye getirilen güçlü mikroekonomik temellerden faydalanmaktadır (Kimball, 1995, 1241-1277). Clarida vd. (1999, 1661-1707) ve Woodford (2003, 559-582), Yeni Keynesyen modelin politika etkilerini çok daha ayrıntılı bir şekilde ortaya koymuşlardır. Obstfeld ve Rogoff (1995, 73-96), döviz kuru kanalının parasal aktarımın faiz kanalıyla birlikte çalıştığı bir açık ekonomi uzantısı geliştirmiştir. Andres vd. (2004, 665-690), daha geniş bir varlık fiyatı kanalı ile Yeni

Keynesyen spesifikasyonunu zenginleřtirmişlerdir. Benzer şekilde Bernanke vd. (1999, 34-40), bilanço kanalını parasal aktarımını hesaba katarak temel modeli genişletmişlerdir. Bu alıřmalar ve diğ-erleri dinamik, stokastik, genel denge modelleri içindeki çeřitli parasal aktarım kanallarının alıřmalarını inceleyen geniř ve hala büyüyen bir literatüre katkıda bulunmaktadır.

### 3. Parasal Aktarım Mekanizması Olarak Kredi Kanalı

Finans piyasalarında geleneksel faiz görüşünün yerini alan ve banka kredileri kanalı ile bilanço kanalı olmak üzere sınıflandırılan kredi kanalı, temelde piyasalarda asimetric bilgi sorunundan ötürü kredilerin ekonomiye etkisinin geleneksel faiz kanalına oranla çok daha fazla olduğuna inanılan parasal aktarım kanalıdır. Bu kanalı savunanlara göre, finansal sistemde kredinin etkinliğini artıran en önemli etken yatırım davranışları ekseninde yatırım finansmanının kredi kullanımı ile yapılmasından kaynaklanmaktadır. Kredi kanalının piyasadaki etkinliğı fon piyasasındaki güven ile doğrudan ilgilidir. Fon piyasasındaki güven hissi, arz ve talebi yaratan iki tarafta da bulunmalıdır; fon talep edenin yatırım yapmaya olan güveni ki bu güvenin içinde yatırımın etkin ve verimli olması ve elde edilen fondan daha fazla getiri sağlanması ile fon veren kuruluşun zamanında fonu alan tarafından geri ödeme güveni olmak üzere iki tarafta da bulunmalıdır (Claus ve Grimes, 2003, 12).

Mishkin (2011, s.18) finansal piyasalarda fon aktarım mekanizması olarak adlandırabileceğimiz konu üzerinde yaptığı alıřmada fon aktarımının fon sağlayanlar ve fonlamaya ihtiyaç duyanlar arasında direkt ve indirekt olarak tanımlamıştır. Fon sağlayanlar hane halkı, firmalar, kamu ve yabancı fon kaynakları ile diğ-er tarafta fona ihtiyaç duyanlar aynı şekilde sıralanmışlardır. Direkt fon akımında menkul kıymet arzı ile taraflar biraraya gelirken indirekt fon akımında risk ve işlem maliyetini üstlenen kiři ve kurumlar aracılık hizmeti yapmaktadırlar. Genelde indirekt fon akımında aracıliğı ticari bankalar banka kredileri ile yaparlar.

Kredi kanalının sürecini řu şekilde özetleyebiliriz: Merkez Bankasınca uygulanan para politikası aktarım mekanizmalarından kredi kanalına doğrudan yansımaktadır. Para arzındaki artış mevduatları artıracak daha sonra da fon kaynağına sahip olan bankaların kredi arzını pozitif yönde etkileyecektir (Atiyas vd, 1993, 2).

$$M \uparrow \rightarrow \text{banka mevduatları} \uparrow \rightarrow \text{banka kredileri} \uparrow \rightarrow I \uparrow \rightarrow Y \uparrow$$

(M: Para Arzı; I : Yatırımlar; Y: Hasıla)

Para arzındaki azalışın etkisi ile banka mevduatlarında düşüşü kredi arzının ve yatırımların düşüşü takip ettikten sonra ülke ekonomisinin toplam geliri yani çıktısı da düşmüş olacaktır (Bolton vd. 2006, 22);

$$M \downarrow \rightarrow \text{banka mevduatları} \downarrow \rightarrow \text{banka kredileri} \downarrow \rightarrow I \downarrow \rightarrow Y \downarrow$$

Kredi kanalının alt kırılımında yer alan Bilanço Kanalında, bir firmanın dış kaynak kullanımı sırasında karşılaştığı maliyeti oluşturan prim firmaların net değerinin ters orantı olarak bir yansımaları olduğu varsayılmaktadır. Firma değeri ne kadar yüksekse dış finansman maliyeti o kadar düşük veya

ters durumda da maliyet yüksek varsayımı baz alınmıştır. Bilanço kanalı dört ayrı mekanizma olarak sınıflandırmak ve işleyişlerini açıklamak mümkündür (Mishkin, 1995, 3):

(i) Hisse Senedi Fiyatları üzerinden Bilanço Kanalı

$$M \uparrow \rightarrow Ps \uparrow \rightarrow NW \uparrow \rightarrow \text{Ters seçim} \downarrow \rightarrow \text{Ahlaki riziko} \downarrow \rightarrow L \uparrow \rightarrow I \uparrow \rightarrow Y \uparrow$$

(ii) Nakit Akışı Üzerinden Bilanço Kanalı

$$M \uparrow \rightarrow \text{in} \downarrow \rightarrow \text{Nakit akışı} \uparrow \rightarrow \text{Ters seçim} \downarrow \rightarrow \text{Ahlaki riziko} \downarrow \rightarrow L \uparrow \rightarrow I \uparrow \rightarrow Y \uparrow$$

(iii) Beklenmeyen Fiyat Seviyesi Üzerinden Bilanço Kanalı

$$M \uparrow \rightarrow \text{Beklenmeyen } P \uparrow \rightarrow \text{Ters seçim} \downarrow \rightarrow \text{Ahlaki riziko} \downarrow \rightarrow L \uparrow \rightarrow I \uparrow \rightarrow Y \uparrow$$

(iv) Hane halkı üzerinden bilanço kanalı

$$M \uparrow \rightarrow Ps \uparrow \rightarrow \text{Finansal Aktifler} \uparrow \rightarrow \text{Finansal Sıkıntı İhtimali} \downarrow \rightarrow \text{Dayanıklı Mal ve Konut Harcaması} \uparrow \rightarrow Y \uparrow$$

(M: genişletici para politikası; Ps: hisse senedi fiyatları; P: Fiyat Seviyesi; NW: firma net değeri; L: Kredi; İn: nominal faiz oranı; I: Yatırım Harcamaları; Y: Hasıla)

Bernanke ve Gertler'in (1995, s.43) yaptığı çalışmada kredi kanalının geleneksel faiz oranı kanalından reel ekonomiyi daha fazla etkileme potansiyeline sahip olduğunu ve parasal aktarım mekanizması olarak daha etkin bir kanal olduğunu vurgulamışlardır. Kredi kanalının etkin olabilmesi için; (i) Borçluların kredileri ile fonlama yapmaya bağımlı olması; (ii) Finansman bonoları ile banka kredilerinin tam ikame olmamaları; (iii) Merkez bankalarının uyguladığı politikaların bankaların kredi arzını etkileyebilmesi; (iv) Parasal şokların etkisini yok edecek tam uyumlu fiyat ayarlamalarının mümkün olmaması, gereklidir.

Yukarıda da bahsedildiği gibi banka kredi kanalının etkin olabilmesi için fon talep edenlerin fon kaynağı olarak banka kredilerine bağımlı olmaları temel şartların başında gelmektedir. Bununla birlikte para arzındaki değişimin yukarıda bahsedildiği gibi mevduatlar kanalı ile kredi portföyünü destekleyerek kredi arzını arttıran bir etkiye sahip olması da diğer bir temel şart olarak görünmektedir. Genelde finans sisteminin gelişmiş olduğu ve banka kredilerine alternatif ikame fon kaynaklarının olduğu ülkelerde banka kredi kanalının etkinlik derecesinin yüksek olmadığı, ama finansal sistemin daha zayıf olduğu gelişmekte olan ülkelerde ise kredi kanalının daha etkin çalıştığı gözlemlenmektedir. Aka'ya göre (2019, 21-24) bankacılık sektörünün sürdürülebilir bir ekonomik büyüme ve kalkınma için önemi büyük olduğundan dolayı, bankaların finansal olarak güçlü olması gerekmektedir. Kredi kanalının indirekt bir para aktarım mekanizması olarak bir ekonomide etkin olabilmesi ilgili ülkenin ekonomik yapısına bağlıdır. Altunöz'e (2013, s.2) göre kredi kanalının etkin işleyebilmesi için belli koşulların oluşması gerekmektedir ve kredi kanalının etkin çalışmasını sekteye uğratabilecek unsurlar bulunabilmektedir:

- Finansal Sistemin büyüklüğü ve kaynak dağılımı

- Kamu kesimi finansman aıęı
- Bankacılık sisteminde yoğunlařma ve holding bankacılıęı
- Kamu bankalarının varlıęı
- Risk tabanlı sermaye yeterlilięi oranı
- Kriz dnemleri

Kredi talep edenlerin kredilere baęımlılık oranı zellikle asimetrik bilgi dzeyine baęlı olarak banka kredilerinin iřleyiřini etkilemektedir. Asimetrik bilgi, bir ticari iliřkide ticari iřleme konu mal veya hizmet ile ilgili karřılıklı olarak bilgi dzeyinin eřit seviyede olmamasından kaynaklanmaktadır. Akerlof'un (1970, s. 490) 1970'de yazmıř olduęu "Limon Pazarı" (The Market for Lemons); Amerika Birleřik Devletleri (ABD) ikinci el araba (limon) piyasasından yola ıkılarak Gresham Kanunundaki "kt paranın iyi parayı kovmasına" atıf yapılmıř, geliřtirilen teori kt araların iyi araları piyasa-dan kovması řeklinde kredi piyasasına uyarlanmıřtır.

Asimetrik bilgi sorunsalının en ok grldę sektr bankacılık sektrdr. Bankalar kredi verdikleri mřterileri hakkında btn riskleri bilmemelerinden dolayı kredilerin geri denmesi ile ilgili riskleri fiyatlarına yansıtarak dięer kredi verilebilecek adaylar arasından durumu greceli olarak kt olan borluyu seerek ters seim durumuna neden olabilmektedirler. Jaffee ve Russell (1976, 656) yaptıkları alıřmada asimetrik bilgi sorununun, kredi tayınlamasına sebep olacaęına deęinmiřlerdir. řen (2006, 4) alıřmasında asimetrik bilginin geliřmekte olanlkelerde kısa vade, geliřmiřlkelerde ise uzun vade sonunda ekonomik krize neden olduęu sonucuna ulařmıřtır. Kredi tayınlamasının birst seviyesi kredi křdr ki bu noktada, para politikaları akabinde kredi arzında daralmalar meydana gelmektedir. Kredi kř krediy arz ve talebinin her iki tarafındaki paydařları etkileyen sorunlar yznden gerekleřmektedir. Talepte oluřabilecek vergiler veya arzın eřitli se-bepler ile kredi miktarlarını en az seviyeye ekme durumu sebep olarak sayılabilir.

#### 4. Parasal Aktarım Mekanizmasında Kredi Kanalına İliřkin Literatr Taraması

alıřmanın bu blmnde parasal aktarım mekanizmalarından kredi kanalı zelinde yapılmıř alıřmalardan bahsedilecektir. İlk olarak uluslararası platformda olabildięince geniř bir yelpazede seilmiřlkelerdeki alıřmaların sonuları paylařılacak, daha sonra Trkiyede bugne dek yapılmıř alıřmalar paylařılacaktır. Son blmdeki ekonometrik alıřmaya ait veri seti ve model seiminde ekonomi literatrnde yer alan alıřmalardan yararlanılmıřtır.

##### a) Kredi Aktarım Mekanizmaları ve Ekonomik Byme İliřkisine Dair Yapılan Uluslararası alıřmalar

Bernanke ve Blinder'in (1992, 901-921) Ocak 1959 ve Aralık 1989 dnemine ait 30 yıllık bir sreci inceleyen alıřmasında ABD'deki veriler ile VAR yntemi uygulanarak Federal Reserve'in parasal daralmaya gitmesinin ardından mudilerin bankalarda bulunan aktiflerini azalttıkları bunun da kredi arzında daralmaya sebep olduęu gzlemlenmiřtir. Kredi arzındaki daralma uzun dneme

yayılmış, bu durumun reel ekonomide küçölmeye ve işsizlik oranının yukarılara taşınmasına sebep olduđu tespit edilmiştir. Bu arařtırmaya göre banka kredi kanalının ekonomik büyümeyi etkilediđi açıktır. Oliner ve Rudebusch'in (1996, 300-309) 1958 yılının son çeyreğinden 1992 yılının son çeyreğine dek olan süre zarfında ABD'ye ilişkin VAR modeli ile yapılan çalışmada 7000'den fazla üretim şirketinin bilançolarının parasal büyüklüklerinin deđişimden nasıl etkilendikleri incelenmiştir. Bu çalışmada, kredi kanalının reel ekonomiye etkisinin olduđu yönünde bir bulguya rastlanmamakla birlikte, bilanço kanalının özellikle fon bulmakta zorlanan küçük şirketleri etkilediđi ortaya çıkmıştır. ABD'de 1972 ve 1992 yılları arasındaki 20 yıllık verilerin derlenerek yapılan çalışmada, Jayanatre ve Strahan (1996, 639- 670) krediler ile ekonomik çıktı arasında olumlu yönde bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir.

Bacchetta & Ballabriga (2000, 15- 26) Almanya dahil 13 Avrupa ülkesindeki veriler ile yaptıkları çalışmada, Bernanke & Blinder'in (1992) yaptıkları çalışmadaki yöntemi uygulayarak elde ettikleri sonuçlara göre kısa vadede banka mevduatlarının banka kredilerine oranla oldukça düřtüđünü, orta vadede ise kredi azalışlarının mevduatlara kıyasla daha fazla olduğunu tespit etmişlerdir. Almanya'da 1975 ve 1998 arasındaki döneme ait verileri kullanarak yaptıđı çalışmada, Holtemöller (2002, 1-19, Eriřim Tarihi: 10.05.2019) Almanya'da para arzındaki daralmanın önce kredi faizlerini yükselttiđi, bu durumun da kredi arzının düşmesine sebep olduđu sonucuna ulaşmıştır. Yine Alman ekonomisi verilerinin 1992 ve 1998 yılları arasında derlenmesi ile gerçekleştirilen çalışmada, Ehrmann & Worms (2002, Eriřim Tarihi: 10.05.2019) küçük bankaların para politikalarındaki deđişimden daha fazla etkilendiđini tespit etmişlerdir.

De Bondt'un (2004, 219-228) Ocak 1991 ve Haziran 2001 arasında VAR modeli ile Euro bölgesine ait verilerle yaptıđı çalışmada ulařtıđı sonuçlara göre; Euro bölgesinde fiyatlar genel seviyesini düşürmek amacı ile uygulanan para arzının azaltılmasına yönelik politikaların, fonlamalarını kısa vade ile sağlamaya çalışan firmaların kredi maliyetlerinde dıř finansman priminden kaynaklı bir artışa neden olduđu, bu durumun ise bölgede reel çıktıda azalmaya sebebiyet verdiđi tespit edilmiştir. Arestis vd. (2001, 1641), Almanya, ABD, İngiltere, Japonya ve Fransa üzerinde yaptıkları çalışmada, ekonomik büyüme ile finansal gelişme ilişkisini arařtırmışlardır. Bu arařtırmada, eş bütünleme ve nedensellik testi kullanılmış, bilhassa yurt içi banka kredilerinin gayri safi yurt içi hasılaya oranının, banka ve sermaye piyasalarındaki etkinliđinin olduđu ispatlanmıştır. Sun vd. (2010, 65-97), Çin'de 1996 ve 2006 yılları arasındaki verileri kullanarak, VAR/VEC yöntemi ile yapmış oldukları çalışmada para politikasının makroekonomik faaliyetleri banka kredileri aracılıđıyla etkilediđini tespit etmişlerdir.

### **b) Kredi Aktarım Mekanizmaları ve Ekonomik Büyüme İliřkisine Dair Yapılan Ulusal Çalışmalar**

Gündüz (2001, 13-30) Ocak 1986 ile Ekim 1998 arasındaki zaman dilimindeki veriler ile VAR yöntemini kullanarak Türkiye'de kredi kanalının işleyişini incelemiştir. Para arzında daralma yönündeki politikaların, menkul kıymet varlıklarından ve mevduatlardan daha fazla banka kredilerinde daralmaya neden olduđu gözlemlenmiştir. Türkiye'de finans sektöründe alternatif ikame fonlama araçlarının yeterince olmaması ve veri yetersizliđi sebepleri ile banka kredi kanalının tam olarak işlemediđi sonucuna varılmıştır. 1988 ve 1999 yılları arasında Türkiye'de 59 mevduat bankası üzerinde

yaptığı alıřmada avuřođlu (2002, 2-28), bankaların kredi verme davranıřlarını incelemiřtir. alıřmada tahmin yntemi olarak panel veri modeli kullanılmıřtır. Modelin tahmin sonuları Trkiye ekonomisinde banka kredi kanalının varlıđını desteklememiřtir. Trkiye iin 1988 ve 2001 yılları arasındaki ekonomik veriler derlenerek Granger nedensellik testi ve VAR modeli ile yaptığı alıřmada Gven (2002, 88-100), banka kredileri ile reel GSYİH arasında etkileřim olduđu sonucuna eriřmiřtir.

řengnl ve Thorbecke'nin (2005, 931-934) yaptıkları alıřmada Ocak 1997 ve Haziran 2001 arasındaki dnem ierisindeki aylık verilerden yararlanılarak En Kk Kareler (EKK) yntemi ile Trkiye finans sektrnn byk kısmını oluřturan bankaların verilerini deđerlendirmiřlerdir. alıřmanın bulgularına gre kredi kanalının etkinliđini destekleyici ynde; likit olan bankaların para arzındaki daralmalardan kredi arzı ynnden etkilenmedikleri, likit olmayanların ise kredi arzını dřrdkleri sonucuna varılmıřtır. iek (2005, 82-105) VAR Yntemini kullanarak, Trkiye'de Mart 1995 ve Haziran 2003 zaman dilimindeki verileri baz alarak yaptığı alıřmaya reel GSYİH, tketicici fiyat endeksi, bankalararası gecelik faiz oranı ve toplam krediler deđiřkenlerini kullanarak parasal aktarım mekanizmasının iřleyiřini analiz etmiřtir: Parasal aktarım mekanizmalarının arasında en etkin kanalın faiz oranı kanalı olduđu; varlık fiyatları, dviz ve kredi kanallarının fiyatlar zerinde etkileri olduđu ama reel retime etkilerinin olmadığı sonucuna eriřilmiřtir.

Kasapođlu'nun (2007), 1999 Ocak-2006 Temmuz dnemindeki verilerle VAR modelini kullanarak yaptığı alıřma sonucunda Trkiye'de retimın parasal aktarım mekanizmalarından dviz kuru kanalından etkilenmediđi, ayrıca hisse senedi fiyatı kanalı ve kredi kanalının iřlemediđi sonucuna varılmıřtır. Panel Veri yntemi ile Trkiye'de 1988 ve 2001 yılları arasındaki veriler ile yapmıř oldukları alıřmada Aklan ve Nargeleekenler (2008, 109-132) kredi kanalının iřlemediđi sonucuna varmıřlardır. Erdođan ve Beřballı(2009) ise Trkiye iin 1996 ve 2006 arasındaki dnem verilerini VAR modeli ile analiz etmiřlerdir. Parasal daralmanın akabinde kredi tayınlamasının olduđu ve banka kredi kanalının Trkiye'de etkin olduđu kanaatine varmıřlardır. Tutar ve nlleblebic'i'nin (2014, 1-14) yaptıkları alıřmada Kk ve Orta lekli iřletmelere aılan kredilerin ekonomik bymeye dođrudan etkisi tespit edilmiřtir.

Yiđitbař (2014, ss. 19-32), Eřbtnleme Analizi ve Vektr Hata Dzeltme ynetimini kullanarak 1987 ve 2013 yılları arasındaki verilere dayanarak yaptığı alıřmada Trkiye'de uzun dnem iin kredilerin ekonomik bymeye etkisinin olduđu sonucuna eriřmiřtir. Alkan (2014), VAR yntemi kullanarak, Ocak 2000 ve řubat 2014 arasındaki dnemde aylık veriler kullanarak yaptığı alıřmada Trkiye'de banka kredilerinin ekonomik bymeye kısmi etkisini tespit etmiřtir. Yksel ve Adalı (2017, 1-21), Trkiye iin 2008 ve 2017 yılları arasındaki dnemde kredilerin trlerine gre reel ekonomiyi nasıl etkilediđini analiz etmiř, bireysel ve KOBİ kredilerinde gl etkilerin olduđunu tespit etmiřlerdir.

Literatr taramasında hem ulusal hem de uluslararası alıřmalarda genelde bađımlı deđiřken olarak GSYİH, Sanayi retim Endeksi veya İřsizlik Oranı kullanılmıřtır. Bununla birlikte, alıřmalarda bađımsız deđiřkenlerin ođunlukla krediler, mevduatlar, parasal taban, menkul kıymet borsa endeksleri, dviz kuru ve TFE olduđu gzlemlenmiřtir.

## 5. Parasal Aktarım Mekanizmalarından Kredi Kanalının Büyümeye Etkisine Yönelik Ekonometrik Analiz

Çalışmanın bu bölümünde, parasal aktarım mekanizmalarından kredi kanalının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini ortaya koyma amaçlı olarak; uzun dönem ilişkilerin belirlenmesi için eş-bütünleşme analizi, kısa dönem ilişkilerin belirlenmesi için hata düzeltme modeli, tanımlanan VAR modeli üzerinden varyans ayrıştırma ve etki-tepki fonksiyonlarının yorumlanması ve son olarak Granger Nedensellik Analizi uygulanmıştır.

### 5.1. Uygulamanın Amacı ve Önemi

Para politikasındaki bir değişikliğin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisi parasal aktarım kanalları aracılığıyla gerçekleşmektedir. Yani parasal aktarım mekanizması, para politikası ve reel ekonomi arasındaki ilişkiyi anlamamızı kolaylaştırmaktadır. Parasal aktarım mekanizması, para politikası uygulamalarının reel ekonomi üzerinde yarattığı etkiyi ifade eder. Merkez bankalarının etkin bir para politikası uygulayabilmesi için parasal aktarım sürecinin hangi kanallar aracılığıyla işlediği önem kazanmıştır. Literatürde bu kanallar faiz kanalı, döviz kanalı, hisse senedi kanalı ve kredi kanalı olmak üzere dört başlık altında toplanmış, ayrıca parasal aktarımın her evresinde rol oynayan beklentiler kanalı da bu sınıflandırmaya dahil edilmiştir. Para politikasının üzerinden ekonomiyi etkilediği bu kanalların birleşimi parasal aktarım mekanizması olarak nitelendirilmektedir.

Para politikasındaki değişimlerin reel değişkenleri hangi yönde ve ne büyüklükte etkilediğini bilmek para politikasının etkili bir şekilde yönetilmesine, talep ve fiyatlar üzerinde istenilen hedeflerin gerçekleşmesine olanak sağlar. Dolayısıyla, parasal aktarım mekanizmasının anlaşılması, başarılı bir para politikası yönetimi için önemlidir. Aktarım kanallarının önemi ve para politikasının hangi gecikmeyle ekonomiyi etkilediği konusu ekonominin yapısına, büyüklüğüne ve açıklığına bağlı olarak ülkeden ülkeye farklılık göstermekte ve zaman süreci içerisinde değişebilmektedir.

Finansal piyasalarda oluşan bozuklukların, bankacılık krizlerinin yoğun olarak yaşanmasının ve kredilerin geri ödenmeme riskinin giderek artmasıyla birlikte, faiz oranı kanalı, ekonominin nasıl işlediğini açıklamada yetersiz kalmıştır. Bu anlamda finansal piyasalarda kredilerin ekonomi içerisinde oynadıkları rolün ön plana çıkmasıyla birlikte kredi kanalının önemi artmaya başlamıştır.

Kredi kanalı, finansal piyasalarda asimetrik enformasyon problemine vurgu yapmakta ve finansal piyasalarda asimetrik enformasyonun var olmasından dolayı kredi piyasalarının etkin olarak işlevlerini yerine getiremedikleri görüşüne dayanmaktadır. Bundan dolayı, kredi kanalında, finansal piyasalardaki asimetrik enformasyonu çözebileceği düşüncesiyle bankalara özel bir önem verilmiştir. Kredi kanalı da, parasal aktarım mekanizması çerçevesinde üzerinde önemle durulması gereken kanallardan birini teşkil etmektedir.

Türkiye’de finansal sistemde yer alan aracı kurumlar içerisinde bankaların önemli bir paya sahip olması ve Türk bankacılık sisteminin özellikle kısa vadeli dış finansman açısından hayati önem taşıması Türkiye’de kredi kanalının araştırılmasını ön plana çıkarmaktadır.

Parasal aktarım mekanizmasında banka kredilerinin önemli bir rolünün olup olmadığı konusunda yaygın bir tartışma vardır. Eğer banka kredi kanalı etkin ise, bankaların kredi verme istekliğindeki ve/veya imkanlarındaki deęişme toplam ekonomik faaliyetleri etkileyecektir. Bunun para politikası uygulamaları açısından önemi ise, reel sektörden kaynaklanan kredi taleplerinde artış olduğunda, merkez bankasının bankaların kredi verme davranışını etkileyecek en uygun para politikası aracını seçebilmesidir.

Uzun yıllar boyunca sadece parasal büyüklükler aracılığıyla işleyen aktarım mekanizmaları incelenmiş, 1980'lerin ikinci yarısında ise özellikle bankaları ve bankacılık sistemini ilgilendiren parasal aktarımın kredi kanalı incelenmeye başlanmıştır. Parasal aktarım sürecinde finansal piyasalardaki eksikliklerin önemi birçok çalışmayla ortaya konulmasına rağmen, banka kredi kanalının varlığına ilişkin ampirik bulgular net değildir. Bu nedenle, bu çalışmada parasal aktarım mekanizmasında banka kredileri kanalının Türkiye'de etkin bir şekilde işleyip işlemediği analiz edilmeye çalışılmıştır.

## 5.2. Deęişkenlerin Tanıtımı

Çalışmada, Türkiye'ye yönelik olarak tüm deęişkenler için 2004.Ç1-2020.Ç1 çeyreklik verilerle incelenmiştir. Parasal aktarım mekanizması gösterge deęişkenlerinin büyümeye etkisine yönelik uzun ve kısa dönemli ilişkiler ile VAR modeli üzerinden tanımlanan varyans ayrıştırma ve etki-tepki değerlendirmeleri ile nedensellik analizi ele alınmıştır. Verilerin aylık yerine çeyrek dönemler ile derlenmesinin nedeni, parasal aktarım mekanizmalarının ve özellikle banka kredi kanalının Türkiye'de çeyrek dönemlerde ölçülebilen Gayrisafi Yurtiçi Hasıla'ya (GSYİH) etkisinin belirlenmesinin hedeflenmesidir. Veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'ndan (TCMB) elde edilmiştir. Modelde yer alan deęişkenler Tablo 1'de verilmiştir.

**Tablo 1:** Analizde Kullanılan Deęişkenlerin Tanıtımı

Deęişken	Gösterimi	Tanımı
Nominal Gayrisafi Yurtiçi Hasılanın Çeyrek Bazda Yıllık Deęişim Oranı	GSYİH	Bağımlı deęişken
Bankaların Toplam Kredilerinin Çeyrek Bazda Yıllık Deęişim Oranı	KREDI	Bağımsız deęişken
Bankaların Toplam Mevduatının Çeyrek Bazda Yıllık Deęişim Oranı	MVDT	Bağımsız deęişken
M2 Para Arzının Çeyrek Bazda Yıllık Deęişim Oranı	M2	Bağımsız deęişken
Borsa İstanbul (BIST) 100 Endeksinin Çeyrek Bazda Yıllık Deęişim Oranı	BIST	Bağımsız deęişken
Bankalarca TL Üzerinden Açılan Kredilere Uygulanan Ağırlıklı Ortalama Ticari ve Tüketici Faiz Oranlarının Ortalamasının Çeyrek Bazda Yıllık Deęişim Oranı	FAIZ	Bağımsız deęişken
Tüketici Fiyat Endeksinin Çeyrek Bazda Yıllık Deęişim Oranı	TUFE	Bağımsız deęişken

Tablo 2'de deęişkenlere yönelik bazı istatistiki bilgiler verilmiştir. Korelasyon matrisinde, birinci mertebe fark için deęişkenlerin durağan oldukları tespit edilmiş ve bu mertebede analizlerin yapılacağı olması nedeniyle "F" gösterimi ile birinci farkların korelasyon katsayıları sunulmuştur.



**Tablo 2:** Değişkenlere Yönelik Tanımsal İstatistik Bilgiler

İSTATİSTİKLER	GSYİH	KREDİ	MVDT	M2	BİST	FAİZ	TUFE
Ortalama	15.016	28.168	19.675	25.719	18.109	-0.441	9.442
Medyan	15.565	25.000	19.799	19.105	11.230	-3.672	8.760
Maksimum	25.148	63.586	37.744	120.054	119.440	79.107	22.368
Minimum	-3.312	-1.857	6.817	8.037	-51.630	-50.617	4.344
St. Sapma	5.622	14.815	5.787	24.337	33.326	29.850	3.271
KORELASYON MATRİSİ							
	FKREDİ	FMVDT	FM2	FBİST	FFAİZ	FTUFE	
	1.000	0.517	0.529	0.267	-0.271	-0.232	
		1.000	0.525	-0.034	-0.185	0.230	
			1.000	0.251	-0.237	-0.003	
				1.000	-0.561	-0.294	
					1.000	0.493	
						1.000	

Yeni dönem literatürde değişkenlerin mevsimsellikten arındırılması için farklı mevsimsel filtreler logaritma alma işlemine göre daha etkili görülmektedir. Uygulanan ekonometrik programda oldukça güçlü filtreler mevcuttur. En çok kullanılanlar arasında Hodrick ve Prescott (1997, 1-16) tarafından önerilen filtre, yönseme parçasının zaman içinde yavaşça değişmesine izin vermektedir. Bu nedenle bu filtre yeni dönem literatürde bazı eleştiriler aldığı için çalışmada kullanılmamıştır. Alper ve Aruoba (2001, 6) çalışmasında belirttiği üzere, toplam ve çarpan şekilleri olan Census X-11 mevsimsel yöntemleri, ABD Sayım Bürosu'nun, yayınladığı verilerdeki mevsimselliği yok etmek için kullandığı yöntemlerdir. Bu çalışmada "U. S. Department of Commerce" ve "U. S. Census Bureau" tarafından geliştirilen standart Census X-11 prosedürü serilere uygulanmıştır.

Genel olarak trend, mevsimsel hareketler, konjonktürel hareketler ve rastsal hareketlerin bileşiminden oluşan zaman serileri, frekansına göre söz konusu bileşenlerin tümünü ya da bir bölümünü bünyesinde bulundurabilmektedir. Serilerin sahip oldukları bu bileşenler serilerin durağanlık özelliklerini etkilemektedir. Seriler üzerinde uygulamalı çalışmalar yapmadan önce mutlaka serinin hangi bileşenin etkisi altında olduğu tespit edilmeli ve gerekli düzeltmelerden sonra analiz aşamasına geçilmelidir. Zaman serileri kullanımı ile yapılan ekonometrik çalışmalarda serilerin durağan olup olmadıklarının belirlenmesi oldukça önemlidir. Durağanlık etkin ve tutarlı tahminler için gerekli bir koşuldur.

#### **Birim Kök Testi (Durağanlık) Sonuçları**

Serilerin durağanlık sınaması; sabit terimin bulunduğu "sabitli" model, sabit terim ve trendin her ikisinin de bulunmadığı "sabitli" model ile hem sabit hem de trendin bulunduğu "trendli ve sabitli" model çerçevesinde incelenmiştir. Bu incelemede serilerin düzey değerlerinde durağan olmadığı görülmüştür. Bu nedenle tüm serilerin birinci farkları alınmıştır. Seriler, birinci farkın alınmasıyla durağan hale getirilmiştir.

**Tablo 3:** Deęiřkenler İin Duraęanlık Test Sonuları

TEST DEęİŐKEN	DÜZEY SEVİYESİ		BİRİNCİ MERTEBE FARK	
	ADF Test İstatistięi	PP Test İstatistięi	ADF Test İstatistięi	PP Test İstatistięi
GSYİH	-1.289 p=0.145	-1.593 p=0.149	-9.632 p=0.000*	-10.571 p=0.000*
KREDİ	-0.966 p=0.105	-1.054 p=0.118	-9.449 p=0.001*	-10.440 p=0.001*
MVDT	-0.947 p=0.113	-1.127 p=0.123	-7.564 p=0.008*	-9.022 p=0.005*
M2	-1.135 p=0.253	-1.224 p=0.265	-8.961 p=0.000*	-9.134 p=0.000*
BİST	-1.103 p=0.277	-1.138 p=0.291	-6.099 p=0.000*	-7.208 p=0.001*
FAİZ	-0.975 p=0.342	-1.190 p=0.388	-5.743 p=0.000*	-6.883 p=0.000*
TUFE	-1.072 p=0.263	-1.205 p=0.286	-8.332 p=0.003*	-9.055 p=0.000*

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values, duraęan deęiřken  
Deęiřkenler iin duraęanlık analizleri yapılırken seriler mevsimsel etkilerden arındırılmıř kriz ve politika deęiřim dönemleri istatistiksel anlamlılıęa göre dikkate alınmıř ve model seçiminde trend ve sabit bileřenleri anlamlı olduęu sürece modele katılmıřtır. Gecikme uzunluęu seçiminde otokorelasyonun kalktıęı minimum gecikme uzunluęu seçilmiřtir.

Modeldeki deęiřkenlerin birinci farklarında birim kök iermemesi deęiřkenler arasındaki uzun dönemli iliřkinin incelenmesine olanak saęlamıřtır. Deęiřkenlerin ADF ve PP duraęanlık test sonularına göre ele alınan tüm deęiřkenler birinci farkta I(1) duraęan çıkmıřtır. Böylece, deęiřkenler arasında uzun dönemli bir iliřkinin olup olmadıęını tespit etmek amacıyla Johansen (1988) tarafından geliřtirilmiř eřbütünleřme test yöntemine bařvurulmuřtur. Ancak eřbütünleřme testi yapılmadan önce tahmin edilecek model iin optimal gecikme uzunluęu farklı kriterler çerevesinde belirlenmiřtir.

### 5.3. Eřbütünleřme Analizi ve Elde Edilen Bulgular

Eřbütünleřme kavramı kısaca uzun dönemde ekonomik deęiřkenler arasında ortak bir hareket olarak tanımlanabilir. Teknik olarak Engle-Granger(1987, 251-267) alıřmasına göre; deęiřkenlerin her biri I (Johansen, 1988, 243) düzeyinde entegre olduęunda, seriler düzey itibariyle duraęan olmasa da, serilerin doęrusal bileřimleri duraęan olabilir. Seriler duraęan deęil fakat doęrusal bileřimi duraęan ise, bu durumda standart Granger nedensellik ıkarsamaları geersiz olacaęı iin Hata Düzeltme Modellerinin oluřturulması gerekir. Dolayısıyla Granger nedensellik testleri uygulanmadan önce orjinal serilerin eřbütünleřik özelliklerinin test edilmesi zorunludur (Çetintař, 2004, 26).

Seriler arasında uzun dönemde bir denge iliřkisinin bulunup bulunmadıęını tespit etmek iin eřbütünleřme analize bařvurmak gerekmektedir. Bu alıřmada, Johansen (1998) ve Johansen ve

Jesulius (1990, 169-210) tarafından geliştirilen testler uygulanacaktır. Johansen-Jesulius (JJ) yöntemi literatürde Engle-Granger tarafından geliştirilen iki aşamalı prosedürden daha üstün görülmektedir.

Engle-Granger iki aşamalı eşbütünleşme testinin sadece iki değişken arasındaki ilişkiyi göstermesi ve bundan dolayı da çoklu eşbütünleşme vektörünün tahmin edilmesi açısından sistematik bir model olmaması nedeniyle çalışmada uzun dönem ilişkinin tahmin edilebilmesi için Johansen eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Johansen (1988) prosedürü bir matrisin rankı ile onun karakteristik kökleri arasındaki ilişkiye dayanmaktadır. Johansen (1988) tarafından geliştirilen bu yöntemin iki farklı kullanım amacı vardır:

- Modelde yer alan değişkenler için maksimum eşbütünleşik vektör sayısının tespiti,
- Eşbütünleşme vektörü ile buna ait parametrelerin en çok olabilirlik tahminlerinin elde edilmesidir.

Bu yöntem, ikiden fazla değişken için eşbütünleşme ilişkisini belirlemede kullanılmaktadır. Bu yaklaşım, maksimum olabilirlik yöntemini kullanarak eşbütünleşme ilişkisinin sayısını ve bu ilişkinin parametrelerini tahmin ederek, durağan olmayan değişkenler arasındaki eşbütünleşik ilişkileri ortaya çıkarır. Bu yöntemde her değişken, sistemde yer alan tüm içsel değişkenlerin gecikmeli değerlerinin bir fonksiyonu olan bir VAR modeli şeklinde modellenir. Eşitlik (1)'de n değişkenli ve k gecikmeli VAR modeli gösterilmiştir.

$$Z_t = \sum_{i=1}^k A_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Yukarıdaki eşitlikte yer alan;

$Z_t$  : n değişkenin t anındaki gözlem değerlerinden oluşan vektör,

$A_i$  : i inci gecikme için katsayı matrisi,

$\varepsilon_t$  : n değişken için hata terimi vektörünü ifade etmektedir.

Eşitlik (1)'de ifade edilen modeldeki tüm değişkenlerin aynı derecede eşbütünleşik olduğunu varsayalım. Eşitlik (1)'de bazı dönüşümler yapılarak aşağıdaki eşitlikle ifade edilen modele ulaşılır :

$$\Delta Z_t = \Pi Z_{t-k} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad k \geq 2 \quad (2)$$

Eşitlik (2)'nin elde edilmesinde kullanılan dönüşüme “eşbütünleşme dönüşümü” denir. Eşitlik (1)'de ifade edilen model, bilinen hata düzeltme modeli şeklinde de oluşturulabilir:

$$\Delta Z_t = \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^* \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Eřitlik (3)' de bulunan  $\Pi$  matrisi, hata dzeltme katsayılarını ve eřbtnleřik vektrleri iermektedir. Bylece  $\Pi$  matrisi iki paralı olarak ifade edildiėinde řu eřitliėe ulařılır:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (4)$$

Burada,  $\alpha$  hata dzeltme katsayılarına ait vektr,  $\beta$  ise eřbtnleřme matrisini gstermektedir. Eřitlik (4)'te ifade edilen  $\Pi$  matrisinin rankı  $r(\Pi) = \min\{r(\alpha), r(\beta)\}$  'ya eřit olacaktır.  $r(\Pi) = 0$  ya da  $r(\Pi) = n$  ise, deėiřkenlerin eřbtnleřik olmadığı,  $1 \leq r(\Pi) \leq n-1$  ise  $r(\Pi) = r$  tane eřbtnleřik vektr olduėu sonucuna ulařılır. Bylece  $\Pi$  matrisinin rankı belirlendiėinde deėiřkenler arasında eřbtnleřik bir iliřkinin olup olmadığı, byle bir iliřki varsa ka tane eřbtnleřik vektrn var olduėu tespit edilebilir.

Johansen (1988) eřbtnleřme iliřkisini ortaya ıkarmada iki farklı olabilirlik oranı nermiřtir. Birincisi, Maksimum zdeėer Testi (Maximum Eigenvalue Test), ikincisi ise z Testi (Trace Test)'dir. Maksimum zdeėer Testinde en fazla  $r$  tane eřbtnleřme vektrnn varlıėı,  $r+1$  tane eřbtnleřme vektrnn varlıėını ifade eden alternatif hipoteze karřı test edilir. z testinde ise, en fazla  $r$  tane eřbtnleřme vektrnn varlıėı, en az  $r+1$  tane eřbtnleřme vektrnn varlıėını ifade eden alternatif hipoteze karřı test edilir. Eřbtnleřme testi sonularının saėlamlıėı (robust) gecikme uzunluėunun belirlenmesine ok hassastır. Bu nedenle ekonometrik program mensnde yer alan ve otomatik olarak belirlenen gecikme uzunluėu kriterlerinden oėunluk sonuca gre hareket edilerek, gecikme belirlenir. Sadece tek bir kriteri temel almak uygulayıcılar aısından risk tařımaktadır.

Engle ve Granger (1987)'a gre deėiřkenler arasında eřbtnleřme bulunması durumunda deėiřkenler arasında en azından tek ynl bir nedensellik mevcut olacak ve vektr hata dzeltme modeli (VECM) kullanılabilir. Birinci mertebeden duraėan  $I(1)$  deėiřkenler kmesi eřbtnleřik ise, VAR modelinde belirlenen hata dzeltme teriminin vektr hata dzeltme modeline (VECM) alınmaması nedensellik testlerinde spesifikasyon hatasına neden olabilmektedir. Bu nedenle VAR yapısında olası nedenselliėin ynn tespit edebilmek iin her bir deėiřkenlerin her birinin baėımsız deėiřken olarak kullanıldıėı VECM modeline hata dzeltme terimlerinin (ECT) dahil edilmesi faydalı olacaktır.

Eřbtnleřme analizi iin gecikme uzunluėunun doėru biimde belirlenmesi ok nemlidir. Gecikme uzunluėu belirlenmesinde kullanılan kriterlerin sonuları Tablo 4'de verilmiřtir. Ele alınan deėiřkenlerin her birinin duraėan oldukları birinci mertebe fark alınarak eřbtnleřme analizine dahil edilmiřtir. Analiz sonuları Tablo 4 de verilmiřtir.

**Tablo 4:** Gecikme Uzunluğu Kriterleri Sonuç Tablosu

Gecikme uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1349.048	NA	2.17e+11	45.96773	46.21422	46.06395
1	-1277.901	123.0004	1.04e+11	45.21697	47.18887	45.98672
2	-1220.346	85.84394	8.30e+10	44.92699	48.62430	46.37027
3	-1150.390	87.74227*	4.90e+10	44.21659*	49.63932*	46.33341*
4	-1089.730	61.68719	4.86e+10*	43.82137	50.96951	46.61171
5	-1019.752	54.55910	4.98e+10	43.11025	51.98380	46.57413
* Seçilen gecikme uzunluğu						
LR: LR test istatistiği						
FPE: Son Öngörü hata istatistiği						
AIC: Akaike bilgi kriteri						
SC: Schwarz bilgi kriteri						
HQ: Hannan-Quinn bilgi kriteri						

Tablo 4'ten görüleceği üzere, kriterlerin çoğunluğu “3” gecikme için uygunluk vermiştir. Bu nedenle, eşbütünlük denklemi 3 gecikme için analiz edilecektir.

Bütün seriler I(1) olduğu için, eşbütünlük ilişkisi Johansen yöntemi yardımıyla araştırılabilir durumdadır.  $\lambda$ trace istatistiğine göre, değişkenler arasında hiçbir eşbütünlük ilişkisinin olmadığı boş hipotez ( $r=0$ ), değişkenler arası eşbütünlük ilişkisinin olduğuna ilişkin alternatif hipoteze ( $r>0$ ) karşı reddedilmektedir. Çünkü  $\lambda$ trace değeri % 5 kritik değerden daha büyüktür. Bu durumda % 5 kritik değerde en az bir eşbütünlük ilişkisinin varlığı kabul edilmelidir. Eşbütünlüğün varlığı ve vektörlerinin sayısını belirlemek amacıyla gerekli iz ( $\lambda$ trace) ve maksimum öz ( $\lambda$ max) değerleri test sonuçları Tablo 5'de verilmiştir.

**Tablo 5:** Johansen Eşbütünlük Testi Sonucu

İz İstatistiğine Göre Eşbütünlük Testi				
Hipotezler	Özdeğer	İz İstatistiği	%5 Kritik Değer	Olasılık
$r = 0$	0.523352	101.7987	47.85613	0.0000
$r > 1$	0.365234	58.82205	29.79707	0.0000
Maksimum Özdeğer İstatistiğine Göre Eşbütünlük Testi				
Hipotezler	Özdeğer	Maksimum Özdeğer İstatistiği	%5 Kritik Değer	Olasılık
$r = 0$	0.523352	42.97661	27.58434	0.0003
$r > 1$	0.365234	26.36089	21.13162	0.0084

Tablo 5 incelendiğinde, Johansen eşbütünlük testi sonucunda hesaplanan İz istatistiği ve Maksimum Öz Değer test istatistiği değerleri kritik değerden büyük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde modelde iki koentegrasyon vektörünün bulunduğu tespit edilmiştir. Uzun dönemli bir ilişkinin varlığı için bir adet vektör bulunması yeterlidir. Ele alınan değişkenler arasında uzun dönemli ilişki vardır. Uzun dönemde birlikte hareket etmektedirler. Elde edilen bu ilişkinin katsayı değerleri normalleştirilmiş denklem katsayıları ile verilmiştir.

**Tablo 6:** Normalize Edilmiř Eřbütünleřme Denklem Sonuları

Log Olabilirlik Deęeri		-1408.693				
Normalize Edilmiř Eřbütünleřme Katsayıları						
FGSYIH	FFAIZ	FKREDI	FM2	FMVDT	FTUFE	FBIST
1.000000	-0.047595*	0.725574*	0.154483*	0.061245*	- 0.233158*	0.069701*
	(0.01690)	(0.04659)	(0.01793)	(0.00894)	(0.05007)	(0.01119)

\*0.05 iin istatistik anlamlı deęiřken

Modelde ele alınan etkileyici deęiřkenlerin tümü istatistik anlamlı ve önemli ıkmıřtır. Normalize edilerek düzenlenmiř ve iřaretleri deęiřtirilerek verilen denklem sonularına göre; FAIZ deęiřkeni %1 arttıça GSYIH deęiřkeni %4 azalacaktır. KREDI deęiřkeni %1 arttıça GSYIH deęiřkeni %72 artacaktır. M2 deęiřkeni %1 arttıça GSYIH deęiřkeni %15 artacaktır. MVDT deęiřkeni %1 arttıça GSYIH deęiřkeni %6 artacaktır. TUFE deęiřkeni %1 arttıça GSYIH deęiřkeni %23 dūřecektir. BIST deęiřkeni %1 arttıça GSYIH deęiřkeni %6 artacaktır. GSYIH deęiřkeni üzerinde katsayı būyüklüęüne göre en etkili deęiřken KREDI ve TUFE deęiřkenidir.

Kredilerdeki %1 artıř ile GSYIH'daki %72'lik artıřın eř yönlü olması, yani iki deęiřken arasında bir iliřkinin olması, parasal aktarım mekanizmalarından kredilerin Türkiye'de uzun dönemde etkili olabileceęi anlamına gelmektedir. Kredi kanalının etkin olduęunu tespit edebilmek iin; Granger Nedensellik analizi sonucunda kredilerdeki deęiřimin GSYIH'daki deęiřimin nedeni olduęunu tespit etmek gerekmektedir. TUFE'deki %1'lik artıř ile GSYIH'da %23'lük bir azalıř neden olması da; fiyat seviyesindeki yükseliřlerin ekonomide istikrarsızlıęa neden olarak ekonomik büyümede dūřüş yařanmasına sebep olabileceęi řeklinde yorumlanabilir. Bu durum ekonomik literatür ile paralel bir bulgu olmakla beraber Granger Nedensellik analizi ile teyit edilmesi gerekmektedir.

#### 5.4.Hata Dūzeltme Modeli (VECM) ve Elde Edilen Bulgular

Bu yaklařımda Engle-Granger, iki deęiřken arasında eřbütünleřme olduęunun belirlenmesi durumunda, kısa dönem dengesizliklerini gideren bir vektör hata dūzeltme mekanizmasının (VECM) olduęunu göstermiřtir. Genel olarak nedensellik testlerinde bir uzun dönem denge modeli ile birlikte bir kısa dönem hata dūzeltme modeli önerilmektedir. Bu modeller hem deęiřkenler arasındaki uzun dönemli iliřkileri (denge iliřkilerini), hem de kısa dönem uyumlama davranıřını (dengesizlięi) bütünleřtirme olanaęı vermektedir.

Örneęin, hata dūzeltme denklemlerinin açıklanmasını ifade etmek iin Y ve E řeklinde tanımlanan iki deęiřkenin bulunduęu varsayılıں. Buna göre iki deęiřkenin duraęan ve eř-bütünleřik olması durumunda, nedensellik testleri VECM'ye göre oluřturulabilir. İki deęiřken iin oluřturulacak hata dūzeltme modeli řu řekildedir:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^m \beta_{1j} \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^r \delta_{1i} ECM_{r,t-1} + u_t \quad (5)$$

$$\Delta E_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^m \beta_{2j} \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^r \delta_{2i} ECM_{r,t-1} + u_t \quad (6)$$

Hata düzeltme modelinde,  $ECM_{r,t-i}$  şeklindeki gecikmeli hata terimleri, hız ayarlama parametreleri olarak kabul edilmektedir.  $ECM$ ,  $Y$  için  $\Delta E_t$ 'nin gecikmeli terimleri ya da gecikmeli hata terimleri yoluyla nedenselliğin iki kaynağı olduğu anlamına gelmektedir. Bu kaynaklardan biri ya da daha fazlası  $Y$ 'yi etkilerse, yani parametreler istatistiki olarak sıfırdan farklı ise bu durumda, “ $Y$  veri iken,  $E$  değişkeni  $Y$ 'nin Granger nedeni değildir” şeklindeki boş hipotez reddedilmektedir. Bu hipotez, hata düzeltme terimleri için  $t$  testi, açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli değerleri için ise  $F$  testi kullanılarak test edilmektedir.  $VECM$  sisteminin en az birinde hız ayarlayan parametrenin istatistiki olarak sıfırdan farklı olması gerekmektedir. Eğer denklem sisteminin tamamında hız ayarlama parametreleri sıfır ise, uzun dönem denge ilişkisi ortaya çıkmamakta ve model, hata düzeltme niteliği taşımamaktadır (Charemza ve Deadman, 1992, 53).

Çalışmada değişkenler arasında kısa dönemli ilişkinin varlığını tespit etmek için hata düzeltme modelleri kullanılmıştır. Sonuçlar Tablo 7' de verilmiştir.

**Tablo 7:** Kısa Dönem Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: $\Delta GSYIH_t$	Katsayı	St sapma	t-İstatistiği	Olasılık Değeri(p)
$\Delta KREDIt$	0.618	0.109	5.669	0.000*
$\Delta MVVDIt$	0.034	0.007	4.857	0.000*
$\Delta M2t$	0.094	0.013	7.230	0.002*
$\Delta BISTt$	0.020	0.003	6.665	0.000*
$\Delta FAIZ$	-0.027	0.005	-5.400	0.025*
$\Delta TUFE$	-0.175	0.022	-7.954	0.008*
$ECTt-1$	-0.395	0.073	-5.410	0.000*
Sabit	1.266	0.170	7.447	0.003*
Diagnostik testler: $R^2 = 0.815$ , Adj. $R^2 = 0.814$ , $F$ -istatistiği=41.89, $F(p)=0.000$ , Breusch-Godfrey LM Test ( $p$ )= 0.175 White Test ( $p$ )=0.124 Ramsey RESET Test ( $p$ )= 0.139 JB test ( $p$ )=0.286				

Not: \* %5 anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı, JB; Jarque-Bera normallik testi olasılık değerini ifade etmektedir. Tahminlerdeki otokorelasyon ve değişen varyans sorunları, Newey-West yöntemi ile giderilmeye çalışılmıştır.

Tablo 7'de hata düzeltme teriminin katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Yani modellerin, hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır. Bu durumda uzun dönemde beraber seyreden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmaların %39,5'i ortadan kalkmakta ve seriler tekrar uzun dönem denge değerine yakınsamaktadır. Yani kısa dönemde ortaya çıkan sapmalar (her çeyrek dönemde %39,5'lik kısmı giderilerek) ortadan kalkmakta ve değişkenler tekrar uzun dönemde denge değerine yaklaşmaktadır. Sisteme giren bir şokun etkisi  $1/0,395=2,53$  dönem (çeyrek) sonra ortadan kalkacaktır. Katsayı büyüklüklerine dikkat edilirse uzun dönem etki değerlerinin daha yüksek olduğu (eşbütünleşme denklemi katsayıları) görülmektedir. Kısa dönemde etkiler daha düşük seviyede, uzun dönemde etkiler daha yüksek seviyede olmaktadır.

Hata dzeltme modelinin anlamlıđına ve varsayımların sınanmasına ynelik yapılan testlerde; modelin anlamlı olduđu, otokorelasyon ve heteroskedasite problemi olmadıđı, model tanımlama hatasının bulunmadıđı (spesifikasyon testi ile) tespit edilmiř, beklenen dođrultuda sonulara ulařılmıřtır.

### 5.5. Granger Nedensellik Testi ve Elde Edilen Bulgular

İki deđiřken arasında zamana bađlı olarak gecikmeli iliřkinin varlıđı sz konusu ise, iliřkinin nedenselliđinin ynn istatistiksel aıdan belirlemede kullanılan testlerden biri de Granger Nedensellik Testidir. Nedenselliđin kavramsal olarak tanımında eřitli grř farklılıkları olsa da, bu kavramın neden ile sonu arasında bir iliřki kurduđu grřnde birleřilmiřtir. Kavramsal olarak nedenselliđin tanımlanması Aristo'ya kadar dayandırılabilir. Aristo'ya gre neden ile sonu arasında gerekli bir iliřki vardır ve bu yzden nedensiz bir sonu meydana gelmez (Iřığıok, 1994, 10).

Gzlenen iki deđiřken arasında gl bir iliřki olabilir. Ancak bu iliřkinin bir nedensellik anlamı tařıması her zaman mmkn olmayabilir. Regresyon zmlemesi, bir deđiřkenin bařka bir deđiřkene bađlılıđıyla ilgilenirse de, bunun nedensellik anlamı tařıması zorunlu deđildir. İstatistiksel bir iliřki ne denli gl ve ne denli anlamlı olursa olsun, nedensel bir iliřki olarak algılanamaz. Nedensellik dřncesi, istatistik dıřında bir kuramdan gelmektedir (Gujarati, 2004, 20). İstatistiksel olarak iliřki, bir birlikteliđin ifadesidir. Nedensellik ise, her řeyden nce teorik bir aıklamaya dayanmaktadır.

Granger'ın operasyonel nedensellik tanımı řu varsayımlara dayanmaktadır:

- Gelecek gemiřin nedeni olamaz. Kesin nedensellik, sadece gemiřin simdiki zamana veya geleceđe neden olmasıyla mmkn olabilir. Neden her zaman sonutan nce gerekleřmektedir. Bu da neden ile sonu arasında bir zaman gecikmesini zorunlu kılmaktadır.
- Nedensellik sadece bir grup stokastik sre iin belirlenebilir. İki deterministik sre arasında nedenselliđin bilinmesi mmkn deđildir.

Zaman serisi analizindeki yařanan geliřmeler zerine standart Granger nedensellik testinde nemli deđiřiklikler olmuřtur. Buna gre, nce olası uzun dnem iliřkinin test edilmesi ve deđiřkenler eř-btnleřik ise uzun dnem regresyon denkleminin hata teriminin gecikmeli deđerinin, hata dzeltme terimi olarak Granger hata dzeltme modeline dahil edilmesi ve bu řekilde Granger nedensellik testinin uygulanması gerekmektedir.

$$X_t = \sum_{i=1}^n a_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_i Y_{t-i} + \varepsilon_1 \quad (7)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^n a_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_i Y_{t-i} + \varepsilon_1 \quad (8)$$



Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmaz ise, Granger nedensellik testine hata düzeltme terimi konmadan devam edilmelidir. Değişkenler arasında eşbütünleşme varsa, standart uygulanan Granger nedensellik testi geçersiz olacak ve hata düzeltme teriminin modele kesinlikle ilave edilmesi gerekecektir.

Böylece değişkenler arasında hem kısa hem de uzun dönem ilişkiler belirlenmiştir. Elde edilen bu model üzerinden nedenselliğin ölçülmesi için “Granger Causality/Block Exogeneity Wald” testi uygulanmıştır. Uzun dönemde aralarında ilişki tespit edilen değişkenlerin kısa dönemde aralarındaki nedensellik ilişkisi ise ilk olarak VECM Granger nedensellik testi yardımı ile analiz edilmiştir.

VECM’de kısa ve uzun dönemli nedensellik ilişkileri arasındaki farkı birbirinden ayırmak önemlidir. Bağımsız değişkenlerdeki gecikme değerleri, kısa dönemli nedensel etkileri, hata düzeltme terimi ise uzun dönemli nedensel etkileri göstermektedir. Granger (1988)’e göre VECM yardımıyla nedensellik iki şekilde değerlendirilmektedir. İlki değişkenlerin önündeki katsayıların istatistiksel olarak anlamlılığının testi ile ilgilidir. İkincisi hata düzeltme teriminin önünde yer alan parametrelerin istatistiksel olarak anlamlılığı ile ilgilidir. VECM’de nedenselliğin kaynağı:

- 1) Her açıklayıcı değişkenin gecikmeleri toplamına birleşik olarak uygulanan F veya Wald ki-kare testinin,
- 2) Gecikmeli hata düzeltme terimine (ECM) uygulanan t-testinin,
- 3) Her açıklayıcı değişkenin gecikmeleri toplamı ve gecikmeli hata düzeltme terimine beraber uygulanan F veya Wald Ki-kare testinin istatistiksel anlamlılığı ile belirlenebilir.

Bu koşullardan sadece bir tanesinin geçerli olması, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin tespiti için yeterlidir. Vektör hata düzeltme modeline dayalı olarak ortaya çıkan nedenselliğin kaynağının belirlenebilmesi için, açıklayıcı değişkenlerin bütün katsayılarına birlikte uygulanan Wald testine ve uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinden elde edilen bir dönem gecikmeli hata düzeltme terimlerinin katsayılarına uygulanan t testine bakılması gerekmektedir. Uygulanan Wald testi sonucunda açıklayıcı değişkenlerin katsayılarının grup olarak F-istatistiğine göre istatistiksel olarak anlamlı olması durumunda kısa dönem veya hata düzeltme terimlerinin katsayılarının t istatistiğine göre anlamlı çıkması durumunda ise uzun dönem nedensellikten bahsedilmektedir. “Granger nedeni olma”nın anlamı, her bir denkleme ilişkin bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin bağımlı değişkenin nedeni olduğudur.

**Tablo 8:** Granger Nedensellik Testi Sonuçları

BOŞ HİPOTEZLER:	n	F-ist	p	Karar
FBIST değişkeni FGSYIH değişkeninin Granger nedeni değildir	61	5.74268	0.0017	Nedensellik var
FGSYIH değişkeni FBIST değişkeninin Granger nedeni değildir		3.66859	0.0177	Nedensellik var

FFAIZ deęiřkeni FGSYIH deęiřkeninin Granger nedeni deęildir		6.62767	0.0007	Nedensellik var
FGSYIH deęiřkeni FFAIZ deęiřkeninin Granger nedeni deęildir	61	6.49939	0.0008	Nedensellik var
FKREDI deęiřkeni FGSYIH deęiřkeninin Granger nedeni deęildir		1.55308	0.0004	Nedensellik var
FGSYIH deęiřkeni FKREDI deęiřkeninin Granger nedeni deęildir	61	0.38486	0.0043	Nedensellik var
FM2 deęiřkeni FGSYIH deęiřkeninin Granger nedeni deęildir		1.18166	0.0053	Nedensellik var
FGSYIH deęiřkeni FM2 deęiřkeninin Granger nedeni deęildir	61	0.33452	0.0004	Nedensellik var
FMVDT deęiřkeni FGSYIH deęiřkeninin Granger nedeni deęildir		0.43264	0.0005	Nedensellik var
FGSYIH deęiřkeni FMVDT deęiřkeninin Granger nedeni deęildir	61	0.21651	0.0045	Nedensellik var
FTUFE deęiřkeni FGSYIH deęiřkeninin Granger nedeni deęildir		3.08352	0.0349	Nedensellik var
FGSYIH deęiřkeni FTUFE deęiřkeninin Granger nedeni deęildir	61	5.41266	0.0025	Nedensellik var
FFAIZ deęiřkeni FBIST deęiřkeninin Granger nedeni deęildir		1.60842	0.1981	
FBIST deęiřkeni FFAIZ deęiřkeninin Granger nedeni deęildir	61	2.30729	0.0369	Nedensellik var
FKREDI deęiřkeni FBIST deęiřkeninin Granger nedeni deęildir		8.05066	0.0002	Nedensellik var
FBIST deęiřkeni FKREDI deęiřkeninin Granger nedeni deęildir	61	9.28278	0.0000	Nedensellik var
FM2 deęiřkeni FBIST deęiřkeninin Granger nedeni deęildir		1.30939	0.2808	
FBIST deęiřkeni FM2 deęiřkeninin Granger nedeni deęildir	61	1.05703	0.3750	
FMVDT deęiřkeni FBIST deęiřkeninin Granger nedeni deęildir		2.85468	0.0956	
FBIST deęiřkeni FMVDT deęiřkeninin Granger nedeni deęildir	61	1.55355	0.2113	
FTUFE deęiřkeni FBIST deęiřkeninin Granger nedeni deęildir		2.05443	0.1171	
FBIST deęiřkeni FTUFE deęiřkeninin Granger nedeni deęildir	61	1.49337	0.2267	

FKREDI değişkeni FFAIZ değişkeninin Granger nedeni değildir		10.2053	0.0000	Nedensellik var
FFAIZ değişkeni FKREDI değişkeninin Granger nedeni değildir	61	12.0525	0.0000	Nedensellik var
FM2 değişkeni FFAIZ değişkeninin Granger nedeni değildir		2.79470	0.0889	
FFAIZ değişkeni FM2 değişkeninin Granger nedeni değildir	61	2.08768	0.1126	
FMVDT değişkeni FFAIZ değişkeninin Granger nedeni değildir		7.42441	0.0003	Nedensellik var
FFAIZ değişkeni FMVDT değişkeninin Granger nedeni değildir	61	6.90164	0.0005	Nedensellik var
FTUFE değişkeni FFAIZ değişkeninin Granger nedeni değildir		1.34962	0.0080	Nedensellik var
FFAIZ değişkeni FTUFE değişkeninin Granger nedeni değildir	61	0.19489	0.0004	Nedensellik var
FM2 değişkeni FKREDI değişkeninin Granger nedeni değildir		1.98644	0.1269	
FKREDI değişkeni FM2 değişkeninin Granger nedeni değildir	61	3.49131	0.0217	Nedensellik var
FMVDT değişkeni FKREDI değişkeninin Granger nedeni değildir		2.18162	0.1008	
FKREDI değişkeni FMVDT değişkeninin Granger nedeni değildir	61	2.59609	0.0618	
FTUFE değişkeni FKREDI değişkeninin Granger nedeni değildir		3.33763	0.0259	Nedensellik var
FKREDI değişkeni FTUFE değişkeninin Granger nedeni değildir	61	3.50741	0.0213	Nedensellik var
FMVDT değişkeni FM2 değişkeninin Granger nedeni değildir		0.90676	0.4439	
FM2 değişkeni FMVDT değişkeninin Granger nedeni değildir	61	2.69900	0.0747	
FTUFE değişkeni FM2 değişkeninin Granger nedeni değildir		0.46649	0.7069	
FM2 değişkeni FTUFE değişkeninin Granger nedeni değildir	61	0.51568	0.6732	
FTUFE değişkeni FMVDT değişkeninin Granger nedeni değildir		1.83050	0.1526	
FMVDT değişkeni FTUFE değişkeninin Granger nedeni değildir	61	3.04325	0.0365	Nedensellik var

Tablo 8'de görüleceği üzere, çift yönlü nedensellik belirlenen ilişkiler;

- BIST değişkeni ve GSYİH arasında çift yönlü nedensellik vardır (BIST↔GSYİH).

- FAIZ deęiřkeni ve GSYİH arasında ift ynl nedensellik vardır (FAIZ↔GSYİH).
- KREDİ deęiřkeni ve GSYİH arasında ift ynl nedensellik vardır (KREDİ↔GSYİH).
- M2 deęiřkeni ve GSYİH arasında ift ynl nedensellik vardır (M2↔GSYİH).
- MVDT deęiřkeni ve GSYİH arasında ift ynl nedensellik vardır (MVDT↔GSYİH).
- TUFİ deęiřkeni ve GSYİH arasında ift ynl nedensellik vardır (TUFİ↔GSYİH).
- KREDİ deęiřkeni ve BİST arasında ift ynl nedensellik vardır (KREDİ↔BİST).
- KREDİ deęiřkeni ve FAİZ arasında ift ynl nedensellik vardır (KREDİ↔FAİZ).
- MVDT deęiřkeni ve FAİZ arasında ift ynl nedensellik vardır (MVDT↔FAİZ).
- TUFİ deęiřkeni ve FAİZ arasında ift ynl nedensellik vardır (TUFİ↔FAİZ).
- TUFİ deęiřkeni ve KREDİ arasında ift ynl nedensellik vardır (TUFİ↔KREDİ).
- Dięer yandan bazı deęiřkenler iin tek ynl nedensellik belirlenmiřtir;
- BİST deęiřkeni ve FAİZ arasında tek ynl nedensellik vardır (BİST→FAİZ).
- KREDİ deęiřkeni ve M2 arasında tek ynl nedensellik vardır (KREDİ→M2).
- MVDT deęiřkeni ve TUFİ arasında tek ynl nedensellik vardır (MVDT→TUFİ).

Granger Nedensellik testi sonularına gre kredi kanalının ekonomik bymeye etkisi olduęunu destekleyen bir sonu ıkmıřtır. Baęımlı deęiřken olarak alınan GSYİH deęiřkeninin banka kredilerinin yanısıra dięer baęımsız deęiřkenler ile ift ynl nedensellięinin varlıęı tespit edilmiřtir.

## Sonu

Ekonomi politikaları temel olarak para ve maliye politikaları uygulamalarından oluřmaktadır. Maliye politikaları hkmetlerin istihdam, byme gibi makro ekonomik amaları gerekleřtirirken vergilendirme ve kamu harcamaları aralarını kullanmalarını ifade etmektedir. Para politikaları ise merkez bankalarının eřitli aralarla fiyat istikrarı ve finansal istikrar gibi hedeflere ulařmak iin aldıkları kararlar btndr. Bu perspektifte parasal aktarım mekanizması, para politikası uygulamalarının reel ekonomi zerinde yarattıęı etkiyi ifade etmektedir. Para politikalarının iktisadi faaliyeti ve enflasyonu nasıl etkiledięini tespit etmek ve etkin politika araları belirlemek amacıyla 1980’li yıllardan itibaren parasal aktarım mekanizmasının iřleyiřini ortaya ıkaracak akademik alıřmalar hız kazanmıřtır. Teorik erevede ele alındıęında ise parasal aktarım mekanizmalarının iřleyiři hakkında ekonomi literatrne giren ilk grř; Keynes’in faiz oranı kanalı yaklařımıdır. Faiz oranı kanalından sonra, dnyada ekonomik geliřmeler ile ortaya ıkan hisse senedi fiyatları, dviz kuru, kredi ve beklentiler kanalı parasal aktarım mekanizmaları olarak literatre eklenmiřtir. Miktar Teorisinin para yansızdır yaklařımına dayanan Yeni Klasik grřn ortaya attıęı rasyonel beklentiler teorisi ve

ekonominin devlet tarafından koordine edilme gereği gibi temelde Keynesyen görüşleri bir araya getiren Yeni Keynesyenler, son zamanlarda yaşanan küresel krizlerde ekonomi literatüründe öne çıkmışlar ve özellikle hisse senedi fiyatları ve kredi kanalı üzerine çalışmalar yapmışlardır.

Kredi kanalı, finansal piyasalarda asimetrik enformasyonun var olmasından dolayı kredi piyasalarının etkin olarak işlevlerini yerine getiremedikleri görüşüne dayanmaktadır. Para politikası uygulamaları açısından kredi kanalının önemi, merkez bankalarının bankaların kredi verme davranışını etkileyecek en uygun para politikası aracını seçebilmesi temeline dayanmaktadır. Türkiye’de finansal sistemde yer alan aracı kurumlar içerisinde bankalar önemli bir paya sahiptir. Reel ekonomiyi büyütecek harcama ve yatırımların, dış finansman ve çoğunlukla krediler ile fonlanması, Türkiye’de parasal aktarım mekanizmalarından kredi kanalının araştırılmasını ön plana çıkarmaktadır.

Çalışmada, uzun dönem ilişkiler için eşbütünleşme, kısa dönem ilişkiler için hata düzeltme modeli ile tanımlanan VAR modeli yardımıyla varyans ayrıştırma ve etki-tepki analizleri yapılmış, son aşamada ise, Granger nedensellik analizi uygulanarak, kredilerin Türkiye’de etkinliği test edilmiştir.

Çalışmanın bulgularına göre parasal aktarım mekanizması değişkenleri ile büyüme arasında hem uzun dönem hem de kısa dönem istatistiki açıdan anlamlı ilişkiler belirlenmiştir. Sonuç olarak kredi kanalının ekonomik büyümeye etkisi olduğu ve bağımlı değişken olarak alınan GSYİH değişkeninin banka kredilerinin yanı sıra diğer bağımsız değişkenler ile çift yönlü nedenselliğinin varlığı tespit edilmiştir. Ayrıca bir parasal aktarım mekanizması olarak banka kredi kanalının Türkiye’de, 2004.Ç1-2020.Ç1 arasındaki dönemde etkin olduğu tespit edilmiştir.

### Kaynakça

- AKA, Kemal. (2019). “Banka Karlılığının Belirleyicileri: Türk Bankacılık Sektöründeki Katılım Bankaları Üzerine Ampirik Bir Uygulama”, **Social Sciences Research Journal**, 8(3), 21-25.
- AKERLOF, George A.. (1970). “The Market For Lemons: Quality Uncertainty and the Market Mechanism”, **The Quarterly Journal of Economics**, 84(3), 490.
- AKLAN N. A. ve NARGELEÇEKENLER M.. (2008). “Para politikalarının banka kredi kanalı üzerine etkileri”. **İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi**, 39, 109-132.
- ALKAN, Ufuk. (2014). “Finans Sektöründen Reel Sektöre Parasal Aktarım Mekanizması: Bankacılık Sektörü Açısından Bir Uygulama” (Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü Bankacılık ABD, **Basılmamış Doktora Tezi**).
- ALPER, C. Emre ve ARUOBA, S. Boragan. (2001). “Moving Holidays and Seasonality: An Application in the Time and Frequency Domains For Turkey,” Working Papers 2001/07, Bogazici University, Department of Economics, 6, [http://www.econ.boun.edu.tr/public\\_html/RePEc/pdf/200107.pdf](http://www.econ.boun.edu.tr/public_html/RePEc/pdf/200107.pdf)., (Erişim Tarihi: 28.09.2020)
- ALTUNÖZ, Utku. (2013). “Türkiye’de Banka Kredi Kanalının Etkinliği Üzerine Ampirik Bir Çalışma: Kredi Tayinlaması”, **Akademik Bakış Dergisi**, 37, 2.
- ATİYAS, İzak, ERSEL Hasan ve ÖZTÜRK Emin.(1993) “Türk Bankalarında Müşteri Deseni ve Kredi Tayinlaması”, **Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma Genel Müdürlüğü Tartışma Tebliği**. No. 9301/A., 2.

- ANDRÉS, Javier, LÓPEZ-SALIDO, J. David ve NELSON, Edward. (2004). “Tobin’s Imperfect Asset Substitution in Optimizing General Equilibrium”, **Journal of Money, Credit and Banking**, 36(4), Ohio State University Press, 665-690.
- ARESTIS, Philip, DEMETRIADES, Panicos ve LUIINTEL, Kul B..(2001). Financial Development and Economic Growth: The Role of Stock Markets, **Journal of Money, Credit and Banking**, Vol 33, No 1, 16-41.
- BACCHETTA, Paul ve BALLAGRIBA, Claveria F. (2000 ). “The Impact of Monetary Policy and Banks Balance Sheets: Some International Evidence”, **Applied Financial Economics**, 10(1), 15– 26.
- BERNANKE , B. S., BLINDER, A. S.. (1992). “The federal funds rate and the channels of monetary transmission”. **The American Economic Review**, 82 (4), 901-921.
- BERNANKE, Ben S. ve GERTLER, Mark. (2000). “Monetary Policy and Asset Price Volatility”, **NBER Working Paper Series**, 7559, 43.
- BERNANKE, Ben S., GERTLER, Mark ve GILCHRIST, Simon. (1999). “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”, **NBER Macroeconomics**, 6455, 34-40.
- BERK, Jan M.. (2001). “**The Preparation of Monetary Policy: Essays on a Multi-Model Approach**”, Boston: Kluwer Academic Publishers.
- BOLTON, Patrick ve FREIXAS, Xavier.(2006), “Corporate Finance and The Monetary Transmission Mechanism”, **The Review of Financial Studies**, Vol. 19, No. 3, 22.
- CHAREMZA, Woicich W. ve DEADMAN, Derek.F.. (1992). “**New Directions in Econometric Practice**”, England, Edward Elgar.
- CLARIDA, Richard, GALL, Jordi ve GERTLER, Mark. (1999). The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, **Journal of Economic Literature**, 37(4), 1661-1707.
- CLAUS, Iris ve GRIMES, Arthur. (2003). “Asymmetric Information, Financial Intermediation and the Monetary Transmission Mechanism: A Critical Review”, **New Zealand Treasury Working Paper**, 12.
- ETİNTAŐ, H.. (2004). “İhracat ve Ekonomik Büyüme”, **Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi**, 5(1), 26.
- AVUŐOĐLU, A. Tarkan. (2002). “Credit Transmission Mechanism in Turkey: An Empirical Investigation”, **ERC Working Paper**, 02/03, 2-28.
- İEK, Macide. (2005). “Türkiye’de Parasal Aktarım Mekanizması: VAR (Vektör Otoregresyon) Yaklaşımıyla Bir Analiz”, **İktisat İşletme ve Finans Dergisi**, 20 (233), 82-105.
- DE BONDT, Gabe. (2004). “The Balance Sheet Channel of Monetary Policy: First Empirical Evidence for The Euro Area Corporate”, **International Journal of Finance and Economics**, 9(3), 219-228.
- DIXON, Huw. (2008). “New Keynesian Macroeconomics”, **New Palgrave Dictionary of Economics**.
- DORNBUSCH, Rudiger ve FISCHER, Stanley. (1998). “**Makro Ekonomi**”, 1.Baskı, ev; E. YILDIRIM, Salih AK, Mahir FİSUNOĐLU ve Refia YILDIRIM, Ankara. McGraw-Hill-Akademi Yay.
- EHRMANN, Michael ve WORMS, Andreas. “Bank Networks And Monetary Policy Transmission”, 2002, [http://crei.eu/activities/sc\\_conferences/16/ehrmann.pdf](http://crei.eu/activities/sc_conferences/16/ehrmann.pdf) (Eriřim Tarihi: 10.05.2019)
- ENGLE, Robert F. ve GRANGER, C. W. J. (1987), “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, **Econometrica**, 55(2), 251-276.
- ERDOĐAN, Seyfettin, BEŐBALLI, Sinem Gözde. (2009). “Türkiye’de banka kredileri kanalının işleyiři üzerine ampirik bir analiz”, **DoĐuř Üniversitesi Dergisi**, 11(1).
- FISHER, Irving. (1911). “The Purchasing Power of Money”, **American Statistical Association**, 12(96), 818-829.
- FRIEDMAN, Milton. (1968). “**The Quantity Theory of Money**”, USA: Penguin Education.





- GOODFRIEND, Marvin ve KING, Robert G.. (1997). "The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy", **NBER Macroeconomics Annual**, 12, 2.
- GUJARATI, Damodar N. (2004). "**Basic Econometrics**", London. The MacGraw-Hill Companies.
- GÜNDÜZ, Lokman. (2001). "Türkiye'de Parasal Aktarım Mekanizması ve Banka Kredi Kanalı", **İMKB Dergisi**, 5(18), 13-30.
- GÜVEN, Semih. (2002). "Türkiye'de Banka Kredileri ve Büyüme İliřkisi", **İktisat İşletme ve Finans**, 17(197), 88-100.
- HARRIS, Richard ve SILVERSTON, Brian. (2001). "Testing For Asymmetry In Okun's Law: A Cross-Country Comparison", **Economics Bulletin**, 5(2), s.6.
- HODRICK, Robert ve PRESCOTT, Edward C. (1997). "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", **Journal of Money, Credit, and Banking**, 29 (1), 1-16.
- HOLTEMÖLLER, Oliver. "Identifying a Credit Channel of Monetary Policy Transmission and Empirical Evidence for Germany", February 2002, 1-19, <http://www.eea-esem.com/papers/eeaesem/esem2002/669/Crch-ger.pdf>, (Eriřim Tarihi: 10.05.2019)
- ISIGİÇOK, Erhan. (1994). "**Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi**", Bursa: Uludağ Üniversitesi Basımevi.
- JAFFEE, Dwight M. ve RUSSELL, Thomas.(1976). "Imperfect Information Uncertainty and Credit Rationing", **Quarterly Journal of Economics**, 90(4), 656.
- JAYANATRE, Jith ve STRAHAN, Philip. (1996). "The Finance - Growth Nexus: Evidence from Bank branch Deregulation", Oxford Journals, **Quarterly Journal of Economics**, 111(3), 639- 670.
- JOHANSEN, S. ve Juselius K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to Demand for Money" **Oxford Bulletin of Economics and Statistics** 52, 169-210.
- JOHANSEN, Soren. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12, North - Holland, 243.
- KAMIN, Steven, TURNER, Philip and DACK, Jozef Van't. (1998). "The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Emerging Market Economies: An Overview", **BIS Policy Papers**, 3, 6-46.
- KASAPÖĐLU, Özgür. (2007). "Parasal Aktarım Mekanizmaları: Türkiye İçin Uygulama", **Uzmanlık Yeterlilik Tezi**, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Ankara: Piyasalar Genel Müdürlüğü.
- KEYNES, John M.. (1967). "**The General Theory of Employment, Interest and Money**", London: Palgrave Macmillan.
- KIMBALL, Miles S.. (1995). "The Quantitative Analytics of the Basic Neomonetarist Model", **Journal of Money, Credit, and Banking**, 27, 1241-1277.
- MISHKIN, Frederic S..(1995) Symposium on the Monetary Transmission Mechanism, **Journal of Economic Perspectives**, Vol.9, No.4, 3.
- MISHKIN, Frederic S.. (1996). "The Channels of Monetary Transmission: Lessons For Monetary Policy", **NBER Working Paper**, 5464, 13.
- MISHKIN, Frederic S.. (2011). "**The Economics of Money, Banking and Financial Markets**", 4th Canadian Edition, Toronto, Ontario: Pearson Education Inc..
- OLINER, Stephen D. ve RUDEBUSCH, Glenn D.. (1996). "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance: Comment", **The American Economic Review**, 86(1), 300-309.
- OBSTFELD, Maurice ve Rogoff, Kenneth. (1995). "The Mirage of Fixed Exchange Rates", **Journal of Economic Perspectives**, 9 (4): 73-96.

- ROMER , Christiana D. ve ROMER, David H.. (1990). “New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism”, **Brooking Papers on Economic Activity**, 1, 197.
- SUN, L., FORD, J. L. ve DICKINSON, D. G.(2010). “Bank loans and the effects of monetary policy in China: VAR/VECM approach”, **China Economic Review**, 21, 65–97.
- ŐEN, Ali. (2006). “Asimetrik Bilgi – Finansal Kriz İliřkisi”, Dumlupınar Üniversitesi, **Sosyal Bilimler Dergisi**, Sayı:14, Nisan, Kütahya, 24.
- ŐENGÖNÜL, Ahmet ve THORBECKE, Willem. (2005). “The effect of monetary policy on bank lending in Turkey”, **Applied Financial Economics**, No. 15, 931-934.
- TUTAR, Filiz ve ÜNLÜLEBLEBİCİ, Yıldız. (2014). “Türkiye’de Kobi Kredilerinin Ekonomik Büyümeye Etkisi (2006-2011)”, **Global Journal of Economics and Business Studies** (GJEBS), 3 (5), 1-14.
- YİĞİTBAŐ, Őehnaz Bakır. (2014). “Türkiye’de Banka Kredileri ve Konjonktür Dalgalanmaları Arasındaki İliřkinin Analizi”, **Bankacılar Dergisi**, Sayı 90, 19-32.
- YÜKSEL, Serhat ve ADALI, Zafer. (2017). “Farklı Kredi Türlerinin Ekonomik Büyümeye Olan Etkisinin Belirlenmesi: TodaYamamoto Analizi le Türkiye Üzerine Bir Uygulama”, **Politik Ekonomik Kuram (PEK) Dergisi**, Cilt 1 (1), 1-21.
- WOODFORD, Michael. (2003). “**Interest and Prices Foundations of a Theory of Monetary Policy**”, Princeton University Press, Princeton and Oxford.



## BİST 100 ENDEKSİNİN DÖVİZ KURU DEĐİŐİMLERİ İLE SİMETRİK VE ASİMETRİK İLİŐKİSİ

### THE SYMMETRICAL AND ASYMMETRICAL RELATIONSHIPS BETWEEN THE EXCHANGE RATE AND BIST 100 INDEX

Selim YILDIRIM\*   
Reyhan CAVADOVA\*\*   
Ethem ESEN\*\*\*   
Fatih TEMİZEL\*\*\*\* 

#### Öz

Bu alıřmada, Türkiye Ekonomisinde 2009:Q1-2019:Q4 dnemi iin BİST 100 endeks getirileri ile dviz kuru deėiřimleri arasındaki iliřki incelenmiřtir. alıřmada kullanılan BİST100 ve dviz kuru deėiřkenlerinin verileri, u aylık verilerden oluřmaktadır. Deėiřkenler arasındaki iliřkiyi incelemek üzere gecikme eklemeli modeller baėlamında, simetrik ve asimetrik nedensellik testleri kullanılmıřtır. alıřmada ilk olarak, serilerin duraėan olup olmadıėını veya birim kklerinin bulunup bulunmadıėını belirlemek iin Geniřletilmiř Dickey-Fuller testi kullanılmıřtır. Ardından da simetrik ve asimetrik nedensellik testi ile Türkiye’de dviz kuru-hisse senedi getirileri arasındaki iliřki incelenmiřtir. Bulgular, iki deėiřken arasındaki iliřkinin zayıf olduėunu, bununla birlikte borsadaki negatif bir geliřmenin dviz kuru artıřı ile iliřkili olduėunu ortaya koymaktadır.

**Anahtar kelimeler:** BİST 100, Dviz kuru, Simetrik ve Asimetrik Granger Nedensellik Testi

**Jel Kodları:** C32, C50, G10.

\* Prof. Dr. Anadolu niversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakltesi, İktisat Blm, E-Mail: selimy@anadolu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-7900-6813

\*\* Yksek lisans rencisi, Anadolu niversitesi, Sosyal Bilimler Enstits, Finansman blm, E-Mail: reyhan.cavadova19@gmail.com, ORCID: 0000-0003-1428-7527

\*\*\* Do. Dr. Anadolu niversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakltesi, İktisat Blm, E-Mail: etheme@anadolu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-5356-1798

\*\*\*\* Prof. Dr. Anadolu niversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakltesi, İřletme Blm, E-Mail: ftemizel@anadolu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-7208-3293

**Abstract**

In this study the relationship between the returns BIST 100 index and the exchange rate changes is investigated. We used quarterly data of variables covering 2009:Q1-2019:Q4 period, Symmetric and asymmetric causal tests within the framework of lag augmented VAR models were used to examine the relationship between variables. First, the Augmented Dickey-Fuller test was used to determine whether the series are stationary or there are unit roots present. Next the nexus among exchange rate and stocks in Turkey were examined through the aforementioned symmetric and asymmetric causality tests. The findings suggest that the relationship between the two variables is weak, but a negative development on the stock exchange is related to the increase in foreign exchange rates.

**Keywords:** BIST 100 Index, Exchange rate, Symmetric and asymmetric Granger causality test

**Jel Codes:** C32, C50, G10.

**Giriř**

Finansal ekonomide bir dizi alıřma hisse senedi getirileri ve makroekonomik deęiřkenler arasındaki iliřkiye odaklanmıřtır. Hangi sistematik kuvvetlerin borsadaki fiyatlamada etkili olduęunu ortaya ıkarmak önemli bir amatır. Borsa bir ülkenin ekonomik kalkınmasında önemli bir rol oynamaktadır. Borsaların temel iřlevi, tasarruf sahipleri ile borlular arasında aracılık yapmaktır. Büyük tasarruf havuzunda yer alan küçük tasarruf sahiplerinin tasarruflarını harekete geirir ve bu fonları verimli yatırımlara yönlendirir. Böylece, bor verenlerin ve borluların tercihleri borsa iřlemleriyle uyumlu hale getirilir. Borsa, fonların řirketler ve sektörler arasında yeniden tahsisini desteklemektedir. Aynı zamanda, yurtii kredi büyümesi için likidite saęlamaktadır.

Finansal ekonomide en fazla dikkat eken konulardan biri de döviz piyasası ile borsa arasındaki baęlantıdır. 19 Ekim 1987 ve 31 Aęustos 1998'deki piyasa öküřleri, piyasaların belirli bir süre boyunca önemli bir kazanç elde ettięinde, borsaların sıklıkla büyük deęiřikliklere maruz kaldıęını göstermektedir. Döviz kurundaki dalgalanmaların, rekabet kořullarındaki deęiřiklikler, girdi fiyatlarındaki deęiřiklikler ve döviz cinsinden varlıkların deęerlerindeki deęiřiklikler yoluyla firmaların deęerlerini önemli ölçüde etkileyebileceęi düşünölmektedir. Bu durumdan dıř ticaret iřlemleri olan yerli firmalar doğrudan etkilenmektedir. Bu etki, dıř ticaret iřlemleri olmayan firmaları bile dolaylı olarak etkileyebilmektedir. Buna göre, firmaların hisse senedi fiyatları ve borsa, döviz kurlarındaki deęiřikliklere tepki verebilir.

Bir ülkenin makroekonomik deęiřkenlerindeki deęiřikliklerden eřitli sektörlerin nasıl etkiledięine iliřkin bilgi edinmek önemli ve deęerlidir. Politika yapıcılar, karar vericiler ve yatırımcılar, farklı faktörlerin borsa oynaklıęını nasıl etkileyebileceęine daha fazla önem vermelidir. Ayrıca döviz kurları ve faiz oranları, borsaları etkileyen önemli finansal ve ekonomik faktörlerdir. Döviz kuru oynaklıęı, politika yapıcılarının ve yatırımcıların kararlarını etkileyen makroekonomik belirsizliklerin önemli bir kaynaęıdır. Para ve maliye politikaları üzerindeki etkisi nedeniyle hisse senedi fiyatlarıyla döviz kurları arasındaki iliřkinin deęerlendirilmesi önemlidir. Bu alıřmada döviz kurundaki deęiřimlerin BİST 100 Endeksi üzerinde etkisinin varlıęı arařtırılmaktadır.

## 1. Literatür Taraması

Literatürde hisse senedi fiyatları ve döviz kurları arasında ilişkiyi açıklayan birçok ampirik çalışma vardır. Genel bir değerlendirme ile elde edilen sonuçların farklı olduğu tespit edilmiştir. Bu bölümde ilk olarak konu ile ilgili çeşitli ülke ya da ülke grupları için yapılan çalışmaların sonuçları ve daha sonra ise Türkiye için yapılan çalışmaların sonuçları özet olarak sunulmuştur.

Döviz kuru ile hisse senedi endeksleri arasında ilişkinin varlığını ortaya koyan farklı ülke ya da ülke grupları için çeşitli çalışmalar vardır. Bunlardan Amerika Birleşik Devletleri (ABD) için yapılan çalışmaların birinde Soenen ve Hennigar (1988), 1980-1986 döneminde ABD doları efektif döviz kuru ve ABD borsa endeksinin aylık verilerini kullanarak aradaki ilişkiyi araştırmıştır. Soenen ve Hennigan bu iki değişken arasında anlamlı negatif korelasyon olduğunu göstermişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre, döviz kuru oynaklığı çok uluslu şirketlerin kârını ve faaliyetlerini olumsuz etkilemektedir. Öte yandan, Jorion (1990), 1971-1985 dönemi için panel veri analizi kullanarak Amerika Birleşik Devletleri çok uluslu şirketlerinin hisse senedi getirileri ile ABD doları efektif döviz kuru arasındaki ilişkiyi göstermek amacıyla bir çalışma yapmıştır. Hisse getirileri ile döviz kuru arasındaki ilişki çok uluslu şirketler genelinde sistematik olarak farklılaşmaktadır. Hisse senedi getirileri ile doların değeri arasındaki ilişkinin ABD çokuluslu şirketlerinin yurtdışı faaliyetlerinin yüzdesi ile pozitif ilişkili olduğu bulunmuştur. Dimitrova (2005) çalışmasında, 1990-2004 dönemi için aylık verileri kullanarak ABD ve İngiltere için hisse senedi ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi granger nedensellik testi uygulayarak araştırmıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre döviz kurundaki düşüş, hisse senedi fiyatlarının düşmesini baskılamaktadır. Ancak döviz kurundaki artış borsada artışa neden olabilecektir. Ayrıca, hisse senedi fiyatlarında ani düşüşlerin olduğu dönemlerde, döviz kurunun değer kaybettiği tespit edilmiştir.

Roll (1992), 24 ülkenin hisse senedi endeksi ile döviz piyasaları arasındaki ilişkiyi regresyon analiziyle araştırmıştır. Analizde Nisan 1988 ile Mart 1991 dönemini kapsayan günlük veriler kullanılmıştır. Ampirik bulgular, değişkenler arasında bir ilişki olduğunu ve bu ilişkinin pozitif olduğunu göstermektedir. Benzer bir sonucun elde edildiği Phylaktis ve Ravazzolo (2005) çalışmasında, Hong Kong, Endonezya, Malezya, Filipinler, Singapur ve Tayland için 1980'den 1998'e kadar olan dönemde aylık veriler kullanılmıştır. Döviz kurları ve hisse senedi fiyatlarının eşbütünleşme yöntemi ve Granger nedensellik testiyle analiz edildiği çalışmada, değişkenler arasında pozitif ilişki olduğu bulunmuştur. Diamandis ve Drakos (2011), Arjantin, Brezilya, Meksika ve Şili'de Ocak 1980-Şubat 2009 döneminde hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasında pozitif bir ilişki bulmuştur. Analizde kullanılan yabancı para birimi ABD dolarıdır. Çalışma, bu iki değişken arasındaki pozitif ilişkinin, bir kanal görevi gören ABD borsası üzerinden aktarıldığını ortaya koymaktadır. Bu nedenle, çalışma ABD borsalarının bu ülkelerin ekonomileri üzerindeki etkisini teyit etmektedir. Jain ve Biswal (2016) çalışmalarında, küresel altın fiyatları, ham petrol, döviz kuru ve Hindistan'daki borsa arasındaki ilişkiyi araştırmayı amaçlamışlardır. Çalışmada, DCC-GARCH modelleri, simetrik ve asimetric doğrusal olmayan nedensellik testleri kullanılmıştır. Ampirik sonuçlar, Hindistan Rupisindeki düşüşün Hindistan hisse senedi endeksinde düşüşe neden olduğunu göstermiştir.

Ajayi ve Mougoue (1996) çalışmalarında, sekiz gelişmiş ekonomi örneğinde, hisse senedi endeksleriyle döviz kurları arasındaki ilişkiyi incelemek amacıyla zaman serisi analizleri uygulamışlardır. Çalışmanın sonucunda; hisse senedi fiyatlarındaki artışın ulusal para birimi değeri üzerinde kısa

dönemde negatif, uzun dönemde ise pozitif etkisinin olduđu tespit edilmiştir. Öte yandan, para biriminin deđer kaybının, borsa üzerinde kısa ve uzun dönemde negatif bir etkisinin olduđu bulunmuştur. Hau ve Rey (2002), 1977 ile 2001 arasındaki döneme ilişkin bazı sanayileşmiş ülkeleri ele aldıkları çalışmada, üç önemli sonuca ulaşmışlardır. Birincisi; döviz arzında yeterli esneklik olmadığında, döviz kuru dalgalanmaları yüksek olacaktır. İkincisi; yabancı hisse senedi fiyatları ve döviz kuru arasında negatif bir ilişki vardır. Üçüncüsü; döviz kuru ile toplam sermaye akışı arasında pozitif bir ilişki vardır.

Ong ve Izan (1999), Avustralya ve G7 ülkelerinde hisse senedi fiyatlarıyla döviz kurları arasındaki ilişkinin varlığını doğrusal olmayan en küçük kareler metoduyla analiz etmiştir. Yazarlara göre, hisse senedi fiyatlarıyla döviz kurları arasında anlamlı bir ilişki vardır. Avustralya'nın dikkate alındığı bir başka çalışmada Groenewold ve Paterson (2011), Aralık 1979-Aralık 2010 döneminde hisse senedi fiyatları, emtia fiyatları ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi arařtırmışlardır. Çalışmada eşbütünlüşme analizi ve nedensellik testleri uygulanmıştır. Yazarlara göre, hisse senedi fiyatlarıyla döviz kurları arasında zayıf bir ilişki vardır. Ancak, döviz kurları ile emtia fiyatları arasında daha güçlü bir ilişki vardır. Yazarlara göre, emtia fiyatlarının hisse senedi fiyatlarını etkilediđi varsayılarak, hisse senedi fiyatlarıyla döviz kurları arasında olası bir etki olabilecektir.

Abdalla ve Murinde (1997), 1985-1994 döneminde dört Asya ülkesi Hindistan, Pakistan, Güney Kore ve Filipinler için hisse senedi fiyatlarıyla döviz kurları arasındaki ilişkiyi incelemek üzere nedensellik testi uygulamışlardır. Abdalla ve Murinde, döviz kurlarından hisse senetlerine doğru tek yönlü nedensellik saptamışlardır. Bununla birlik, benzer ülke grubunun ele alındığı başka bir çalışmada Ramasamy ve Yeung (2005), Granger nedensellik yöntemine bađlı olarak yaptıkları analizde dokuz Dođu Asya ekonomisi için hisse senedi fiyatlarıyla döviz kuru piyasaları arasında son derece hassas karşılıklı bir ilişki tespit etmişlerdir. Yazarlara göre, döviz kuru hareketleri iş hayatını etkileyen önemli makroekonomik deđişkenlerdendir. Obben vd. (2006), 1999'dan 2005 yılına kadar haftalık verilerle eşzamanlı bir VAR yaklaşımı kullanarak Yeni Zelanda'da borsa performansı ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Hem kısa dönemde hem de uzun dönemde döviz kuru ile birkaç hisse fiyatı endeksi arasında çift yönlü nedensellik olduğunu belirlemişlerdir.

Chkili ve Nguyen (2014) çalışmalarında, BRICS ülkeleri (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika) için döviz kurları ile borsa getirileri arasındaki dinamik bađlantıları arařtırmışlardır. VAR modelinden elde edilen kanıtlar, borsaların döviz kurları üzerinde daha fazla etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte Chkili ve Nguyen, döviz kuru hareketlerinden borsa getirilerine doğru önemli bir etki bulamamışlardır.

Literatürde iki deđişken arasında ilişkinin olmadığını ya da ilişki olsa bile bu ilişkinin kısa dönemde olduğunu ve uzun dönemde herhangi bir ilişkinin olmadığını ifade eden çalışmalar da yer almaktadır. Solnik (1987) hisse senedi getirilerini ekonomik aktivitenin bir ölçüsü olarak aldığı çalışmasında, döviz kurları ile ekonomik aktivite arasındaki ilişkiyi test etmiştir. Çalışmada, Temmuz 1973'den Aralık 1983'e kadar olan dönemde başlıca sekiz Batı ülkesinin (Almanya, Amerika Birleşik Devletleri (ABD), Fransa, Hollanda, İngiltere, İřviçre ve Kanada) verisi dikkate alınmıştır. Elde edilen bulgular temelinde, döviz kurlarındaki deđişikliklerin hisse senedi fiyatları üzerinde önemli bir etkisinin olmadığını sonucuna varılmıştır. Rahman ve Uddin (2009) çalışmalarında, Ocak

2003-Haziran 2008 döneminde üç Güney Asya ülkesinde (Hindistan, Bangladeş ve Pakistan) hisse senedi fiyatları ve döviz kurları arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmada, uygulanan Johansen eşbütünleşme analizi sonucunda, hisse senedi fiyatlarıyla döviz kurları arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı belirlenmiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığını tespit etmek amacıyla yapılan Granger nedensellik testi sonucunda da, bu ülkelerde hisse senedi fiyatlarıyla döviz kurları arasında nedensellik ilişkisinin olmadığı ortaya konmuştur. Zhao (2010) çalışmasında, aylık verilerle Ocak 1991'den Haziran 2009'a kadar olan dönemde Çin'de Renminbi efektif döviz kuru ve hisse senedi fiyatı arasındaki ilişkiyi VAR ve GARCH modellerini kullanarak analiz etmiştir. Çalışmanın sonuçları, reel efektif döviz kuruyla hisse senedi fiyatı arasında uzun dönemli istikrarlı bir ilişkinin olmadığını göstermektedir.

Bahmani-Oskooee ve Sohrabian (1992) çalışmalarında, 1973-1988 dönemine ait S&P 500 endeks fiyatları ve ABD doları efektif döviz kuru aylık verilerini kullanarak aradaki ilişkiyi saptamak için eşbütünleşme ve Granger nedensellik testi uygulamışlardır. Bahmani-Oskooee ve Sohrabian, değişkenler arasında kısa dönemde çift yönlü nedensellik ilişkisi bulmuşlardır. Bununla birlikte, uzun dönemde bir ilişki elde edememişlerdir. Benzer bir sonucun elde edildiği çalışmada Nieh ve Lee (2001), G7 ülkelerinde hisse senedi fiyatları ve döviz kurları arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Yazarlar zaman serisi analizi uygulayarak, iki değişken arasındaki ilişkiyi kısa dönemde saptarken, uzun dönemde ilişki tespit edememişlerdir. Uzun dönemli ilişkinin tespit edilemediği bir başka çalışmada Maury (2006), Brezilya ekonomisinde hisse senedi fiyatları ve döviz kurları arasındaki dinamik ilişkiyi incelemiştir. Maury, değişkenler arasında uzun dönem ilişkiyi test etmek için endojen kırılmalara izin veren birim kök ve eşbütünleşme testlerini uygulamıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre, hisse senedi fiyatları ve döviz kurları arasında uzun dönemde bir ilişki tespit edilememiştir. Ancak, kısa dönemde döviz kurlarından hisse senedi fiyatlarına bir nedensellik tespit edilmiştir.

Türkiye için yapılan çalışmalara bakıldığında; Ayvaz (2006) çalışmasında, Türkiye'de 1991-2004 dönemi için aylık verilerle zaman serisi analizini kullanarak hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Sonuçlar, döviz kuru ile İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) 100 endeksi arasında uzun dönem bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığını göstermektedir. Ayrıca Granger nedenselliğe dayanan Hsiao testi, iki değişken arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermiştir. Döviz kuru ile hisse senetleri üzerine benzer bir çalışmada İpekten ve Aksu (2009) çalışmalarında, 1999-2011 yıllarını kapsayan dönem için Dow Jones sanayi endeksi, dolar kuru, faiz oranı ve altın fiyatının İMKB endeksi üzerindeki kısa ve uzun dönem etkilerini sınır testi yöntemini kullanarak incelemiştir. Bu çalışmanın sonuçları, Dow Jones endeksindeki değişikliklerin İMKB endeksi üzerinde hem kısa hem de uzun dönem etkileri olduğunu göstermektedir. Ayrıca, uzun dönemde Amerikan dolarının İMKB hisse senetlerine alternatif bir yatırım aracı olabileceği; bununla birlikte bu etkinin kısa dönemde anlamlı olmadığı ifade edilmiştir.

Açıkalin vd. (2008) çalışmalarında, İMKB'deki getiriler ile Türkiye Ekonomisinin makroekonomik değişkenleri arasındaki ilişkileri incelemiştir. Çalışmada, Türkiye için 1991-2006 dönemi ele alınarak üç aylık verilerle eşbütünleşme testi ve VEC modeli kullanılmıştır. Uygulanan Granger nedensellik testi sonucunda, makro göstergeler ile İMKB endeksi arasında tek yönlü ilişkiler saptanmıştır. Derindere ve Dizdarlar (2008), 2005-2007 dönemi için aylık verilerle çoklu regresyon analizi kullanarak

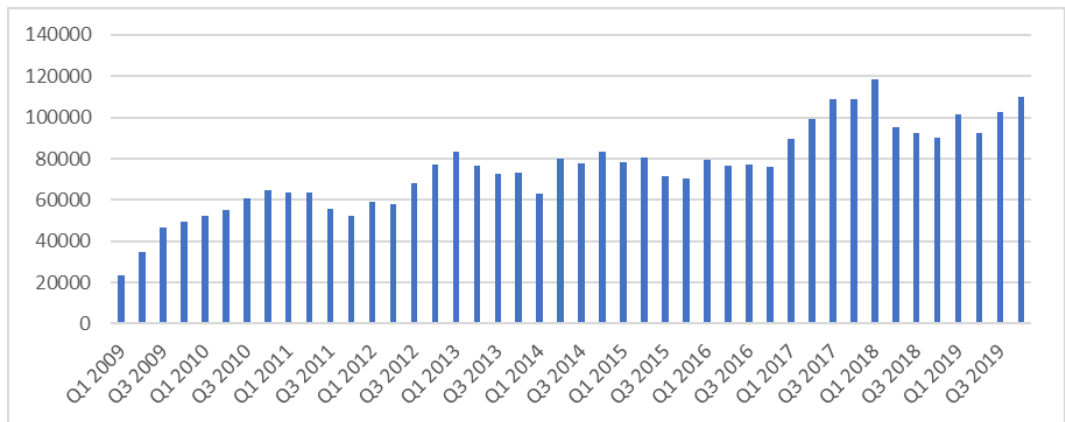
on drt makroekonomik deęiřkenin İMKB-100 endeksi zerindeki etkilerini incelemiřlerdir. Yazarlar, dviz kuru ve İMKB-100 endeksinin negatif iliřkili olduęunu belirtmiřlerdir. Aydemir ve Demirkan (2009), 23 řubat 2001'den 11 Ocak 2008'e kadar olan dnemde Trkiye'ye iliřkin verileri kullanarak hisse senedi fiyatları ve dviz kurları arasındaki nedensellik iliřkisini arařtırmıřlardır. VAR modeli kullanılarak yapılan ampirik alıřmanın sonuları, dviz kuruyla tm borsa endeksleri arasında ift ynl nedensellik iliřkisinin olduęunu gstermektedir. Temizel (2018) alıřmasında, geliřmekte olan lkeelerde makroekonomik deęiřkenler ile hisse senedi getirileri arasındaki iliřkileri incelemiřtir. Asimetrik nedensellik testinden elde edilen bulgular sonucunda, Trkiye iin faiz oranları, enflasyon, ekonomik politika belirsizlięi ve petrol fiyatlarıyla hisse senedi fiyat oynaklıęı arasında anlamlı iliřki elde edilememiřtir. Bunun yanında, dviz kurları, para arzı ve byme deęiřkenleriyle hisse senedi fiyatları arasında anlamlı asimetrik nedensellik iliřkisinin olduęuna ulařılmıřtır.

## 2. Veri Seti ve Yntem

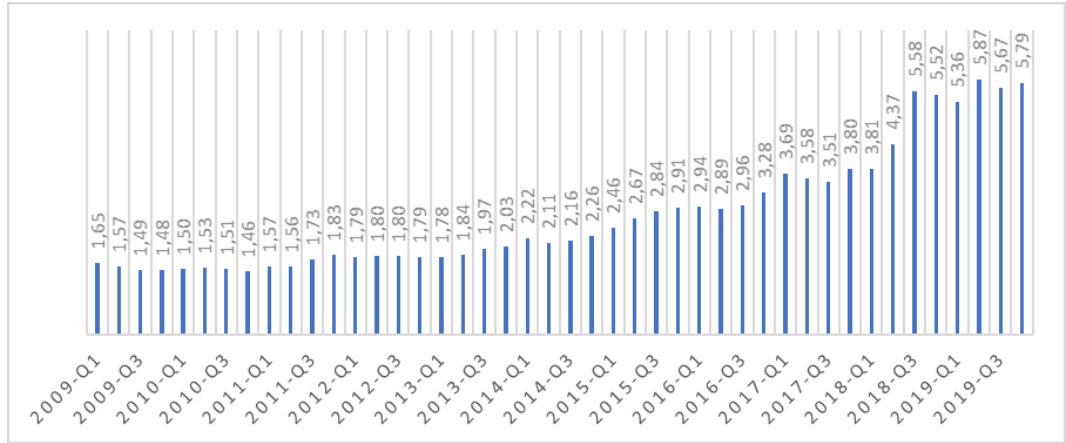
Bu alıřmada, Trkiye iin BİST 100 endeksi getirileri ile dviz kurundaki (ABD doları/TL kuru) deęiřimler arasındaki iliřkinin incelenmesi amalanmıřtır. Bu amala, 2009:Q1-2019:Q4 dnemine ait  aylık veriler kullanılmıřtır. Bu veriler TCMB EVDS veri tabanından ve Thomson Reuters veri tabanından elde edilmiřtir. alıřmada kullanılacak baęımlı ve baęımsız deęiřkenlerin ham halleri grafik 1 ve 2'de gsterilmiřtir.

alıřmada hisse senetlerinin fiyatları ile seilmiř olan makroekonomik deęiřken dviz kuru deęiřimleri arasındaki iliřkiyi incelemek iin gecikme eklemeli (lag augmented) modeller baęlamında simetrik ve asimetrik nedensellik testleri kullanılmıřtır. Hacker ve Hatemi-J (2006) ve Hatemi-J (2012) alıřmalarında geliřtirilen bu testlerin zellięi serilerin duraęan, yani  $I(0)$ , olmasını gerektirmemesidir. Ayrıca seriler btnleřme dereceleri  $I(1)$ 'den yksek olmadıka, serilerin btnleřme derecesinin aynı olması gerekmemektedir. (Hacker ve Hatemi-J, 2006; Hatemi-J, 2012).

**Grafik 1:** BİST100 Hisse Senedi Fiyatlarının 3 Aylık (2009:Q1-2019:Q4 Dneminde) Deęiřimi



**Kaynak:** Thomson Reuters'den alınmıřtır.

**Grafik 2:** Döviz Kuru Değişkeninin 3 Aylık (2009:Q1-2019:Q4 Döneminde) Değişimi

**Kaynak:** TCMB EVDS'den alınmıştır.

Hacker ve Hatemi-J (2006) çalışmalarında Toda ve Yamamoto (1995) tarafından ortaya koyulmuş olan nedensellik testini geliştirmişlerdir. Toda-Yamamoto prosedürü, VAR modeline gecikme eklenmesine dayanmaktadır. Seriler  $y_t$ , artıklar  $\varepsilon_t$  ve parametreler,  $r$  gecikme olmak üzere  $n$ 'n boyutlu  $A_r$  matrisi ile gösterilmek üzere VAR(p) modeli aşağıdaki şekilde ele alınmış olsun:

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada  $\varepsilon_t$  artıklar vektörü, sıfır ortalamalı,  $\varepsilon_{it}$  terimi  $\varepsilon_t$  vektörünün  $i$ 'inci elemanı iken herhangi bir pozitif  $l$  için  $E|\varepsilon_{it}|^{2+l} < \infty$  koşulunu sağlayan tekil olmayan  $S_\varepsilon$  kovaryans matrisli, bağımsız ve özdeş dağılımlı süreç olsun. Toda ve Yamamoto (1995) bütünlük değişkenler arasındaki nedensellik testleri için;

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \dots + A_{p+d} y_{t-p-d} \varepsilon_t \quad (2)$$

şeklindeki VAR ( $p+d$ ) modelini önermektedir. Burada  $p$  orijinal modelin gecikme sayısı ve  $d$  serilerin maksimum bütünlük mertebesi göstermektedir. Hacker ve Hatemi-J (2006), bahsi geçen Toda ve Yamamoto (1995) çalışmasını farklı bütünlük derecelerinden seriler kullanarak genişletmişlerdir. Hacker ve Hatemi-J (2006), inceledikleri olguları iki gruba ayırmışlardır. Birinci grup, her iki değişken  $I(1)$  yani birinci dereceden bütünlük olduğunda, her ikisi de  $I(0)$  olduğunda veya karma entegrasyon düzenleri olduğunda VAR (1) modelini içerirken; ikinci grup değişkenlerin ikisi de  $I(2)$ , her ikisi de  $I(1)$ , her ikisi de  $I(0)$  veya karışık bütünlük düzenlerinde VAR (2) modelini incelemektedir. Özetle Hacker ve Hatemi-J (2006) çalışması,  $p=1$  ve  $p=2$  iken  $d$ 'nin 0, 1 ve 2 olduğu durumları incelemiştir. Ayrıca Hacker ve Hatemi-J (2006) çalışmalarında, bu test istatistiğinin hem normalde hem de otoregresif koşullu değişken varyans (ARCH) durumunda büyüklük ve güç özelliklerinin iyi olduğunu göstermiştir.

Hatemi-J (2012) çalışmasında ise, Granger ve Yoon (2002) tarafından ortaya atılan serileri hem kümülatif pozitif hem de negatif değişikliklere dönüştürme fikrini nedensellik testine entegre etmiştir. Granger ve Yoon (2002), bu yaklaşımı gizli eşbütünleşme olarak adlandırdıkları, serilerin kümülatif pozitif ve kümülatif negatif etkileri arasındaki eşbütünleşmeyi test etmek için kullanmışlardır (Granger ve Yoon, 2002).

Hatemi-J (2012) ise, Hacker ve Hatemi-j (2006) çalışmasındaki nedensellik analizini genişletmiş ve öne sürdüğü nedensellik testini asimetric nedensellik testi olarak adlandırmıştır. Asimetric nedensellik testi için tüm seriler pozitif ve negatif etkilere ayrılırlar. Bunu herhangi bir  $x_t$  temsili bir değişken üzerinde ele alınsın. Serinin başlangıç değeri  $x_0$  olsun ve

$$\varepsilon_t^+ = \max(\varepsilon_t, 0) \text{ ve } \varepsilon_t^- = \min(\varepsilon_t, 0)$$

olmak üzere

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t = x_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i = x_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^+ - \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^-$$

şeklinde yazılan  $x_t$  aşağıdaki gibi pozitif ve negatif etkilere ayrıştırılır:

$$x_t^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^+ \text{ ve } x_t^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^-$$

Bir sonraki adım, tüm seriler için ayrıştırılmış negatif ve pozitif etkiler arasındaki nedenselliği test etmektir. Bu amaçla Hacker ve Hatemi-J (2006) çalışmasında geliştirilen test kullanılmaktadır. Ancak Hatemi-J (2012), VAR ( $p+d$ ) modelini oluştururken  $p$ 'nin belirlenmesinde;

$$HJC = \left( \ln \left( |\hat{\Omega}_j| \right) + j \left( \frac{n^2 \ln T + 2n^2 \ln(\ln T)}{2T} \right) \right), j=0, \dots, p \quad (3)$$

şeklinde yazılan bilgi kriterinin kullanılmasını tavsiye etmiştir. Denklem (3)'de  $|\hat{\Omega}_j|$  terimi  $j$  gecikme sayısına bağlı VAR modelindeki hata terimlerinin tahmini varyans-kovaryans matrisinin determinanı,  $n$  VAR modelindeki denklem sayısı ve  $T$  de gözlem sayısıdır. Asimetric nedensellik testinde, kurulan VAR modeli için optimal gecikme sırasını seçtikten sonra,  $y_{1t}$  ve  $y_{2t}$  ele alınan seriler olmak üzere;

$y_{1t}^-$  serisi  $y_{2t}^-$  serisinin Granger nedeni değildir

ve  $y_{2t}^-$  serisi de  $y_{1t}^-$  serisinin Granger nedeni değildir,

$y_{1t}^+$  serisi  $y_{2t}^+$  serisinin Granger nedeni değildir

ve  $y_{2t}^+$  serisi de  $y_{1t}^+$  serisinin Granger nedeni değildir,

$y_{1t}^-$  serisi  $y_{2t}^+$  serisinin Granger nedeni değildir

ve  $y_{2t}^+$  serisi de  $y_{1t}^-$  serisinin Granger nedeni değildir,



$y_{1t}^+$  serisi  $y_{2t}^+$  serisinin Granger nedeni değildir

ve  $y_{2t}^+$  serisi de  $y_{1t}^+$  serisinin Granger nedeni değildir,

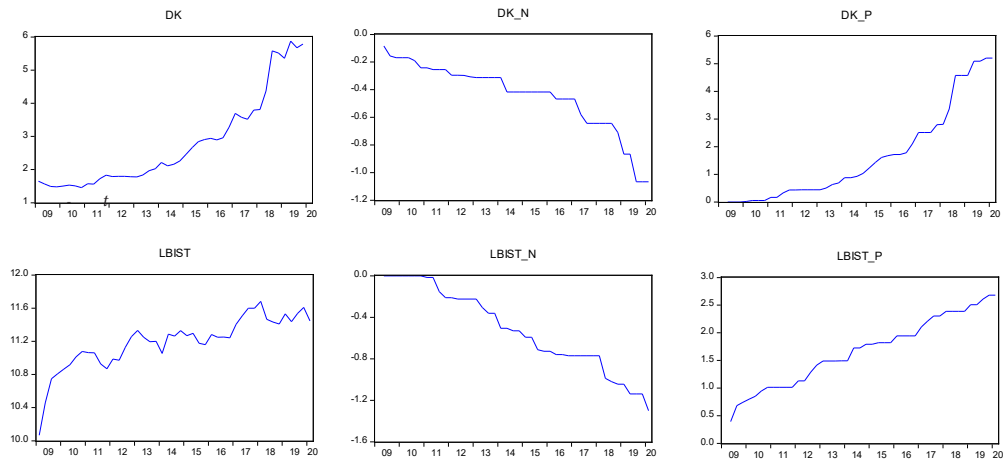
boş hipotezi sınanır.

### 3. Bulgular

Öncelikle çalışmadaki değişkenlerin tüm serilerinin doğal logaritmaları alınmış ve analizlerde bu serilerin doğal logaritmik dönüştürülmüş halleri ile negatif ve pozitif şoklara ayrılmış halleri kullanılmıştır. Bu serilere ait şekiller Grafik 3'te sunulmaktadır. DK döviz kurunu ve LBIST ise BİST100 endeksinin doğal logaritması alınmış halini göstermektedir. DK\_N ve LBIST\_N sırasıyla DK ve LBIST serilerinden elde edilen negatif etkileri göstermektedir. Benzer şekilde DK\_P ve LBIST\_P ise sırasıyla DK ve LBIST serilerinden elde edilen pozitif etkileri göstermektedir.

İlk önce serilerin durağan olup olmadığını veya birim köklerinin olup olmadığını belirlemek amacıyla Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi kullanılmıştır. Ardından da simetrik ve asimetrik (gecikme eklemli) nedensellik testi ile döviz kurunun Türkiye'de hisse senetlerine üzerindeki etkisi incelenmiştir.

**Grafik 3:** Analizde Kullanılan Seriler



Tablo 1'den de görüldüğü üzere, seriler ya düzeyde ya da birinci farklarında durağandırlar. Serilerin durağanlığı daha detaylı incelendiğinde LDK\_N, LBIST ve LBIST\_P serilerinin trend durağan olduğu ve diğer serilerin ise fark durağan olduğu görülmektedir.

**Tablo 1:** Augmented Dikey-Fuller (ADF) Birim Kk Testi

Seriler	Sabit	Trend
LDK	2.845601	-1.093302
$\Delta$ LDK	-2.368348	- 5.214631 ***
LDK_N	-1.139244	- 3.751325 **
$\Delta$ LDK_N	- 7.497883 ***	---
LDK_P	1.460953	-1.601495
$\Delta$ LDK_P	- 3.863594 ***	- 4.36029 ***
LBİST	- 4.633695 ***	- 3.294077 *
$\Delta$ LBİST	---	---
LBİST_N	0.878206	-2.88707
$\Delta$ LBİST_N	- 6.654033 ***	- 6.819018 ***
LBİST_P	-1.564749	- 5.017157 ***
$\Delta$ LBİST_P	- 7.855326 ***	---

ADF test istatistiklerin sađındaki \*\*\* ifadesi %1, \*\* ifadesi %5 ve \* ifadesi %10 düzeyinde anlamlılıđı ifade etmektedir

Tablo 2'de simetrik ve asimetrik nedensellik testi bulguları gsterilmiřtir.

**Tablo 2:** Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Testi Bulguları

Nedensellik	W-ist	Gecik	%1	%5	%10
DK $\neq$ LBİST	0,185	1+1	7,815	4,101	2,936
LBİST $\neq$ DK	0,035	1+1	7,515	4,265	2,880
DK_P $\neq$ LBİST_P	0,143	1+1	7,345	4,195	2,970
LBİST_P $\neq$ DK_P	0,000	1+1	6,740	4,101	2,764
DK_N $\neq$ LBİST_N	0,191	1+1	8,145	4,100	2,836
LBİST_N $\neq$ DK_N	0,530	1+1	9,845	4,506	2,839
DK_P $\neq$ LBİST_N	0,100	1+1	8,391	4,246	2,897
LBİST_N $\neq$ DK_P	7,129	1+1	10,098	4,739	2,888
DK_N $\neq$ LBİST_P	0,026	1+1	8,903	4,372	2,892
LBİST_P $\neq$ DK_N	0,654	1+1	8,914	4,644	3,197

Nedensellik testinde ncelikle orijinal seriler arasındaki nedensellik incelenmiřtir. Bulgular dviz kurundan BİST100 endeksine ve tersi ynde bir Granger nedenselliđin olmadığına dair boř hipotezi reddedememiřtir. Bařka bir deyiřle, dviz kuru ve BİST100 endeksi birbirinin Granger nedeni deđildir. Ancak asimetrik nedensellik testi bulguları ilgin bir sonu ortaya koymuřtur. Bu sonucu ele almadan nce, serilere ait neredeyse tm negatif ve pozitif etkilerin birbirlerinin Granger nedeni olmadığını belirtmek gerekir. İstisna ise dviz kurunun pozitif (DK\_P) bileřeni ve BİST 100 endeksinin negatif bileřeni (LBİST\_N) arasında ortaya çıkmaktadır. DK\_P serisi LBİST\_N serisinin Granger nedeni deđil iken, tersi ynde bir Granger nedensellik gzlenmektedir. Bařka bir deyiřle, LBİST\_N serisi DK\_P serisini Granger nedenidir.

## Sonuç

Bu çalışmada 2009:Q1-2019:Q4 döneminde Türkiye için BİST100 endeksi ve döviz kurlarının üç aylık verileri kullanılarak değişkenler arasında ilişki olup olmadığı asimetrik nedensellik testi ile araştırılmıştır. Serilerin özet bilgileri incelendiğinde, BİST100 ile döviz kurunun ortalama getirilerinin pozitif olduğu görülmektedir. Seriler arasındaki ilişkinin simetrik ve asimetrik nedensellik testi ile incelenmeye uygun olduğu belirlendikten sonra bahsi geçen test ile analize devam edilmiştir. Bulgular, orijinal seriler arasında Granger nedensellik olmadığını ortaya koymuştur. Ancak BİST 100 endeksinin negatif (LBIST\_N) bileşeninden döviz kurunun pozitif (DK\_P) bileşenine Granger nedensellik olduğu bulunmuştur. Bu bulgu, BİST 100 endeksinde bir düşüşün döviz kurunda artışla ilişkili olduğunu göstermektedir. Öncelikle orijinal seriler ve bu serilerin bileşenleri arasında başka nedensellik ilişkisi çıkmaması, iki seri arasındaki ilişkinin sanılandan zayıf olduğunu göstermektedir. LBIST\_N serisinden DK\_P serisine doğru Granger nedensellik olması ise ekonomide, özellikle finansal sektörde negatif bir gelişmenin döviz kuru artışı ile ilişkili olduğunu ortaya koymaktadır.

Çalışmanın sonucuna göre, Türkiye’de 2009-2019 dönemi için orijinal BİST100 endeksi ve döviz kuru serileri arasında zayıf ilişki tespit edilmiştir. Araştırmada, BİST100 endeksinde negatif yönlü değişimlerin döviz kurunda artışa neden olduğu saptanmıştır. Literatüre bakıldığında, araştırmada BİST100 ve döviz kurları arasında negatif bir ilişkinin olması açısından Derindere ve Dizdalar (2008), Soenen ve Hennigar (1988)’in; iki endeks arasında zayıf ilişki olmasına göre Jorion (1990), Groenewold ve Paterson (2011)’un çalışmalarına benzer sonuçlara ulaşılmıştır. Bununla birlikte bu çalışmada, iki değişken arasında pozitif ilişki bulan Roll (1992), Phylaktis ve Ravazzolo (2005), Hau ve Rey (2002) çalışmalarının aksine sonuçlar elde edilmiştir.

## KAYNAKÇA



- ABDALLA, Issam S.A & MURINDE, Victor. (1997). “Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines.” *Applied Financial Economics* 7 (1): 25–35. <https://doi.org/10.1080/096.031.097333826>.
- AÇIKALIN, Sezgin, AKTAS, Rafet & UNAL, Seyfettin. (2008). “Relationships between Stock Markets and Macroeconomic Variables: An Empirical Analysis of the Istanbul Stock Exchange.” *Investment Management and Financial Innovations* 5 (1): 8–16.
- AJAYI, Richard A & MOUGOUE, Mbodja. (1996). “On the Dynamic Relation Between Stock Prices and Exchange Rates.” *Financial Research* 19 (2): 193–207.
- AYDEMİR, Oguzhan, ve DEMİRHAN, Erdal. (2009). “The Relationship between Stock Prices and Exchange Rates Evidence from Turkey.” *International Research Journal of Finance and Economics* 1 (23): 207–15.
- AYVAZ, Özlem. (2006). “Döviz Kuru ve Hisse Senetleri Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi.” *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* 2 (8): 1–14.
- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen & SOHRABIAN, Ahmad. (1992). “Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollar.” *Applied Economics* 24 (4): 459–64. <https://doi.org/10.1080/000.368.49200000020>.
- CHKILI, Walid & NGUYEN, Duc Khuong. (2014). “Exchange Rate Movements and Stock Market Returns in a Regime-Switching Environment: Evidence for BRICS Countries.” *Research in International Business and Finance* 31: 46–56. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2013.11.007>.

- DERİNDERE, Sinem & DİZDARLAR, Iřın, H. (2008). "Getiri Aralıęının Sistematik Riskin Ölüsü Olan Beta Üzerine Etkileri: İMKB'de Bir Uygulama." *Afyon Kocatepe Üniversitesi, İ.İ.B.F. Dergisi*. Cilt:10, Sayı:1, 1-17. <https://doi.org/10.1017/CBO978.110.7415324.004>.
- DIAMANDIS, Panayiotis F & DRAKOS, Anastassios A. (2011). "Financial Liberalization, Exchange Rates and Stock Prices: Exogenous Shocks in Four Latin America Countries." *Journal of Policy Modeling* 33 (3): 381-94. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2010.11.004>.
- DIMITROVA, Desislava. (2005). "The Relationship Between Exchange Rates and Stock Prices: Studied in a Multivariate Model" *Journal of Issues in Political Economy* 14, (1). 3-9.
- GRANGER, Clive W.J & YOON, Gawon. (2002). "Hidden Cointegration." *Department of Economics, 0508, University of California, San Diego*, Working Paper 2002-02: January, 1-48. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=313831](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=313831) (Eriřim Tarihi: 20.05.2020)
- GROENEWOLD, Nicolaas & PATERSON, James, E. H. (2011). "Stock Prices and Exchange Rates in Australia: Are Commodity Prices the Missing Link?" *Australian Economic Papers*, 52(3-4), 159-170.
- HACKER, Scott, R & HATEMI-J, Abdunasser. (2006). "Tests for Causality between Integrated Variables Using Asymptotic and Bootstrap Distributions: Theory and Application." *Applied Economics* 38 (13): 1489-1500. <https://doi.org/10.1080/000.368.40500405763>.
- HATEMI-J, Abdunasser. (2012). "Asymmetric Causality Tests with an Application." *Empirical Economics* 43 (1): 447-56. <https://doi.org/10.1007/s00181.011.0484-x>.
- HAU, Harald & REY, Helene. (2002). "Order Flows , Exchange Rates and Asset Prices", *IFM Meetings of the NBER Summer Institute, Cambridge, MA*.
- İPEKTEN O. Berna & AKSU, Hayati (2009). "Alternatif Yabancı Yatırım Aralarının İMKB İndeksi Üzerine Etkisi." *Journal of Graduate School of Social Sciences* . 13 (1): 413-23. <https://doi.org/10.11648/j.ijefm.20130103.16>.
- JAIN, Anshul & BISWAL, Pratap, C. (2016). "Dynamic Linkages among Oil Price, Gold Price, Exchange Rate, and Stock Market in India." *Resources Policy* 49: 179-85. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2016.06.001>.
- JORION, Philippe. (1990). "The Exchange-Rate Exposure of U.S. Multinationals." *The Journal of Business* 63 (3): 331-45.
- MAURY, Benjamin. (2006). "Corporate Performance, Corporate Governance and Top Executive Turnover in Finland." *European Financial Management* 12 (2): 221-48. <https://doi.org/10.1111/j.1354-7798.2006.00317.x>.
- NIEH, Chien Chung & LEE, Cheng, Few. (2001). "Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates for G-7 Countries." *Quarterly Review of Economics and Finance* 41 (4): 477-490. [https://doi.org/10.1016/S1062-9769\(01\)00085-0](https://doi.org/10.1016/S1062-9769(01)00085-0).
- OBBEN, James, PECH, Andrew & SHAKUR, Shamim. (2006). "Analysis of the Relationship between the Share Market Performance and Exchange Rates in New Zealand: A Cointegrating Var Approach." *New Zealand Economic Papers* 40 (2): 147-80. <https://doi.org/10.1080/00779.954.2006.9558559>.
- ONG, Li Lian & IZAN, H. Y. (1999). "Stocks and Currencies: Are They Related?" *Applied Financial Economics* 9 (5): 523-532. <https://doi.org/10.1080/096.031.099332186>.
- PHYLAKTIS, Kate & RAVAZZOLO, Fabiola. (2005). "Stock Prices and Exchange Rate Dynamics." *Journal of International Money and Finance* 24 (7): 1031-53. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(88\)90029-0](https://doi.org/10.1016/0261-5606(88)90029-0).
- RAHMAN, Md. Lutfur & UDDIN, Jashim. (2009). "Dynamic Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Three South Asian Countries." *International Business Research* 2 (2): 167-74. <https://doi.org/10.5539/ibr.v2n2p167>.

- RAMASAMY, Bala & YEUNG, Matthew H. C. (2005). "The Causality Between Stock Returns and Exchange Rates: Revisited." *Australian Economic Papers* 44 (2): 162–69. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.2005.00257.x>.
- ROLL, Richard. (1992). "Industrial Structure and the Comparative Behavior of International Stock Market Indices." *The Journal Of Finance* 47, (1): 3-41.
- SOENEN, Luc. A & HENNIGAR, Elizabeth, S. (1988). "An Analysis Of Exchange Prices: The U.S. Experience Between 1980 and 1986." *Akron Business and Economic Review* 19, (4) 7–16.
- SOLNIK, Bruno. (1987). "Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models: A Note." *The Journal Of Finance* 42, (1), 141-149
- TEMİZEL, Fatih. (2018). *Gelişmekte Olan Ülkelerde Makroekonomik Değişkenlerin Hisse Senedi Piyasalarına Asimetrik Etkileri*. İstanbul: Beta Basım Yayım A.Ş.
- TODA, Hiro Y., & YAMAMOTO Taku. (1995). "Statistical Inference in Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes." *Journal of Econometrics* 66, no. 1-2: 225-250.
- ZHAO, Hua. (2010). "Dynamic Relationship Between Exchange Rate and Stock Price: Evidence from China." *Research in International Business and Finance* 24 (2): 103–12. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2009.09.001>.

# TÜRKİYE’DE ZEKAT İLE YOKSULLUK ARASINDAKİ İLİŐKİNİN ANALİZİ

## ANALYSIS OF THE RELATION BETWEEN POVERTY AND ZAKAT IN TURKEY

Selman YILMAZ\*   
Abdüsselam SAĞIN\*\*   
Mustafa YAPAR\*\*\* 

### Öz

Zekat ibadeti, zorunlu kořulları, güçlü doğası ve İslam’ın temel kaynakları olan Kuran ve sünnetten kaynaklanan alıřma mekanizmaları sayesinde toplumsal ve ekonomik problemlerin çoğunu ortadan kaldırmayı mümkün kılmaktadır. Gelir eřiřsizliđi ve yoksulluk, daha iyi yařam kořullarına sahip olmak isteyen hanelerin en büyük problemlerinden biridir. Bu alıřmada, insanlar gelir düzeylerine göre sınıflandırılmıř ve zekatın bahsedilen konuları etkili bir řekilde ortadan kaldırıp kaldırmadıđına dair kanıt elde etmek için yoksulluk sınırının altında yařayan haneler analiz edilmiřtir. Sonuç olarak; Türkiye’deki müslüman bireyler tasarruflarını tamamen zekat olarak kanalize ederlerse, zekat yoksulluđun ortadan kaldırılması ve eřiř ekonomik yařam standardına sahip olunması aısından önemli bir rol üstlenmektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Zekat, Zekat Oranı, Kiřisel Gelir, Yoksulluk.

**JEL Kodları:** D63, E21, G51.

### Abstract

Zakat worship enables to eliminate lots of social and economic problems thanks to its strong nature of obligatory conditions and working mechanisms that arising from Qur’an and the Sunnah that are the primary resources of Islam. Income inequality and poverty are ones of the major problems for households that seek for having better living conditions. In this paper, we classified the people according to their income level and analyzed the households that live below the poverty line to get evidence whether zakat effectively eliminate

\* Do. Dr., İstanbul Üniversitesi, vzrselman@hotmail.com, ORCID: 0000-0002-6212-280X

\*\* Dr. Öğr. Ü., Kırklareli Üniversitesi, abdusselamsagin@gmail.com, ORCID: 0000-0002-0693-1485

\*\*\* Arř. Gör. Dr., Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, muy3561@hotmail.com, ORCID: 0000-0001-8982-1806

issues mentioned or not. Finally, results of investigation demonstrates that if muslim people of Turkey canalize their savings completely to zakat provides a significant role to remove poverty and have adequate economic standard of living.

**Key Words:** Zakat, Zakat Ratio, Personal Income, Poverty.

**JEL Codes:** D63, E21, G51.

## Giriş

İslam dininde zekat ibadeti dini, ahlaki, sosyal ve iktisadi önemi olan bir yükümlülüktür. Mevdudi (1984), zekâtı bir sigorta fonu, işsizler için bir sosyal güvence; engelli, hasta, dul ve yetim insanlar için bir geçim aracı ya da Müslüman bir toplumda hiç kimsenin yaşamsal gerekliliklerden yoksun kalmamasının bir garantisi olarak tanımlamaktadır. Bu açıdan İslam dini, etkin bir şekilde uygulanacak zekat ibadetinin toplumda gelir dağılımı üzerinde olumlu bir etki göstereceğini ve sosyal adaletin sağlanmasında olumlu etki göstereceğini ifade etmektedir. Temel amacı itibari ile belirli bir gelir düzeyini aşmış insanlar için farz bir ibadet olan zekat, toplumda düşük gelir düzeyindeki insanlara verilmektedir. Bu çalışmada öncelikle zekat kavramı ve işleyiş biçimleri konusu incelenip, zekat kurumunun etkin bir şekilde işlemesi durumunda Türkiye’de yoksul hanhalkları ekseninde gelir dağılımı adaleti üzerinde ne gibi sonuçlar meydana getireceği analiz edilecektir. Bu amaç ile, öncelikle Türkiye’de zekat verebilecek grup belirlenecek ve bu amaçla da hanehalkının gayrisafi tasarrufları veri olarak alınacaktır. Daha sonra ise bu tasarruf sahiplerinin zekatlarını etkin bir şekilde vermeleri durumunda Türkiye ekonomisinde yoksul hanehalkının gelirleri üzerinde meydana gelecek etkiler incelenecektir.

## 1.Zekat Kavramı

İslam dinine göre zekat ibadeti, sadaka gibi isteğe bağlı olmayan, ödenme zamanı ve miktarı belirlenmiş kesinlikle yerine getirilmesi gereken bir ibadettir. Çünkü İslam dinine göre zenginlerin mallarının içerisinde fakirlerin hakkı vardır. Bu sebeple zekat vermeyen bir zengin aynı zamanda fakir insanları bu haklarından mahrum bırakmış sayılır (Yatbaz, 2015,116). Zekat ibadeti sadece İslam dinine has olan bir ibadet de değildir. Kur’an – Kerim’de yer alan ayetler incelendiğinde İslam dininden önce de zekatın bir emir olduğu anlaşılmaktadır. Zekâtın Müslüman ümmetlerden önceki ümmetlere de farz olduğunu bildiren birçok ayet vardır. Örneğin, Kur’an – Kerim’de Lut (as), İbrahim (as), İshak (as) ve Yakub (as)’ın kıssaları anlatıldıktan sonra mealen şöyle buyurulmuştur:

*“Onları, emrimize uygun olarak yol gösteren önderler yaptık. Hayırlı işler yapmalarını, namaz kılmalarını ve zekât vermelerini emretmiştik. Onlar yalnızca bize kulluk ederlerdi.” (Enbiyâ, 21/73)*

Ayrıca, Ehl-i kitap olarak kabul edilen Yahudi ve Hristiyanlara emredilen hükümler içinde de zekâtın bunduğu şöyle bildirilmiştir:

“Onlara sadece řu emir verilmiřtir: Dođrudan dođruya yalnız Allah’a boyun eđerek O’na kul olun. Namazı s¼rekli kılın ve zekâtı verin. İřte sađlam din budur.” (Beyyine, 98/5)

“Hani, biz İsrailođulları’ndan, “Allah’tan başkasına ibadet etmeyeceksiniz, anne babaya, yakınlara, yetimlere, yoksullara iyilik edeceksiniz, herkese güzel sözler söyleyeceksiniz, namazı kılacaksınız, zekatı vereceksiniz” diye söz almıřtık. Sonra pek azınız hariç, yüz çevirerek sözünüzden döndünüz. (Bakara, 2/83)

Bu ayetlerden de anlařıldıđı üzere zekat ibadeti zamanın farklı dönemlerinde dahi olsa hep önem atfedilen ve mutlak yerine getirilmesi emredilen bir yüküml¼l¼ktür. Zekat yüküml¼l¼ğünün pratikte nasıl uygulanacađı konusu ise Kur’an-ı Kerim’de ayrıntısıyla izah edilememiřtir. Bu konudaki mevcut uygulanma tarzı daha çok İslam Peygamberi Hz. Muhammed’in tavsiye ve uygulamalarından yola çıkılarak belirlenmiřtir. Hadis diye tanımlanan İslam dininin bu diđer ana bilgi kaynađında, zekatın hangi düzey zenginlikten sonra ve kimlere verileceđi belirtilmiřtir. Hadislerde yer alan bilgilere göre bir kiři için zekatın farz olabilmesi, ancak belirlenmiř bir miktar malın üzerinden bir yıllık süre geçtikten sonra mümkün olmaktadır.

Bir hadis kaynak kitabı olan Tirmizi’de yer alan bir hadis-i řerifte “Allah’ın (dinine) göre, kiřinin kazandıđı malın üzerinden bir yıl geçmedikçe zekat alınmaz” (Tirmizi, Zekat; 10) ifadesi ile bir yıllık sürenin önemi ifade edilmektedir.

Zekat ile ilgili bir diđer konu ise kimlerin zengin olarak kabul edildiđi yani kimlerin zekat vermekle yüküml¼ olduđu ve hangi mallar üzerinden zekat verileceđi konusudur. İslam dinine göre üzerine zekatın farz olduđu mal türleri řunlardır:

İki nakit diye tanımlanan altın ve g¼m¼ř (Bu ifadeden kastedilen aynı zamanda para olduđu için, günümüzde para olarak kullanılabilen tüm varlıklar da zekata tabidirler)

- Ekinler
- Meyveler
- Davarlar
- Rikaz (G¼m¼)

Bu mal türlerinden sadece nakit varlıklar (Para) ele alınacađı için çalıřmanın bundan sonraki kısımlarında ađırlıklı olarak para ve benzeri varlıkların zekatından bahsedilecektir.

İslam dinine göre temel ihtiyaçlarını karřılayan bir kiřinin bu ihtiyaçları dıřında 20 miskal altın<sup>1</sup>, 200 dirhem g¼m¼ř<sup>2</sup>, 40 koyun, 30 sığır, 5 deve ya da bunlar karřılıđı ticari mala, 5 vesk (650

1 Bu miktarın günümüzdeki karřılıđının ne olduđu ile ilgili çok farklı görüřler mevcuttur. 72 gram, 85 gram ya da 100 grama denk geldiđini ifade eden İslam alimleri mevcuttur. Biz çalıřmamızda ölç¼ olarak 85 gram altını nisap miktarı olarak kabul edeceđiz.

2 Bu miktarın günümüzdeki karřılıđını ise yine farklı görüřler olmasına rađmen biz 595 gram g¼m¼ř olarak kabul edeceđiz. Fakat günümüzde g¼m¼řün deđerinin oldukça düřtüđünü göz önünde bulunduran bazı İslam



kg) toprak ürünü var ise bu kişi İslam dinine göre zengin kabul edilir ve zekat vermek ile yükümlüdür (Dalgın, 2004, 46-57).

İslam dininde temel ihtiyaçlarını karşılamış bir kişinin bu ihtiyaçlarından arta kalan mal miktarı 20 miskal (85 gram) altını aşar ise bu durumda bu kişi zengin kabul edilir ve bu miktarın kırkta birini yani 2,125 gramını zekat olarak vermekle yükümlü olur. Ayrıca yine 85 gram altın ölçüsüne denk gelen, Türk Lirası, Amerikan Doları, Euro vb. diğer para birimlerinden bir mal varlığına sahip kişi de yine bu zekat hükümlerinin muhatabı olur ve zekat vermekle mükelleftir (Dalgın, 2004, 51). Bununla birlikte, günümüzde para gibi kullanılabilen çek ve senetler de yine belirlenen nisap miktarındaki değere ulaştığında zekata tabi olurlar.

Hangi mallardan zekat verilmesi gerektiği hususu kadar önemli olan bir diğer konu da zekatın kimlere verilmesi gerektiği konusudur. Bu konuda İslam alimlerinin temel aldığı çerçeveyi Allah (cc) Kur'an-ı Kerim'de Tevbe Suresi'nin 60.ayetinde çizmiştir. Bu ayette mealen, "*Sadakalar (zekatlar), Allah'tan bir farz olarak ancak fakirler, düşkünler, zekât toplayan memurlar, kalpleri İslam'a ısındırılacak olanlarla (özgürlüğüne kavuşturulacak) köleler, borçlular, Allah yolunda cihad edenler ve yolda kalmış yolcular içindir. Allah hakkıyla bilendir, hüküm ve hikmet sahibidir.*"

Bu ayetle beraber İslam Peygamberi bir hadisinde " *Zengin kimseye de güçlü ve sağlam olana da zekat helal olmaz*" (Sahihu'l Camiu's Sağır, 7251) ifadesi ile zekâtın fakirlere verilmesi gerektiğini rivayet ettiği görülmektedir. Yine bir hadis kaynağı olan Müslim'in Es-Sahih adlı eserinde fakirin kim olduğuna dair İslam Peygamberinin şu hadisi rivayet edilmektedir.

*" Kendisini ihtiyaçtan kurtaracak bir varlığı bulunmayan, farkına varılmadığı için ona sadaka verilmeyen ve kendisi de insanlardan bir şey dilenmeyen kimsedir."*

Zekatın kimden alınacağı ve kime verileceği hususlarına bakıldığında İslam dininin servetin paylaşımı ve bu paylaşımın adilliği konusunda ne kadar hassa olduğu görülmektedir. Zenginlik ölçütünün ortalama 85 gram altın ile belirlendiği ve bu noktadan sonra kişinin zengin sayılması ve mutlaka zekat vermesi gerektiğinin ifade edilmesi, İslam dininin servetin paylaşımı konusunda ne kadar hassas olduğunun da bir göstergesidir. Ayrıca bir kişinin nisap miktarı kadar mala sahip olmadan zekat vermesi caiz görülmemiş, bu kişiye zekat bile verilebileceği ifade edilmiştir.

Ayrıca nisap miktarı belirlenirken kişinin temel ihtiyaçlarını karşılamış olmasının zarureti konusu zekat verecek olana zulüm etmemek için önemli bir konudur. İhtiyaç kavramını temel ihtiyaçlar ile sınırlamış olması da yine İslam dininin israfı önlemek ve sosyal adaleti tesis etmek için ne derece özen gösterdiğinin de bir diğer göstergesidir. Temel ihtiyaçlar kavramının ise kişinin kendi vicdanına bırakılması ve bu konuda bir sınır çizilmemesi de İslam dininin dünya hayatını bir imtihan yeri olarak görmesinin sonucudur. Çünkü herkes kendince temel ihtiyaç tanımını yapacak ve bunun sonucunda ahiret günü hesap verecektir.

alimleri gümüşün bu nisap miktarının artık hükmünü yitirdiği görüşündedirler. Bkz. Kardavi, Fıkhu-z Zekat; Ayrıca V. İlahiyat fakülteleri İslam Hukuku Anabilim Dalı Koordinasyon Toplantısı ve Zekat-Fitre Nisablarının Değerlendirilmesi Sempozyumu, Erkal,152-153; Çeker,38; Döndüren,43.

Zekatın dađıtımı konusunda ise İřlam alimlerinin ifade ettiđi en önemli husus zekatın bir belde- den bařka bir beldeye nakledilmesinin caiz olmadığı hususudur. Bir memlekette toplanan zekatların öncelikle o memlekette yer alan fakirlere dađıtılması özellikle vurgulanmaktadır (Kuduri, 2006, 33). Hatta İřlam dininde zekat verilirken öncelik sıralamasının yakın akrabadan bařlanması, daha sonra uzak akrabalar, komřular, mahalle sakinleri řeklinde ilerlemesi İřlam dininin aynı zamanda yakın sosyal evrenin desteklenmesini ne derece önemsemediđinin bir göstergesidir.

Zekât, fertleri mala karřı dűřkünlük ve cimrilik hastalıđından koruduđu gibi, cömertlik vasıflarını kazanmasına da yardımcı olur; bireyin i dünyasını manevi pisliklerden arındırırken, servetini de ihtiya sahiplerinin haklarından arındırır. Zengin bir birey zekât vermekle hem gönöl dünyasını olgunlařır; hem de para, makam ve servet sevgisinin gönlünü iřgal etmesini engeller. İnfak ruhuna ve paylařım ahlakına sahip olan müminler, sadece kendileri iin yařamaz, bařkaları iin de fedakarlıkta bulunurlar (Maın, 2014, 241). Sahip oldukları mal varlıđını gerek zorunlu olan zekâtla, gerekse sadaka řeklindeki diđer gönöllü yardımlarla ihtiya sahibi kardeřleriyle paylařır, onlarla aralarında merhamet, muhabbet ve güven bađları kurarlar.

Müslöman kiři, yakınından bařlamak üzere halkalar halinde geniřleyen bir ilgi ile toplumun her kesiminde a kalanların ıstırabını yüređinde hisseder. Zekât sayesinde, İřlam toplumunun varlıklı kesiminden yoksul kesimine dođru bir mal ve gelir transferi olduđu gibi, aynı zamanda bir sevgi ve saygı akışı sađlanır; alan ile veren arasında gönöl köprüleri kurulur ve kalıcı dostlukları inřa edilir. Bir toplumda, zekât, fitre ve sadaka ve vakıf gibi müessesler iřletilerek, o toplumdaki alık, yoksulluk ve fakirlik problemine büyük oranda özüm bulunabilir; gelir dađılımındaki dengesizlikler kısmen giderilir, gelir dađılımında nispetinden de olsa bir adâlet ve eřitlik sađlanabilir. Böylece farklı toplum kesimleri arasındaki nefret, kin, hırs, haset ve dűřmanlık gibi olumsuz ve dűřüncelerin yerine, karřılıklı anlayıř, sevgi, saygı, toplumsal huzur ve barıř gerekleřtirilebilir (Zuti, 2015, 145).

## 2. Türkiye'nin Zekat Potansiyeli Üzerine Bir İnceleme

Türkiye'deki zekat potansiyelinin gelir dađılımına olan etkisini incelemek iin hanehalkı gayrisafi tasarruf düzeyi önemli bir veri konumundadır. Bu dođrultuda 2015-2018 yıllarını kapsayan hanehalkı gayrisafi tasarruf düzeyi verisi yıllık toplam zekat miktarının hesaplanabilmesi iin kullanılmaktadır.

İřlam dinine özgü bir kavram olan zekatın belirlenmesinde řüphesiz Türkiye'de yařayan Müslöman kesimin oranı da dikkate alınmalıdır. Bu konu ile ilgili Pew Research Center (2012) tarafından yapılan arařtırma ile Diyanet İřleri Bařkanlıđı (2014) tarafından yayınlanan Türkiye'de Dini Hayat Arařtırması raporu genel olarak Türkiye'deki İřlam dinine mensup kesimin %99 oranına yakınsadıđını göstermektedir. Bu nedenle zekat hesaplamasında kullanılacak olan hanehalkı gayrisafi tasarruf düzeyinin daha gereki olması aısından bu oran dikkate alınmıřtır.

**Tablo 1:** Yıllara Göre Hanehalkı Tasarruf Düzeyi ve Zekat Miktarı

	Hanehalkı Gayrisafi Tasarruf Düzeyi* (.000 TL)	İslam Dinine Mensup Kesimin Gayrisafi Tasarruf Düzeyi(.000 TL)	Zekat Miktarı (.000 TL)
<b>2015</b>	220.834.213	218.625.871	5.465.647
<b>2016</b>	255.259.944	252.707.345	6.317.684
<b>2017</b>	327.113.326	323.842.193	8.096.055
<b>2018</b>	340.927.239	337.517.967	8.437.950

Kaynak: TÜİK, Kurumsal Sektör Hesapları

\*Hanehalkına hizmet eden ve kar amacı olmayan kuruluşların tasarruflarını da içermektedir.

Tablo.1'de hanehalkı gayrisafi tasarruf düzeyi, müslüman nüfus için düzeltilmiş ve her yıl için oluşan zekat düzeyi gösterilmiştir. Buna göre 2015 yılındaki müslüman nüfusun tasarruflarının zekat olarak karşılığı yaklaşık olarak 5,46 milyar TL seviyesinde iken bu değer 2018 yılında 8,44 milyar TL seviyesine yükselmiştir. Yıllar geçtikçe tasarruf miktarının artışı zekat potansiyelinin artmasına neden olmuştur.

Çalışmanın diğer bir unsuru olarak, hesaplanan zekat düzeyinin Türkiye'deki yoksulluk sorunun giderilmesinde yapabileceği katkı ön plana çıkmaktadır. Tablo.2 Türkiye'deki yıllara göre hanehalkı sayısı üzerinden yoksulluk sınırı altında yaşayan hanehalkı sayısını vermektedir. Buna göre 2015 yılında yoksul olarak kabul edilen 4.744.035 hanehalkı bulunurken bu değer 2019 yılında 5.112.414 seviyesine yükselmiştir.

**Tablo 2:** Yıllara Göre Yoksulluk Sınırı ve Hanehalkı Sayısı

	Hanehalkı Sayısı	Yoksulluk Sınırı Altındaki Hanehalkı Oranı(%)	Yoksulluk Sınırı Altındaki Hanehalkı Sayısı
<b>2015</b>	21.662.260	21,9	4.744.035
<b>2016</b>	22.206.776	21,2	4.707.837
<b>2017</b>	22.676.186	20,1	4.557.914
<b>2018</b>	23.221.218	21,2	4.922.899
<b>2019</b>	24.001.940	21,3	5.112.414

Kaynak: TÜİK, Yoksulluk İstatistikleri ile Gelir Dağılımı ve Yaşam Koşulları verilerinden oluşturulmuştur.

2015 yılı verileri üzerinden inceleme yapıldığında yoksul olarak nitelendirilen hanehalkı sayısı toplam hanehalkı sayısı içinde oran olarak %21,9 seviyesindedir. Bu veri her beş haneden birinin yoksulluk sınırı altında yaşadığını belirtmektedir.

Tablo.3 ise incelemenin son aşaması olarak zekat miktarının yoksul hane sayısını karşılama yeterliliğini göstermektedir. Yıllara göre değerlendirme yapılırken zekat düzeyi verisi bir önceki yılın miktarının yansıtılması ile ele alınmaktadır. Yani (t-1) verisi 2016 yılındaki uygulanacak zekat miktarının 2015 yılı hanehalkı tasarruflarına göre belirlendiğini ifade etmektedir. Bu bilgiler doğrultusunda yıllara göre yoksul hanehalkı başına zekat düzeyi Tablo.3'te gösterilmektedir.

**Tablo 3:** Yıllara Gore Hanehalkı Bařına Düşen Zekat Miktarı

t (Yıllar)	Zekat Miktarı (t-1) (.000 TL)	Yoksulluk Sınırı Altındaki Hanehalkı Sayısı	Hanehalkı Bařına Düşen Zekat Miktarı (TL) (USD)		Ortalama Dolar Kuru
2016	5.465.647	4.707.837	1.161	385	3,02
2017	6.317.684	4.557.914	1.387	380	3,65
2018	8.096.055	4.922.899	1.645	342	4,81
2019	8.437.950	5.112.414	1.651	292	5,67

Kaynak: TÜİK ve TCMB, Yazarların Hesaplaması

Yoksulluk sorununun çözümünde hanehalkı tasarruflarının etkisi Tablo.3'te görölmektedir. 2016 yılı verilerine göre yoksul hane başına 1.161 TL düzeyinde gerekleşen karřılama düzeyi 2019 yılında ise 1.651 TL (292 USD) seviyesine ulaşmıştır. Diđer bir ifade ile 2019 yılı verilerine hanehalkı tasarruflarından oluşan zekat miktarının tümünün yoksul hanelere dağıtılması durumunda hane başına yaklaşık olarak 1.651 Türk Lirası düşmektedir.

### Sonuç

İslam dini her zaman için yardımlaşmayı (zekat-sadaka-ıfak), biriktirmeye ya da tasarruf etmeye tercih eder. Bundan dolaydır ki biriktirilen altın, gümüş ya da para cinsinden her řeye bir yıl sonra zekat farz olur. Çünkü İslam dini servetin elde tutulmasını deęil, piyasada dolařımını tavsiye eder. Aynı zamanda İslam dininde zengin malında fakirin muhakkak hakkı vardır anlayışı hakimdir ve bu durum Kur'an-ı Kerim'de "*Onların mallarında dileyip isteyen (ve iffetinden dolayı istemeyip de) yoksul olan için de bir hak vardır*"<sup>3</sup> ayeti ifade edilmiştir. 2015-2018 yılları arasında Türkiye'de hanehalkı tasarrufları üzerinden bir zekat hesaplaması yapıldığında ortaya çıkan toplam zekat miktarının Türkiye'de yařayan yoksul nüfusa dağıtılması durumunda bu gelir grubunda yer alan insanların elde edecekleri zekat miktarları sonucuna göre 2019 yılı için yıllık bazda 1.651 TL'ye (292 USD) varan bir parasal büyüklüğün yoksul grubunda bulunan haneye girebilmesinin mümkün olduđu görölmektedir. Bu miktarda bir parasal büyüklüğün yoksul bir aile için temel ihtiyalarını gidermede çok büyük bir fayda sağlayacaęı muhakkaktır. Ayrıca bu alıřmada zekat hesaplaması için sadece tasarruflar ele alınmıştır. Zekata tabi olan diđer malların da zekatının hesaplandığı ve yoksul kesime dağıtıldığı bir durumda zekatın yoksulluęın giderilmesi yönündeki katkısı daha iyi anlaşılacaktır.

Bu alıřma hanehalkı tasarruflarının devletin yönlendirdiđi üst bir akıl ve kurumsal bir yapı ile düzenlenip yoksul kesime ulařtırılmasının ölkedeki adil gelir dağılımı hedefine katkıda bulunacaęını göstermektedir. Türk halkının yardımsever yapısı bu alıřmayı sosyal yönden de desteklemektedir.

### Kaynaka

DALGIN, Nihat. (2004). Zekat Hükümleri, *Ondokuz Mayıs Üniversitesi İlahiyat Fakültesi Dergisi*, 2004, 16.16, 43-72.

3 Zariyat Suresi 19. ayet

- DAVUDOĞLU, Ahmed. (2014). Sahih-i Müslim Tercüme ve Şerhi 1. Işık Yayıncılık Ticaret.
- DUMLU, Emrullah. (2010). İslam'ın İlk Dönemlerindeki Uygulamalar Ekseninde Kamusal Bir Gelir Olarak Zekât/Zekah as a Public Income in the Axis of the Applications in the Early Eras of Islam. *Atatürk Üniversitesi İlahiyât Tetkikleri Dergisi*, 33.
- İBRAHİM, Patmawati. (2009). Economic Contribution Of Zakat in Poverty Alleviation Some Evidence From Malaysia, International Islamic Business and Finance Summit, 25-26 June 2009, Russia.
- KUDÛRİ, Ahmed El. (1978). I Hüseyin Ahmed b. Muhammed b. Ahmed b. Cafer, ts: el-Muhtasar.
- KUTUB, Seyyid. (1972). Fi Zilali'l-Kur'an, İstanbul: Hikmet Yayınları, I-XVI.
- KUTUB, Seyyid (1982). İslam'da Sosyal Adalet. Çağaloğlu.
- MAÇİN, Hasan. (2014/2). Zekât Nisaplarının Vergi Matrahları Açısından Değerlendirilmesi, *Kilis 7 Aralık Üniversitesi İlahiyat Fakültesi Dergisi*, Cilt, 1, Sayı, 1, s.17-44.
- MEVDUDİ, Ebu'l A'la. (1984). Economic System of Islam, Islamic Publishing.
- MEVDUDİ, Ebu'l A'la. (1991). Tefhîmu'l-Kur'an. Trc. Heyet, İstanbul: İnsan Yayınları.
- PARLAYAN, Abdullah. (2007). Sünen-i Tirmizi Tercemesi, Konya Kitapçılık.
- Presidency of Religious Affairs (2014). Türkiye'de Dini Hayat Araştırması, Ankara.
- SOYSALDI, Mehmet. (2011). "İslam Öncesi Mekke Topluluklarında Namaz, Zekat, Oruç ve Hac Uygulamaları. Kur'an'ın Anlaşılmasına Katkısı Açısından Kur'an Öncesi Mekke Toplumu", 8. Türkiye Tefsir Akademisyenleri Buluşması Sempozyum, 1-3 Temmuz 2011, 149-151.
- SUYUTİ, Celaleddin. (1996). Camiu's-Sağir, Muhtasarı, Tercüme ve Şerhi,[Hazırlayan]: İsmail Mutlu, Şaban Döğen, Abdülaziz Hatip, İstanbul: Yeni Asya Yayınları.
- YATBAZ, Ayhan. (2015). Faizsiz Finans Kuruluşlarında Zekat, Zekat Fonu, Zekat Muhasebesi, *International Journal of Islamic Economics and Finance Studies*, Vol. 1, No. 2, pp. 113-139
- ZUTİÇ, Muhammed. (2015). Kur'an'da Zekat Kavramı, (Yayımlanmamış yüksek lisans tezi), Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Bursa.

### İnternet Kaynakları

- BUMKO, <http://www.bumko.gov.tr/>, Erişim Tarihi: 10.09.2020
- Pew Research Center (2012), Global Religious Futures Project, <http://www.globalreligiousfutures.org/countries/turkey>, Erişim Tarihi: 12.09.2020.
- TCMB, <https://evds2.tcmb.gov.tr/>, Erişim Tarihi: 14.09.2020
- TÜİK, <http://www.tuik.gov.tr>, Erişim Tarihi: 17.09.2020

# Dergi Hakkında

---

Hakemli “Finansal Arařtırmalar ve alıřmalar Dergisi” (The Journal of Financial Researches and Studies) 13. Cilt 25. Sayı Temmuz 2021 ’de yayınlanacaktır. Dergimizde yayınlanacak makalelerde aranan řekil řartları ařađıda belirtilmiřtir. Makalelerin deđerlendirme srecine girebilmeleri iin jfrs@marmara.edu.tr adresine ulařtırılmıř olması gerekmektedir.

## YAZIM KURALLARI

### Genel Kurallar

1. İlk sayfada, Trke ve İngilizce olarak dzenlenmiř, en ok 250 szckten oluřan z, 9 punto iki yana dayalı olarak yazılması gerekmektedir.
2. Makalenin adının, anahtar kelimelerin ve jel kodların Trke ve İngilizce olarak belirtilmesi gerekmektedir.
3. En az 3 JEL kodu ve 3 anahtar kelime bulunmalıdır.
4. Yazar ya da yazarların adı, makale bařlıđının sađ altına, bořluk bırakılarak, sađa dayalı, italik ve koyu 11 punto olarak yazılmalıdır. Yazar ya da yazarların adının yanına konulacak “\*” iřareti ile dipnot olarak yazar ya da yazarların unvanları, alıřtıkları kurumlar, kendilerine ulařılabilecek e-posta adresleri ile birlikte 10 punto olarak yazılmalıdır.
5. Gnderilen alıřmaların daha nce hibir yerde yayınlanmamıř olması gerekmektedir.
6. Yazı karakteri 10 punto “Times New Roman” biiminde olmalı, metin tek satır aralıklı ve iki yana dayalı olarak yazılmalıdır. Giriř ve Sonu blmleri numaralandırılmamalıdır.
7. Sayfa yapısı “normal”, sten 3 cm, alttan 3 cm, sađ 2, sol 2 cm, girinti 1 cm olmalıdır.
8. Bařlık 14 punto, sayfa ortası, koyu ve hepsi byk harf olmalıdır.
9. Yararlanılan kaynaklar 9 punto olarak yazılmalı ve makalenin sonunda yer almalıdır.
10. Yukarıdaki zelliklerde yazılar 3 adet printer ıktısı, CD ile birlikte Yksekokulumuza teslim edilecektir.
11. İstenilen zelliklerde olmayan yazılar deđerlendirilmeye alınmayacaktır.
12. Aynı yazara ait tek yazarlı birden fazla yazı bir sayıda yayınlanamaz.
13. Gndermeler dipnotlar řeklinde deđil, metin iinde ilgili yere aılacak parantezlerle yapılmalıdır. Parantez iindeki sıralama řu řekilde olmalıdır: Yazar(lar)ın soyadı, kaynađın yılı, sayfa numarası ya da numaraları.
14. Kaynakada yazar ya da yazarların soyadları byk harflerle, ilk adları kk harflerle yazılmalıdır.
15. Kaynakada yararlanılan kaynaklar yazar soyadına gre alfabetik olarak sıralanmalıdır.
16. İnternet kaynaklarında yazar ismi bulunmuyorsa, bu kaynaklar, kaynakada yazarı belirli kaynaklar sıralaması sona erdikten sonra «İnternet Kaynakları» bařlıđı altında, eriřim tarihleri esasına gre sıralanmalıdır.

17. Tablo, Őekil, grafik ve resim iin, eęer alıntı yapılmıŐsa, kaynak mutlaka belirtilmelidir. Gsterilecek kaynak, tablo, Őekil, grafik ve resmin hemen altında, 10 punto, 1 satır aralıklı olarak belirtilmelidir.
18. Tablo, Őekil, grafik ve resimlerin adları; tablo, Őekil, grafik ve resimlerin sınırlarını aŐmayacak Őekilde, tablo, Őekil, grafik ve resimlerin stne, Times New Roman, 10 punto, kalın, 1 satır aralıklı, szcklerin baŐ harfleri byk olmak zere yazılmalıdır.
19. Bu ynergede yer almayan her hangi bir Őekil koŐulu zerinde deęerlendirme yapmak gerekiyorsa dzeltme yapılmasını isteme yetkisi Yayın Kurulu'na aittir.

# About Journal

---

The Journal of Financial Researches and Studies which is a peer-reviewed journal 25th issue will be published in July 2021. The specific rules of writings in order to be eligible to be published in journal are at below. Writings, in order to be taken into consideration must be sent to [jfrs@marmara.edu.tr](mailto:jfrs@marmara.edu.tr)

## **SPECIFIC RULES**

1. There must be an abstract maximum 250 words, written in both Turkish and English, 9 font size, justified on the first page.
2. The name of the essay and keywords must be written in both Turkish and English.
3. There must be at least 3 JEL classification codes and 3 keywords.
4. Writer or writers' names must be written under the right side of the essay's title, right aligned, italic and bold in 11 size. Writer or writers' titles, work places and their e-mail addresses must be written as a footnote, 10 size. This footnote must be signed with (\*).
5. All essays must have not been published before.
6. Essay must be written in "Times New Roman", 10 size, justified and with 1 line spacing. Introduction and Conclusion should not be numbered.
7. Page setup must be as follows: Up: 3cm, Down: 3cm, Right: 2cm, Left: 2cm, Indentation: Special, 1cm
8. Title must be 14 size, centered, bold and written in capital letters.
9. References must be at the end of the essay with 9 size.
10. All writings are to be handed to the School of Banking and Insurance with 3 printer outputs and a CD.
11. Those essays which do not suited stated above will not be taken into consideration.
12. No more than one essay of a writer is allowed to be published in the same issue.
13. Citations must not be done as footnotes. Instead of this, it must be written into parenthesis. Citations must be written as follows: (writer/s surname, year, page number/s)
14. Writer/s surname must be written in capital letters, first names must be written in lower-case letters.
15. References must be written in alphabetical order according to writers' surnames.
16. If there is not a writer's name in the internet references, these references must be sorted by date of access under the title of "internet references" at the end of references list.
17. Tables, figures, graphs and images which are cited references of those must be written right under them with 10 size and 1 line spacing.
18. Name of the tables, figures, graphs and images must be located on the top of the tables, figures, graphs and images with Times New Roman font, 10 size, bold, 1 line spacing, capitalize each word.
19. To make any assessment on the requirement of written form which is not included in this statement and request for correction if necessary authorized by editorial board.