

# MALİYE FİNANS YAZILARI

MALİYE VE FİNANS YAZILARI DERGİSİ ALTI AYDA BİR ÇIKAR

**İMTİYAZ SAHİBİ**  
**Maliye ve Finans Yazıları**  
**Yayımcılık Limited Şirketi Adına**

**Türkiye Ekonomik ve Mali Araştırmalar Vakfı**  
**Onursal Başkanlarımız**  
**Ziya MÜZZİNOĞLU - Tefvik ALTINOK**

**Türkiye Ekonomik ve Mali**  
**Araştırmalar Vakfı Başkanı**  
**Prof. Dr. Mehmet Hasan EKEN**

**BAŞ EDITÖR**

Prof. Dr. Mehmet Hasan EKEN TEMAR

**Misafir Editör:** Prof. Dr. Sadi UZUNOĞLU Trakya Üniversitesi

**Sorumlu Editör:** Doç. Dr. Hüseyin SELİMLER İstanbul Aydın Üniversitesi

**EDİTÖRLER KURULU**

Prof. Dr. Dina ÇAKMUR YILDIRTAN Marmara Üniversitesi

Prof. Dr. Serkan ÇANKAYA İstanbul Ticaret Üniversitesi

Doç. Dr. Süleyman KALE Kırklareli Üniversitesi

Doç. Dr. Ayben KOY İstanbul Ticaret Üniversitesi

Doç. Dr. Hüseyin SELİMLER İstanbul Aydın Üniversitesi

**YAYIN KURULU**

- Prof. Dr. Sudi APAK Esenyurt Üniversitesi
- Prof. Dr. Hasan Fehmi BAKLACI İzmir Ekonomi Üniversitesi
- Prof. Dr. Niyazi BERK Bahçeşehir Üniversitesi
- Prof. Dr. Mehmet Hasan EKEN TEMAR
- Prof. Dr. İhsan ERSAN İstanbul Üniversitesi
- Prof. Dr. Gürbüz GÖKÇEN Marmara Üniversitesi
- Prof. Dr. Veysel ULUSOY Yeditepe Üniversitesi
- Prof. Dr. Targan ÜNAL Doğu Üniversitesi

**YAZI İŞLERİ MÜDÜRÜ**

Sacit AKDEMİR

**İLETİŞİM:**

İsmail Paşa Sokak No: 47 34718

Koşuyolu – İstanbul Tel: 0216 428 78 58 Fax: 0216 428 78 68

**E-Mail:** mhasan\_eken@yahoo.com

**Yıl: 35 Sayı: ÖZEL Sayı (2)**

**Yayın Türü:** Yerel Süreli Yayın

**Basım Tarihi:** Ocak 2021

**Basım Yeri:** Der Yayınevi

Molla Fenari Sok. No: 28/A Der Han - Fatih/İstanbul

**BİLİM KURULU**

- Prof. Dr. Emre Alkin Altınbaş Üniversitesi
- Prof. Dr. Elçin AYKAC ALP İstanbul Ticaret Üniversitesi
- Prof. Dr. Başak ATAMAN Marmara Üniversitesi
- Prof. Dr. Sudi APAK Esenyurt Üniversitesi
- Prof. Dr. Doğan ARGUN Marmara Üniversitesi
- Prof. Dr. Hakan AYGÖREN Pamukkale Üniversitesi
- Prof. Dr. Hasan Fehmi BAKLACI İzmir Ekonomi Üniversitesi
- Prof. Dr. Niyazi BERK Bahçeşehir Üniversitesi
- Prof. Dr. Fahri BİLGİNOĞLU İstanbul Teknik Üniversitesi
- Prof. Dr. Stefano CASELLI, Bocconi University
- Prof. Dr. Ali CEYLAN İstanbul Ticaret Üniversitesi
- Prof. Dr. Refik ÇULPAN Penn State University
- Prof. Dr. Nurhan DAVUTYAN Kadir Has Üniversitesi
- Prof. Dr. Salih DURER Yıldız Teknik Üniversitesi
- Prof. Dr. Mehmet Hasan EKEN TEMAR
- Prof. Dr. Nazım EKREN İstanbul Ticaret Üniversitesi
- Prof. Dr. Ümit EROL Bahçeşehir Üniversitesi
- Prof. Dr. İhsan ERSAN İstanbul Üniversitesi
- Prof. Dr. Umberto FILOTTO University of Rome "Tor Vergata"
- Prof. Dr. Gürbüz GÖKÇEN Marmara Üniversitesi
- Prof. Dr. A. Osman GÜRBÜZ İstanbul Ticaret Üniversitesi
- Prof. Dr. Güner GÜRİSOY Okan Üniversitesi
- Prof. Dr. Haluk KABAALOĞLU Yeditepe Üniversitesi
- Prof. Dr. Lale KARABIYIK Uludağ Üniversitesi
- Prof. Dr. Ali İhsan KARACAN İstanbul Ticaret Üniversitesi
- Prof. Dr. Ferudun KAYA Abant İzzet Baysal Üniversitesi
- Prof. Dr. Güray KÜÇÜKKOCAOĞLU Başkent Üniversitesi
- Prof. Dr. Othmar LEHNER University of Applied Sciences Upper Austria
- Prof. Dr. Şaduman OKUMUŞ Gedik Üniversitesi
- Prof. Dr. Mehmet ÖZKAN Marmara Üniversitesi
- Prof. Dr. Shahrokh M. SAUDAGARAN University of Washington
- Prof. Dr. Orhan ŞENER Kadir Has Üniversitesi
- Prof. Dr. Yusuf TUNA İstanbul Ticaret Üniversitesi
- Prof. Dr. İltar TURAN İstanbul Bilgi Üniversitesi
- Dr. Masum TÜRKER
- Prof. Dr. Targan ÜNAL Doğu Üniversitesi
- Prof. Dr. Veysel ULUSOY Yeditepe Üniversitesi
- Prof. Dr. Sadi Uzunoglu Trakya Üniversitesi
- Doç. Dr. Ersan ERSOY Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi
- Doç. Dr. Hakkı Okan YEOĞLU Başkent Üniversitesi

**DANIŞMA KURULU**

- Şelçuk DEMİRALP
- Ömer L. DİNLER
- Dr. Mine Berra DOĞANER
- Pınar ECZACIBASI
- Dr. Mahfi EĞİLMEZ
- Mehmet Sıddık ENSARI
- Orhan EMİRDAĞ
- Sedat ERATALAR
- Özen GÖKSEL
- Özer GÜNEY
- Çetin HACALOĞLU
- Felhi HİNGİNAR
- Dr. Nebil İLSEVEN
- Muharrem KARSLI
- Hüsamettin KAVI
- Doç. Dr. Ekrem KESKİN
- Zafer KURTUL
- Mete MELEKSOY
- Prof. Dr. Muhsin MENGÜTÜRK
- Adnan NAS
- Ergun ÖZEN
- Ersin ÖZİNCE
- Tanju POLATKAN
- Bülent ŞENVER
- Neslihan TOMBUL
- Masis YONTAN
- Berna ÜLMAN
- Tuğrul Bilen ÜNAL
- Dr. Hasan Yalçın
- Arzuhan Doğan YALÇINDAĞ
- Tezcan YARAMANCI
- Dr. Halil YOLCU
- Dr. Masum TÜRKER

## YAYIN POLİTİKASI

1. Dergi, Türkiye Ekonomik ve Mali Araştırmalar Vakfı (TEMAR)'nın bilimsel mesleki yayın organıdır. **Maliye ve Finans Yazıları** ilk sayısı Haziran 1986 da yayınlanan Maliye Yazıları Dergisi'nin devamıdır.
2. **Maliye ve Finans Yazıları** ekonomi, maliye ve finans konularında yayınlanan hakemli bir dergidir.
3. **Maliye ve Finans Yazıları**'nın temel yayın politikası, literatüre belirli katkısı olan, özgün araştırma niteliği taşıyan ve uygulamada ortaya çıkan sorunlara ilişkin çözüm önerileri içeren makale, yazı ve çevirileri yayınlamaktır.
4. **Maliye ve Finans Yazıları** dergisi altı ayda bir, Nisan ve Ekim aylarında yayınlanır.
5. Dergide yayınlanmak üzere gönderilen yazılar akademik hakem kurulu'nda yazı konusunda uzman iki hakem tarafından isim kapalı olarak incelenir. Hakemler yazı sahibinden düzeltme talep ettiklerinde, hakemlerin istedikleri düzeltmeler yapılmadan yazılar yayına kabul edilmez.
6. Basımına karar verilenler için yazarına kabul yazısı ile bilgilendirme yapılır. Yayına kabul edilmeyen yazılar yazar / yazarlara bildirilir, ancak iade edilmez.
7. Dergide yayınlanacak yazıların tam metin olarak başka bir dergide yayınlanmamış olması esastır.
8. Yazılar yayınlanmadan önce matbaa provası yazarlara gönderilir. Makale içinde dergide basıldığı haliyle görülen hataların sorumluluğu yazar/yazarlara aittir. Yayınlanmasına karar verilen makaleler üzerinde yazarlarca herhangi bir eklenti yapılamaz.
9. Dergiye gönderilen yazılarda **Türk Dil Kurumu İmla ve Yazım** esasları gözetilmelidir.
10. Yayın dili Türkçe ve İngilizce'dir.
11. Dergimize gönderilen makalelerin hakemlik sürecine başlanması için 400 TL değerlendirme ve yayım ücreti alınmaktadır.



# İÇİNDEKİLER / CONTENTS

## **Conditional Correlations and Volatility Spillovers between Crude Oil Price, Tüpraş and Enerjisa Stock Returns: A Proposal for Constructing an Ultimate BİST Energy Index**

Petrol Fiyatları, Tüpraş ve Enerjisa Hisse Getirileri arasındaki Koşullu Korelasyon ve Oynaklık Yayılımı: Kapsayıcı bir BİST Enerji Endeksi Oluşturma Önerisi

Caner ÖZDURAK ..... 15

## **Hibrit Yeni Keynesyen Phillips Eğrisi Çerçevesi'nde Çıktı Açığı'nın Enflasyon Üzerine Etkisi, Türkiye Örneği**

The Effect Of The Output Gap On The Inflation With Framework Of Hybrid New Keynesian Phillips Curve Model, The Case Of The Turkey

Figen TOMBAK..... 33

## **Covid-19 Pandemi Sürecinin BİST-30 Hisse Senetlerine Etkilerinin Karışıklık Matrisi ile Analizi**

Analysis of Effects of the Covid-19 Pandemic Process on BIST-30 Equities Through Confusion Matrix

Gökhan SÖNMEZLER - İsmail Orçun GÜNDÜZ ..... 51

## **Modelling an Artificial Financial Market: Agent Based Approach**

Yapay Finansal Market Modelleme: Ajan Temelli Yaklaşım

Hidayet BEYHAN, Burç ÜLENGİN ..... 71

## **Türkiye'de Sektör Bilançolarının Ve Makroekonomik Göstergelerin Borç Dolarizasyonu Üzerindeki Etkisi**

The Sector Balance Sheet And Macroeconomic Indicators Influence On Liability Dolarization In Turkey

Yücel AYRIÇAY - Meltem KILIÇ..... 97

**Mülteci Kabulünde Dış Yardım Faktörü**

The Foreign Aid Factor In Acceptance Of Refugee

Müge MANGA - Orhan CENGİZ..... 113

**Sektörel Maliyetlerin Takipteki Krediler Üzerine Etkisi: İnşaat Sektörü Üzerine Bir İnceleme**

The Effect Of Sectoral Costs On The Non-Performing Loans: An Investigation On The Construction Industry

Osman Emre ARLI - Ali BAYRAKDAROĞLU..... 131

**Sürdürülebilir Büyümede Enerjinin Rolü: Türkiye'nin Kaynak Bolluğu-Enerji Kıtlığı Paradoksu**

The Role Of Energy In Sustainable Growth: Turkey's Resource Abundance-Energy Scarcity Paradox

Rabia Aktaş ŞENKARDEŞLER..... 145

**Dinamik ve Yüksek Frekanslı Fiyat Endeksi: Türkiye'nin Günlük ve Saatlik Bazda Enflasyon Hesaplaması**

Dynamic And High Frequency Price Index: Calculation Of Turkey's Daily And Hourly Inflation

Serkan GENÇER - Veysel ULUSOY ..... 173

**BİST 30 Hisse Senetlerinin Gelecekteki Değerlerinin Geometrik Brownian Hareketi İle Tahmini ve Arıma, Sarıma, Garch, Egarch, Gjr Modelleri İle Volatilite Analizi**

Estimation Of The Future Values Of Bist 30 Shares With Geometric Brownian Motion And Volatility Analysis With Arıma, Sarıma, Garch, Egarch, Gjr Models

Sonat BAYRAM..... 191

---

**Vergi Cezalarına İlişkin Duyuruların Banka Pay Getirilerine Etkisinin Araştırılması**

Investigation of the Impact of Tax Penalty Announcements On Banks' Stock Returns

Soner YAKAR - Gözde ELBİR - Serkan Yılmaz KANDIR..... 219

**Kredi Temerrüt Swaplarının (CDS) Doğrudan Yabancı ve Portföy Yatırımları Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği**

The Impact of Credit Default Swaps (CDS) On Foreign Direct and Portfolio Investment: The Case of Turkey

Şener İLTER - Remzi GÖK..... 233

**Borsa İstanbul Bilişim Sektöründe İşlem Gören İşletmelerin Etkinliklerinin Değerlendirilmesi**

Evaluating The Efficiency of Enterprises Traded in Borsa İstanbul IT Sector

Tuba ÖZKAN..... 253





## Editörden

### Değerli okuyucular,

Maliye Finans Yazıları olarak yılda iki defa yayımlanan sayılarımıza ilave 2021 yılının bu ilk günlerinde yayımladığımız özel sayımızda çok değerli 13 tane makale bulunmaktadır. Makaleler 15-17 Ekim 2020 tarihleri arasında Konya'da düzenlenen 4. Ekonomi Araştırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresinde (IERFM) sunulmuş ve sonrasında dergimiz yayım sürecinde uygulanan mutad hakemlik sürecinden de geçirilerek yayımlanmaya hazırlanmışlardır.

Bilimsel kongrelere yayın desteği vermek amacıyla yayımladığımız dergimizin bu özel sayının hazırlanmasında editör olarak emeği geçen meslektaşım Doç. Dr. Hüseyin SELİMLER ve Dr. Alican UMUT'a en içten teşekkürlerimi sunmak istiyorum.

Kıymetli meslektaşım Prof. Dr. Sadi UZUNOĞLU'nun dergimizin bu özel sayısında misafir editör olarak sunduğu katkı dolayısıyla özel olarak teşekkür etmek isterim.

Maliye Finans Yazıları olarak 2021 yılında yayımladığımız bu özel sayımıza ilave olarak Nisan ve Ekim aylarında mutad sayılarımızın da yayıma hazırlandığını meslektaşlarıma hatırlatmak isterim. Bu sayılarımızda yayımlanmasını arzu ettiğiniz yazım kurallarına uygun çalışmalarınızı Dergipark sistemi üzerinden gönderebilirsiniz.

2021 yılının bütün insanlığa huzur, barış ve kardeşlik getirmesini diliyorum.

Prof. Dr. Mehmet Hasan EKEN

Başeditör



# Önsöz

## Değerli okuyucular,

Dergimizin bu Özel Sayısı'nda, hakemlik sürecinden geçirilerek yayımlanmaya kabul edilen 13 makale, 15-17 Ekim 2020 tarihleri arasında Konya'da düzenlenen 4. Ekonomi Araştırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresinde (IERFM) sözlü bildiri olarak sunulmuş ve kongre bildiri kitabında özeti yayınlanmış bildirilerden oluşmaktadır.

Makalelerde, bankacılık, finans, ekonomi ve maliye konuları ele alınmakta olup, gerek akademik araştırma yapanlara ve gerekse konu ile ilgilenenlere faydalı olacağını ümit ediyorum.

Nisan ve Ekim aylarında olmak üzere yılda iki defa yayımlanan dergimize, Türkçe ve İngilizce çalışmalarınızı bekliyoruz. Bu özel sayının hazırlanmasında emeği geçen çalışma arkadaşlarıma, hakemlerimiz ve yazarlarımıza teşekkür eder, tüm okurlarımıza selam ve saygılarımı sunarım.

Doç. Dr. Hüseyin SELİMLER  
Editör



## Önsöz

Yılda bir kez düzenlenen ve geniş katılımı gerekleŖen kongremiz 15-17 Ekim 2020 tarihleri arasında Konya’da gerekleŖtirildi. 4. Ekonomi AraŖtırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresi (IERFM) katılımcıların geniŖ katılım ve destekleriyle her yıl olduĐu gibi bu kez de baŖarılı geti. Katılımcılar; bankacılık, finans, ekonomi ve maliye gibi ana baŖlıklar altında onlarca sözlü bildiri sundu. Bildiriler yoĐun biçimde tartıŖılırken gerek teorik gerekse uygulama aısından önemli sonuçlar ortaya koydu.

Kongremize her yıl olduĐu gibi destek vererek bilimsel kalitenin yükselmesine katkı saĐlayan Maliye Finans Yazıları Dergisi BaŖeditörü Prof. Dr. Mehmet Hasan Eken hocamız bu kez de yanımızdaydı. DesteĐi kongremize katılanların bildirilerinin yayınlandıĐı bu özel sayıda da devam etti. Katkıları nedeniyle hocamıza öncelikle teŖekkür ediyorum.

Yine bu özel sayının ıkması konusunda titiz desteklerini esirgemen Do. Dr. Hüseyin Selimler hocamıza da teŖekkürü bor biliyorum. DiĐer taraftan Kongremizin planlamasından düzenlenmesine kadar her yıl her aŖama da yoĐun aba sarf eden Dr. Alican Umut da teŖekkürü fazlasıyla hak edenlerdendi.

4. kongremizde bizi yalnız bırakmayan bildirileri ile destek veren katılımcılara, bildirileri titizlikle inceleyerek ve tartıŖarak yayına hazırlayan deĐerli hocalarımıza da katkılarından dolayı teŖekkür ederim. Bu özel sayının hazırlanmasına doĐrudan veya dolaylı katkı saĐlayanları da unutmayacaĐız.

Salgın baskısının devam ettiĐi zor günlerden geiyoruz. 2020’yi etkisi altına alan virüsün 2021 ve sonrasında da etkilerini hemen her alanda göreeĐiz. Daha saĐlıklı bir dünyada kongrelerimize devam etmeyi diliyorum. SaĐlık ve barıŖ dolu bir gelecek için mücadelenin bitmesi dileĐiyle...

Prof. Dr. Sadi UZUNOĐLU



# Conditional Correlations and Volatility Spillovers between Crude Oil Price, Tüpraş and Enerjisa Stock Returns: A Proposal for Constructing an Ultimate BİST Energy Index<sup>1</sup>

Caner ÖZDURAK<sup>2</sup>

**Makale Gönderim Tarihi:** 21 Aralık 2020

**Makale Kabul Tarihi:** 20 Ocak 2021

### Abstract

This paper is the first step to construct a new Energy Index in Borsa İstanbul Exchange. Firstly, we examined the impact of oil price shocks on Tüpraş and Enerjisa stock returns and volatility. Secondly GARCH models are utilized to construct DCC-GARCH and analyzed the conditional correlation coefficients for Enerjisa and Tüpraş. Consequently, we concluded that volatility spillover exists between Tüpraş and Enerjisa. Considering the complex and integrated structure of energy markets at all levels and sectors constructing an ultimate Energy Index in BİST shall be a good alternative for investment funds to participate dynamic energy market of Turkey.

**Keywords:** Oil prices, electricity, stock returns, volatility, spillover, energy markets

**JEL Codes:** B26, C58, Q49

<sup>1</sup> Bu makale 15-17 Ekim 2020 tarihleri arasında Konya'da düzenlenen 4. Ekonomi Araştırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresinde sözlü bildiri olarak sunulmuş ve kongre bildiri kitabında özeti yayınlanmış bildirinin genişletilmiş halidir.

<sup>2</sup> Assistant Professor, Yeditepe University, ORCID: 0000-0003-0793-7480. E-mail: cozdurak@gmail.com. Phone: +90 (0) 535 835 15 07

## **Petrol Fiyatları, Tüpraş ve Enerjisa Hisse Getirileri arasındaki Koşullu Korelasyon ve Oynaklık Yayılımı: Kapsayıcı bir BİST Enerji Endeksi Oluşturma Önerisi**

### **Öz**

Bu çalışmamız, Borsa İstanbul'da yeni ve kapsayıcı bir Enerji Endeksi oluşturulması için yapacağımız çalışmaların ilk adımı olarak değerlendirilmelidir. Çalışmada DCC-GARCH yaklaşımı benimsenmiş ve bunun için öncelikle petrol fiyatlarının Tüpraş ve Enerjisa hisse getirileri ve oynaklıkları ile olan ilişkisi incelenmiştir. Sonrasında GARCH modellerinden faydalanılarak DCC-GARCH modelleri oluşturulmuş ve Enerjisa ile Tüpraş arasındaki koşullu korelasyon katsayıları incelenmiştir. Analizlerimiz sonucunda Tüpraş ve Enerjisa arasında oynaklık yayılımı olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Enerji marketlerinin karmaşık ve bütünleşmiş yapısı düşünüldüğünde değer zincirinin her kademesinden seçilmiş şirketleri kapsayacak bir Enerji Endeksi'nin yatırım fonları için iyi bir alternatif olacağı düşüncesindeyiz.

**Anahtar Kelimeler:** Petrol fiyatları, elektrik, hisse getirileri, oynaklık, yayılma, enerji piyasaları

**JEL Codes:** B26, C58, Q49

### **1. Introduction**

In order to understand the reason backing our proposal for a new energy index in Borsa İstanbul exchange, first we have to understand the complex value chain in energy industry. Moreover, the privatization and liberalization in a highly regulated industry such as energy is crucial to figure out the impact of Tüpraş and Enerjisa to the restructuring of the market.

Turkey experienced a complex privatization of utilities process in the last decades mainly in three separate stages. First is clearly a change in ownership from the public to private investors. Secondly, the restructuring of the firms and thirdly one is a change in the way the market operates, mostly involving an adoption of competitive procedures. The government owned Türkiye Elektrik Kurumu ("TEK") which was vertically integrated company in all parts of the value chain was also the dominant monopoly until the beginning 1990s. Market liberalization started in



1993 with a privatization approach and as a result TEK was divided into TEAS which was operating in generation, transmission, and wholesale while TEDAS became the main distribution body.

Afterwards in 2001 Electricity Market Law was enacted and TEAS was separated into two. As a result of this separation EUAS became the main generation company while TETAS became responsible for wholesale and TEIAS became the transmission company. Consequently, this unbundling process created organizations as separate legal entities/ The main issue for electricity retailers is to manage and balance their trading portfolio since they have to buy electricity at a fluctuating price on the wholesale market and sell it at a fixed price at the retail market. A retailer loses money when the markets experience high prices as the it will have to supply energy with a higher price than the price at which it resells to the customer. However, when the prices are low it will make profit because its selling price will be higher than its procurement price. In this context, partial privatization of Tüpraş started in 1991, when an IPO sold 2.5% of shares to the public; by 2005 several secondary issues had taken this up to 49%. In 2005, a consortium of Koç Holding and Shell bid over \$4billion to acquire the 51% interest remaining; this was through a new joint venture company, Enerji Yatırımları A.Ş.

Liberalizations also encouraged conglomerates for investing in energy industry. Enerjisa was established as an auto producer company in 1996, to meet the electricity requirements of Sabancı companies and became one of the leading players of the growing and developing electricity market of Turkey with its customer and market-oriented business models based on efficiency and technology and with its competitive strategies. As of April 2013, 50% partnership process among Enerjisa and E.ON, which is one of the leading private electricity and natural gas companies of the world, was successfully completed. Enerjisa<sup>3</sup> became one of the leading players in electricity retail and distribution business and started trading on Stock Exchange Istanbul as of February 8, 2018. Enerjisa Enerji, which went public with 20% of its shares through an IPO that has gone down in the history as the largest initial public offering of

---

<sup>3</sup> Enerjisa reports its business activities into two main segments: Electricity Distribution and Retail. The Electricity distribution segment includes the transmission of electricity over lines users through distribution networks and provides infrastructure investments in conformity with the energy market regulation authority (EMRA). The Retail segment conducts mainly retail sales of electricity to customers. Enerjisa Enerji AS operates through several subsidiaries, such as Baskent Edas, Ayedas and Toroslar Edas, among others

the private sector in Turkey and in which domestic and foreign investors showed great interest.

Obviously, Turkey has a growing lucrative energy industry offering opportunities in many sub-sectors including from renewables to conventional resources. Till Enerjisa was listed in Borsa İstanbul (BİST), Tüpraş was the ultimate energy company stock that especially foreign investors considered to invest in as an energy asset. BİST Electricity<sup>4</sup> (XELKT) and BİST Chem Petrol Plastic<sup>5</sup> (XKMYA) indices are the main indices for energy industry investors if they choose a passive investment strategy based on a benchmark index. However, there is no ultimate energy index trading on BİST because of the complexity of energy markets and the companies listed on BİST are not perfect match to be regroup under a unique energy index umbrella.

In Table 1 and Table 2 financial fundamentals of BİST Chem Petrol Plastic and BİST Electricity are exhibited as well as Enerjisa stock fundamentals. Tüpraş is clearly major driver of Chem Petrol Plastic Index due to its huge market cap. Even Enerjisa is not a component of Electricity Index its market cap is higher than all components of the index. At this point the complexity of energy market classification is on the table. Since Enerjisa was not listed when Electricity and Chem Petrol Plastic indices were constructed, and the privatization of energy market and value chain integration had just started it is good time to consider a new ultimate "Energy Index" which includes Tüpraş and Enerjisa as two major players of their own segment. In this context we applied DCC-GARCH models to test the linkages between Tüpraş and Enerjisa stock returns and volatility to have a feeling whether a new Energy Index can attract energy investors to make more energy focused investments to BİST via such a newly w introduced vehicle.

---

<sup>4</sup> Transactions started on 27.12.1996 (<https://www.kap.org.tr/tr/Endeksler>)

<sup>5</sup> Transactions started on 27.12.1996 <https://www.kap.org.tr/tr/Endeksler>

**Table 1:** BIST Chem Petrol Plastic Index Components Fundamentals

BIST Chem Petrol Plastic Components	Average Vol. (3m)	Market Cap	Revenue	P/E Ratio	Beta
Aciselsan	894.59K	107.32M	43.96M	10.71	1.02
Aksa Akrilik	3.10M	2.42B	3.78B	8.49	0.92
Alkim Kimya	8.05M	2.03B	687.76M	14.4	0.54
Aygaz AS	1.17M	3.68B	10.07B	98.03	0.93
Bagfas	1.91M	841.50M	942.18M	12.03	1.21
Berkosan	3.19M	73.63M	70.26M	1310.54	1.02
Brisa	2.11M	3.99B	3.76B	21.02	1.08
Deva Holding	4.36M	4.07B	1.54B	10.37	0.74
DYO Boya	5.91M	681.00M	1.15B	39.12	1.38
Ege Gubre	121.52K	869.00M	641.19M	12.95	1.13
Gediz Ambalaj	532.80K	138.34M	78.04M	10.44	0.46
Goodyear Lastikleri	6.43M	1.61B	2.99B	5.33	1.34
Gubretas	6.23M	9.30B	4.62B		0.93
Hektas	6.15M	3.34B	743.64M	23.11	0.39
Marshall	126.11K	822.50M	405.94M	32.25	1.12
Petkim	110.53M	8.98B	11.61B	13.6	0.93
Politeknik Metal	1.70K	484.13M	87.98M		0.58
RTA	1.62M	1.32B	34.05M	95.69	1.05
SASA Polyester	31.95M	9.41B	3.14B	10.19	0.75
Sekuro Plastik Ambalaj	1.09M	98.31M	194.38M	81	0.59
Soda Sanayi	15.46M	6.74B	4.41B	5.26	0.42
Tupras Turkiye	3.83M	22.02B	85.83B		0.78

**Table 2:** BIST Electricity Index Components and Enerjisa Fundamentals

BIST Electricity Index Components	Average Vol. (3m)	Market Cap	Revenue	P/E Ratio	Beta
Akenerji	33.61M	1.38B	1.93B		1.42
Aksa Enerji Uretim	12.73M	3.55B	6.27B	9.74	0.91
Aksu Enerji ve Ticaret	680.98K	202.79M	11.93M	336.98	1.17
Ayen Enerji	12.14M	1.91B	487.06M		1.39
ODAS Elektrik	156.13M	1.64B	988.42M		1.58
Zorlu Enerji	56.73M	4.88B	8.80B		1.36
Enerjisa Enerji	6.95M	10.48B	20.75B	9.45	

Based on these preliminary analyses our proposed Index will differ from the existing indices by including Enerjisa since it is the major player in electricity retail and distribution business. Firstly, we will examine the impact of oil price shocks on Tüpraş and Enerjisa stock returns and volatility. Secondly, we will utilize the DCC-GARCH to analyze the conditional correlation coefficients for Enerjisa and Tüpraş and try to find evidence for volatility spillover existence between Tüpraş and Enerjisa. Considering the complex and integrated structure of energy markets at all levels and sectors constructing an ultimate Energy Index in BIST shall be a good alternative for investment funds to participate dynamic energy market of Turkey.

## 2. Literature Review

In this paper our main aim is to propose a new index to BİST for energy companies. Since there is no specific literature about this subject, we will summarize useful studies on the effect of stock prices as well as the useful models. An increase in the oil price has a negative impact on almost all countries and industries except for mining, oil-related and gas-related industries (Cong et al, 2008; Nandha and Faff, 2008; Park and Ratti, 2008). When the crude oil prices increase, cost of almost all industries also increase and the profit decrease which causes the stock price of the industries to fall. This made the investors to change their mind about risk management and hedging strategies begin to emerge. Consequently, how to choose hedging commodities and how to construct optimal portfolio weights have become very important questions. Therefore, it became a trend to construct a hedging portfolio by using crude oil which caused the volatility spillover relationships between two markets. As a result, constructing hedge ratios and optimal portfolios became very crucial (Arouri et al., 2012; Chang et al., 2010). Soyemi et al. (2018) examined the impact of the direct and indirect effects of oil price shocks on quoted energy-related stocks in Nigeria while Ulusoy and Ozdurak (2018) examined the impact of oil prices on major energy company stock returns for three different periods via news impact curves. Chang, McAleer and Tansuchat (2009) explained the effect of oil price shocks on stock prices via expected cost flows and equity pricing model. However, the direction and/or causality of the oil shock effect heavily depends on the nature of the company, whether it is a consumer or a producer of oil products. Nandha and Faff 2007 utilized global industry indices to test the adverse effect of oil price shocks on stock markets. To this end They analyzed 35 DataStream global industry indices for the period from April 1983 to September 2005 and concluded that oil price rises have a negative impact on equity returns for all sectors except mining, and oil and gas industries. Sadorsky (2008) included the firm size issue to the analysis and found that the relationship between oil price movements and stock prices does vary with firm size and the relationship is strongest for medium-sized firms. Aloui and Jammazi (2009) studied the impact of oil prices on the developed markets such as France, UK, and Japan. Chang et all (2013) studies volatility spillovers between oil price and stock index returns with CCC model, VARMA-GARCH model, VARMA-AGARCH model and DCC-GARCH models.

However, there are only a small number of studies that investigate impact of oil prices on real economy as well as financial markets. In this context, Kibritçioğlu and Kibritçioğlu (2003) studied the oil price and inflation linkage and found that oil prices do not affect price levels. Sarı and Soytaş (2006) studied the relationship between oil price shocks and stock markets concluding that oil prices do not have any significant effect on stock markets. Soytaş and Oran (2010) studies the inter-temporal links between world oil prices, BIST 100 and BIST electricity index returns by using Cheung-Ng causality approach. They discovered that world oil prices granger cause electricity index and unadjusted electricity index returns in variance.

### 3. Methodology

Firstly, we used GARCH instruments to model the volatility behavior of oil prices. Major advantage of the model is that, instead of considering heteroskedasticity as a problem to be corrected, ARCH and GARCH models treat it as a variance to be modeled. Usually, financial data suggests that some time periods are riskier than others; that is, the expected value of the magnitude of error terms at sometimes is greater than at others. The goal of such models is to provide a volatility measure, like a standard deviation, then can be used in financial decisions related with risk analysis, portfolio selection and derivative pricing (Engle 1982, 1993 and 2001).

ARCH model assumes that the variance of  $u_t$  in period  $t$ ,  $\sigma_t^2$  depends on the square of the error term in  $t-1$  period,  $u_{t-1}$

In this context, ARCH( $q$ ) and GARCH( $q$ ) models are as follows.

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i > 0$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + v_t \quad [10.1]$$

GARCH models which express the generalized form of ARCH models were developed by Engle (1982) and Bollerslev (1986) to provide reliable estimations and predictions. GARCH models consist of conditional variance, in equation (2) in addition to conditional mean in equation [10.1].

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i r_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad [10.2]$$

In this context, restrictions of variance model are as follows.

for  $\alpha_i \geq 0$  and  $\beta_i \geq 0$ ,  $\alpha_i + \beta_i < 1$

If  $\alpha_i + \beta_i \geq 1$  it is termed as non-stationary in variance. For non-stationarity in variance, the conditional variance forecasts will not converge on their unconditional value as the horizon increases (Brooks 2008). In this context ARCH and GARCH models have become very popular as they enable the econometrician to estimate the variance of a series at a particular point in time. Clearly asset pricing models indicate that the risk premium will depend on the expected return and the variance of that return (Enders 2004).

The coefficient  $\alpha_i$  refers to the ARCH process in the residuals from asset  $i$  which depicts the fluctuations of the assets reflecting the impact of external shocks on fluctuations. The ARCH effects measure short-term persistence while the GARCH effect measure long-term persistence which is represented by  $\beta_i$ .

### 3.1. DCC-GARCH Model in a Nutshell

The Dynamic Conditional Correlation (DCC-) GARCH belongs to the class "Models of conditional variances and correlations. It was introduced by Engle and Sheppard in 2001. The idea of the models in this class is that the covariance matrix,  $H_t$ , can be decomposed into conditional standard deviations,  $D_t$ , and a correlation matrix,  $R_t$ . In the DCC-GARCH model both  $D_t$  and  $R_t$  are designed to be time-varying.

Suppose we have returns,  $r_t$ , from  $n$  assets with expected value 0 and covariance matrix  $H_t$ . Then the Dynamic Conditional Correlation (DCC-) GARCH model is defined as:

$$r_t = \mu_t + \alpha_t$$

$$\alpha_t = H_t^{1/2} z_t$$

$$H_t = D_t R_t D_t$$

$r_t$ :  $n \times 1$  vector of log returns of  $n$  assets at time  $t$ ,

$\alpha_t$ :  $E[\alpha_t] = 0$  and  $\text{Cov}[\alpha_t] = H_t$   $n \times 1$  vector of mean-corrected returns of  $n$  assets at time  $t$ , i.e.,

$\mu_t$ :  $n \times 1$  vector of the expected value of the conditional  $r_t$

$H_t$ :  $n \times n$  matrix of conditional variances of  $\alpha_t$  at time  $t$ .

$H_t^{1/2}$ : Any  $n \times n$  matrix at time  $t$  such that  $H_t$  is the conditional variance matrix of  $\alpha_t$ .  $H_t^{1/2}$  may be obtained by a Cholesky factorization of  $H_t$ .

$D_t$ :  $n \times n$ , diagonal matrix of conditional standard deviations of  $\alpha_t$  at time  $t$

$R_t$ :  $n \times n$  conditional correlation matrix of  $\alpha_t$  at time  $t$

$Z_t$ :  $n \times 1$  vector of iid errors such that  $E[Z_t] = 0$  and  $E[Z_t Z_t^T] = I$

In addition,  $Q_0$ , the starting value of  $Q_t$ , has to be positive definite to guarantee  $H_t$  to be positive definite. The correlation structure can be extended to the general DCC (M, N)-GARCH model:

$$R_t = \varrho_t^{*1} \varrho_t \varrho_t^{*1}$$

$$\varrho_t = (1 - \varrho_1 - \varrho_2) \bar{\varrho} + \varrho_1 \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T + \varrho_2 \varrho_{t-1}$$

In this context  $\varrho_t$  can be estimated as mentioned below:

$$\varrho_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \varepsilon_t^T$$

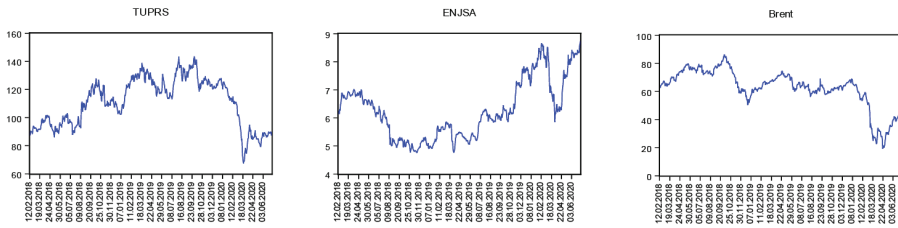
There are imposed some conditions on the parameters  $\varrho_1$  and  $\varrho_2$  to guarantee  $H_t$  to be positive definite. In addition to the conditions for the univariate GARCH model to ensure positive unconditional variances, the scalars  $a$  and  $b$  must satisfy:  $\varrho_1 \geq 0$ ,  $\varrho_2 \geq 0$  ve  $\varrho_1 + \varrho_2 < 1$

#### 4. Econometric Data Description

The NYMEX WTI futures contract is one of the world energies benchmarks. The notional quantity for one contract is 1000 barrels, which, as mentioned earlier, is one lot. As with all futures, trading for a given contract month ceases at a defined futures expiration date prior to the contract month.

In the case of the WTI contract, this is roughly two-thirds of the way through previous contract month. However, in the recent years the idiosyncrasies related to the delivery location of the WTI contract resulted in substantial and prolonged decoupling from global crude oil prices. As a result, despite complications of its own, the Brent futures

contract which trades on ICE<sup>6</sup> is now viewed as the dominant crude oil benchmark. The settlement and delivery mechanism of Brent contracts are more complex than WTI futures. The Brent contract is described by the exchange physically settling with an option to settle financially on the ICE Brent Index. However, Salisu and Fasanya (2012) chose WTI as crude oil price benchmark due to the fact that WTI has become dominant in the world oil market. In this respect we also decided to use WTI in our models however we also incorporated Brent in the same models instead of WTI and experienced no significant result changes.



**Figure 1:** Tüpraş, Enerjisa and Brent Daily Prices

Our dataset contains daily crude oil (Brent), Tüpraş stocks (TUPRS), Enerjisa stocks (ENJSA), for the period between February 12, 2018 and July 2, 2020. Descriptive statistics and distributional characteristics of returns are reported in Table 3. The normal distribution has a skewness of zero however financial data can be rarely perfectly symmetric. In such cases to understand the skewness of the data series shows either mean deviates from the mean positively or negatively. All selected assets are negatively skewed which means that the mass of the distribution is concentrated on the right side of the figure.

<sup>6</sup>

Intercontinental Exchange (traded as ICE) is an American business and finance company founded on May 11, 2000 by Jeffrey Sprecher, headquartered in Atlanta, Georgia. It owns exchanges and clearing houses for financial and commodity markets and operates 23 regulated exchanges and marketplaces.



**Table 3: Descriptive Statistics**

	<b>RBRENT</b>	<b>RENJSA</b>	<b>RTUPRS</b>
<b>Mean</b>	-0.000597	0.000533	1.79E-05
<b>Median</b>	0.001838	0.000000	0.000000
<b>Maximum</b>	0.190774	0.072380	0.096264
<b>Minimum</b>	-0.279761	-0.096627	-0.09053
<b>Std. Dev.</b>	0.032717	0.018974	0.021938
<b>Skewness</b>	-1.565588	-0.284525	-0.047742
<b>Kurtosis</b>	24.01606	6.570977	4.611278
<b>Jarque-Bera</b>	11192.92	324.1683	64.59054
<b>Probability</b>	0	0	0
<b>ADF Tests (Level)</b>	-22.04	-22.61	-21.80

Notes: Between parenthesis: p-values. The number of observations for first period is 595

JB are the empirical statistics for Jarque Bera tests for normality based on skewness and kurtosis

ADF Tests refer to Augmented Dickey Fuller test for the presence of unit root for long differences (returns)

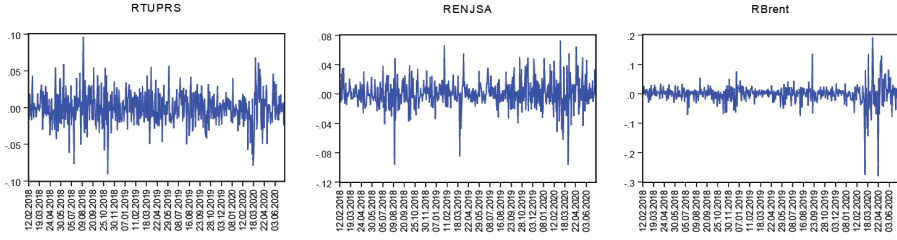
The kurtosis of any univariate normal distribution is 3 and distributions with kurtosis less than 3 are said to be platykurtic which has thinner tails. It means the distribution produces fewer and less extreme outliers than does the normal distribution. Distributions with kurtosis greater than 3 are said to be leptokurtic. All the series in our dataset is highly leptokurtic which has fatter tails which is expected for financial assets.

Figure 1 exhibits daily prices and Figure 2 exhibits daily returns of Tüpraş stocks, Enerjisa<sup>7</sup> stocks and Brent futures. In the coronavirus pandemic period crude oil market returns experienced all time high fluctuations in the last five years such that the price of US oil has turned negative for the first time in history. This incident showed that producers or traders were essentially paying other market participants to take the oil off their hands due to demand shock from lockdowns and travel restrictions.

Moreover, two bad news has significant impact both on Tüpraş and Enerjisa around August 2018 while on March 2019 all energy related company stocks were affected positively by Norway's Oil Fund investment to Turkish energy sector.

<sup>7</sup>

Shares for Enerjisa rose 11.2 percent in their market debut on Feb. 8 2018 after the energy distributor raised \$393 million in its initial public offering (IPO). The shares first traded on the Istanbul stock exchange at 6.95 Turkish Liras each, versus the IPO price of 6.25 liras. These shares then rose to 7.20 liras in the following hours.



**Figure 2:** Return graph for Tüpraş, Enerjisa and Brent

## 5. Application and Findings

We applied all our models by using Brent instead of WTI and any significant difference was not detected. Table 4 exhibits GARCH models in which Brent, one lagged Tüpraş returns and Enerjisa stock returns have a positive effect on Tüpraş returns. All the variables in the mean equation of Tüpraş GARCH models are statistically significant at 1% level. On the other hand, Tüpraş stock returns and one lagged Enerjisa returns have a positive impact of Enerjisa stock returns and they are statistically significant a 1% level. However, Brent is statistically not significant for Enerjisa stock returns even at 10% level. Based on the variance equations of Tüpraş model we see that the parameter  $\beta$  is 0,5688 and significant at 1% level. The sum of  $\alpha$  and  $\beta$  is 0.50 which shows the persistence of new impact on Tüpraş stock volatility is not strong. In Enerjisa variance equation we see that the parameter  $\beta$  is below 0,8136 and highly significant. The sum of  $\alpha$  and  $\beta$  is 0.9334 which shows the persistence of new impact on Enerjisa stock volatility is strong. Moreover, short term persistence is significantly higher for Enerjisa compared to Tüpraş.

**Table 4:** Tüpraş and Enerjisa GARCH Models

	RTUPRS				RENJSA			
	Mean Equation		Variance Equation		Mean Equation		Variance Equation	
	coefficient	z-stats	coefficient	z-stats	coefficient	z-stats	coefficient	z-stats
c	2.31E-05	0.0180			1.06E-03	1.3288		
RTUPRS					0.1207	3.7630		
RBrent	0.0886	2.5017						
RENJSA	0.1467	3.2074	-0.0087	-7.1776			-0.0003	-2.1732
RTUPRS(-1)	0.1376	3.1639			0.1136	2.5500		
RENJSA (-1)								
$\alpha_0$			0.0003	4.4884	0.0000	4.5773		
$\alpha_1$			0.0687	5.1871	0.1198	4.7399		
$\beta_1$			0.5688	5.3188	0.8136	26.3697		
Observations	596				596			
R <sup>2</sup>	0.0603				0.0312			
DW	2.0679				2.0857			

In Table 5  $\varrho_1$  and  $\varrho_2$  dynamic conditional correlation coefficients are exhibited. A DCC model really should only be applied to a set of series which are relatively similar since the cross correlations are all governed by just two parameters. If  $\varrho_2$  is very close to 1, then the process is closer to being a CC. The “dynamic” part comes from  $\varrho_1$ . However, in practice, a “large” value for DCC  $\varrho_1$  is something like .1 to .2, with  $\varrho_2$  being relatively close to  $1-\varrho_2$ . If both  $\varrho_1$  and  $\varrho_2$  are small, it means that there appears to be no systematic correlation among the variables. According to Francq and Zakoian (2010), there are two definitions regarding GARCH process. The first one is called semi-strong, where there exists the coefficient of the constant, Arch and Garch (no need to be positive, but must significant). The second one is called a strong GARCH process, where the coefficient of arch and garch are nonnegative while the coefficient of the constant must be positive. In our case both  $\varrho_1$  and  $\varrho_2$  are positive and significant at 5%<sup>8</sup> level.

<sup>8</sup>  $\varrho_2$  is even statistically significant at 1% level

**Table 5:** DCC-GARCH Coefficients

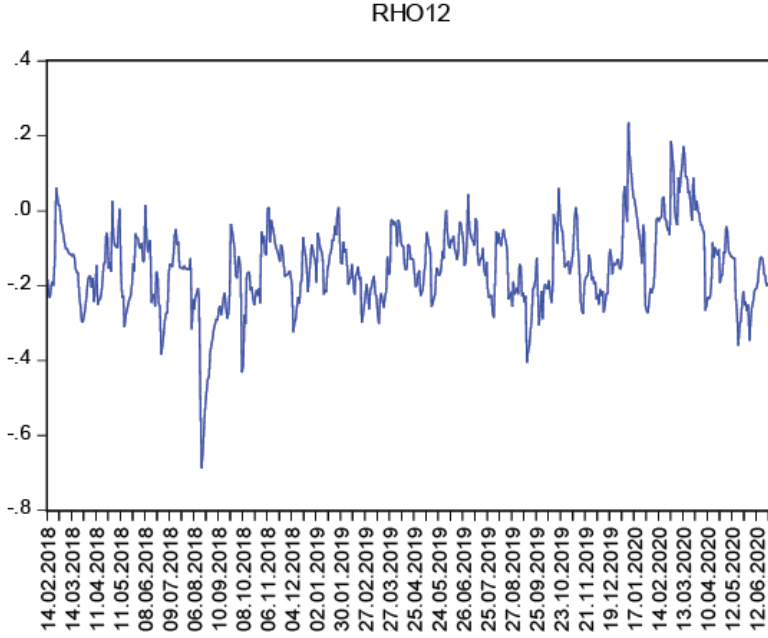
	<b>Coefficient</b>	<b>Z-statistics</b>	<b>Probability</b>	<b>AIC</b>
	0.0605	2.1373	0.0326	5.6376
	0.8007	6.3081	0.0000	
<b>Observations</b>	595			

In Figure 3 we see the conditional variance between Tüpraş and Enerjisa stock return models. On August 2018<sup>9,10</sup>, January 2019 and March 2020 there are significant fluctuations in the conditional correlation coefficients (Figure 3).

Tüpraş and Enerjisa as the leading actors in energy sector listed in Borsa İstanbul. For example, as of February 6, Tüpraş accounted for 5.11% (fifth largest stock) in BlackRock's, world's largest asset manager, iShares MSCI Turkey ETF while Enerjisa 1.16%. In March 2019, Norway's Oil Fund's equity investments in eight Turkish energy companies totaled at around \$111 million. It invested in Aygaz, Kardemir Karabük Demir Çelik Sanayi ve Ticaret, Tüpraş Türkiye Petrol Rafinerileri, Petkim Petrokimya Holding, Ereğli Demir ve Çelik Fabrikaları, Ulusoy Elektrik İmalat Taahhüt ve Ticaret, Aksa Enerji Üretim and Enerjisa Enerji. Even though a unified Energy Index does not exist in BIST, the dynamic correlation between Tüpraş and Enerjisa and the portfolio selection of Norway's Oil Fund shows that such a vehicle is needed and meaningful for listed energy companies.

<sup>9</sup> Tüpraş was under pressure to avoid Iranian oil purchases because Turkey wanted to maintain its access to the U.S. financial system - something it could lose if Tüpraş or any other company flout the U.S. sanctions.

<sup>10</sup> The Competition Board has announced its short decision on August 9, 2018 and has imposed İstanbul Anadolu Yakası Elektrik Dağıtım A.Ş., Enerjisa İstanbul Anadolu Yakası Elektrik Perakende Satış A.Ş., Enerjisa Başkent Elektrik Perakende Satış A.Ş. ve Enerjisa Toroslar Elektrik Perakende Satış A.Ş. a total administrative fine in the amount of 143,061,738.12 TL



**Figure 3:** Tüpraş and Enerjisa DCC-GARCH Graph

## 6. Conclusion

Turkish energy sector has been in a liberalization process since 1993. In this liberalization process big conglomerates invested and established vertically integrated business structures while government held its position as both a vertically and horizontally integrated market player who still has the market power both in electricity generation, wholesale, and retail. In this context it is hard to classify listed energy companies or the groups who are also operating in energy sector is a big deal for investors. As an example since Enerjisa was not listed when Electricity and Chem Petrol Plastic indices were constructed, and the privatization of energy market and value chain integration had just started it is good time to consider a new ultimate "Energy Index" which includes Tüpraş and Enerjisa as two major players of their own segment.

In conclusion, volatility spillover exists between Tüpraş and Enerjisa. The energy sector, namely oil and gas drilling and exploration, refining and by-products, and petrochemicals, is typically positively affected by variations in oil prices. Considering the complex and integrated structure of energy markets at all levels and sectors constructing an

ultimate Energy Index in BIST shall be a good alternative for investment funds to participate dynamic energy market of Turkey. Furthermore, this study should be assessed as a premise work for an Energy Index for BIST. This study focuses on only Tüpraş and Enerjisa. However, more comprehensive studies covering other energy company stocks such as Aygaz, Petkim, Zorlu Enerji, Ulusoy Elektrik, Odaş Elektrik, Aksa Enerji etc which may deploy more complex models such as VAR-VECH-TARCH or VAR-BEKK-GARCH that shall provide more solid outputs for the researchers.

## References

- Aloui, C., Jammazi, R, (2009), The effects of crude oil shocks on stock market shifts behavior: A regime switching approach, Volume 31, Issue 5, pp. 789-799
- Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307-327.
- Brooks, C., (2008), *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge University Press, 2<sup>nd</sup> Edition
- Chang, Chia-Lin and McAleer, Michael and Tansuchat, Roengchai, Volatility Spillovers between Returns on Crude Oil Futures and Oil Company Stocks (May 19, 2009). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1406983> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1406983>
- Chang, L., C., McAleer, M., Tansuchat, R., (2013), Conditional correlations and volatility spillovers between crude oil and stock index returns, *The North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 25(C), pp. 116-138
- Cong, R.G., Wei, Y.M., Jiao, J.L., Fan, Y. (2008), Relationships between oil price shocks and stock market: An empirical analysis from China, *Energy Policy*, 36(9), pp. 3544-3553
- Engle, R. (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, 50, 987-1007
- Engle, R., Ng, K., V., (1993), Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, *The Journal of Finance*, Vol.48, No. 5, pp. 1749-1778
- Engle, R., (2001), GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics, *Journal of Economic Perspectives*, Volume 15, Number 4, pp. 157-168
- Engle, R., Sheppard, K (2001), Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate garch, NBER Working Papers, No. 8554
- Franqc, Christian and Zakoian, Jean-Michel (2010): QML estimation of a class of multivariate GARCH models without moment conditions on the observed process, MPRA Paper No. 20779
- Kibritcioglu, A and Kibritcioglu, B., (2003), Inflationary Effects of Increases in Prices of Imported Crude-Oil and Oil-Products in Turkey, *Macroeconomics 0306003*, University Library of Munich, Germany.
- Nandha, M., Faff, R., (2008), Does oil move equity prices? A global view, *Energy Economics*, Elsevier, Vol. 30(3), pp. 986-997
- Park, J., Ratti, R.A., (2008), Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries, *Energy Economics*, 30(5), pp. 2587-2608
- Sadorsky, P., (2008), Assessing the impact of oil prices on firms of different sizes: Its tough being in the middle, *Energy Policy*, Volume 36, Issue 10, pp. 3854-3861
- Salisu, A., A., Fasanya, O., I. (2012), Comparative Performance of Volatility Models for Oil Price, *International Journal of Energy Economics and Policy*, Vol. 2, No. 3, pp. 167-183

- Soyemi, K.A., Akingunola, R.O.O., Ogebe, J., 2018. Effects of oil price shock on stock returns of energy firms in Nigeria. *Kasetsart J. Soc. Sci.*
- Soytas, U., and Sarı, R., (2006), Energy consumption and income in G-7 countries," *Journal of Policy Modeling*, Vol. 28(7), pp. 739-750
- Ulusoy, V., Ozdurak, C., 2018. The Impact of Oil Price Volatility to Oil and Gas Company Stock Returns and Emerging Economies. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8(1), pp. 144-158.



# Hibrit Yeni Keynesyen Phillips Eğrisi Çerçevesi'nde Çıktı Açığı'nın Enflasyon Üzerine Etkisi, Türkiye Örneği<sup>1</sup>

Figen TOMBAK<sup>2</sup>

**Makale Gönderim Tarihi:** 22 Aralık 2020

**Makale Kabul Tarihi:** 20 Ocak 2021

## Öz

Hibrit Yeni Keynesyen Phillips Eğrisi'ne göre ise cari enflasyonun değeri, talep koşullarını içeren çıktı açığı ile ölçülmekte ve çıktı açığından enflasyona gelebilecek etkilerin büyüklüğü tahmin edilmektedir. Türkiye'de de çıktı açığının enflasyon üzerindeki etkileri para politikası oluşturulurken dikkat edilen önemli bir göstergedir. Bu nedenle, bu çalışmada Hibrit Yeni Keynesyen Phillips Eğrisi modeli ile çıktı açığının, enflasyon üzerine etkileri analiz edilmiştir. 2003Q1-2019Q3 dönem arası çeyreklik verilerin kullanıldığı analizde ampirik yöntem olarak nonlinear ARDL (NARDL) kullanılmıştır. Sonuca göre, kısa dönemde; çıktı açığındaki artışların cari enflasyonu artırıcı etki yaptığını, çıktı açığındaki azalışların cari enflasyon üzerine etkisinin ise istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmüştür.

**Anahtar Kelimeler:** Çıktı Açığı, Enflasyon, NARDL, Hibrit Yeni Keynesyen Phillips Eğrisi

**Jel Sınıflandırılması:** E31

<sup>1</sup> Bu makale 15-17 Ekim 2020 tarihleri arasında Konya'da düzenlenen 4. Ekonomi Araştırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresinde sözlü bildiri olarak sunulmuş ve kongre bildiri kitabında özeti yayınlanmış bildirinin genişletilmiş halidir.

<sup>2</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, figen.tombak@bozok.edu.tr., Orcid numarası 0000-0002-5380-1050.

## The Effect Of The Output Gap On The Inflation With Framework Of Hybrid New Keynesian Phillips Curve Model, The Case Of The Turkey

### Abstract

According to the Hybrid New Keynesian Phillips Curve, the value of current inflation is measured by the output gap, which includes demand conditions and the magnitude of the effects that may come from the output gap to inflation is estimated. The effects on inflation of the output gap in Turkey are an important indicator to pay attention to when creating monetary policy. Therefore, in this study, the effects of output gap on inflation are analyzed with the Hybrid New Keynesian Phillips Curve Model. According to the result, increases in the output deficit has an increasing effect on current inflation.

**Key Words:** Output Gap, Inflation, NARDL, Hybrid New Keynesian Phillips Curve

**Jel Classification:** E31

### 1. Giriş

Makro ekonominin uğraştığı temel konulardan biri enflasyon ve işsizlik arasındaki değiş-tokuş ilişkisidir. Bu ilişki genelde enflasyon ve çıktı açığı arasındaki ilişki olarak incelenir. Klasik Phillips Eğrisi, Friedman (1968) ve Phelps (1968) tarafından enflasyon beklentisinin dahil edilmemesi nedeni ile eleştirilmiştir. Enflasyon beklentilerinin dahil edilmediği Phillips Eğrisi'nin kalıcı bir değiş-tokuş ilişkisini göstermeyeceğini söylemişlerdir. Buradaki enflasyon beklentisi adaptif (uyumlu) bekleyişlerdir. Yani geçmiş dönem verilerine bakılarak geleceğe dair beklenti oluşturulmasıdır. Friedman (1968) ve Phelps (1968) tarafından ortaya konulan doğal işsizlik düzeyi ile beraber adaptif bekleyişlerin dahil olduğu Phillips Eğrisi (1) numaralı denklemde görülmektedir.

$$\pi_t = \pi_{t-1} - b(u_t - u^*) \quad (1)$$

Klasik Phillips Eğrisi, Lucas Kritiği'ne (1978) maruz kalmıştır. Lucas Kritiği'ne göre, modelin katsayıları değişen politika rejimleri arasında sabit kalmazdı. Sargent (1971), ise yine Klasik Phillips Eğrisi'nin bireylerin ileriye yönelik rasyonel davranışlarını tam olarak göstermediğini belirtmiştir. Bundan dolayı, Phillips Eğrisi modeline rasyonel beklentiler dahil edilmiştir. Yani bireyler cari dönem ve geçmiş dönem verilerini

kullanarak gelecek döneme ilişkin beklenti oluşturmaktadırlar (Çamlıca, 2010, s.11). Böylece, Phillips Eğrisi (2) numaralı denklem halini almıştır.

$$\pi_t = \pi_{t+1}^e - b(u_t - u^*) \quad (2)$$

Yeni keynesyenler, yeni klasiklerin eleştirilerini göz önüne alarak modellerine rasyonel beklentileri dahil etmişler ve yapışkan fiyat modelini ortaya koymuşlardır. Böylece, makro iktisadi konulara mikro temellerle açıklamaya çalışmışlardır. Yeni Keynesyen Phillips Eğrisi'ne göre enflasyonu etkileyen olgular gelecek döneme dair enflasyon beklentisi ve reel marjinal maliyetlerdir. Marjinal maliyetler fiyatlardan daha önce değişime uğramaktadır. Eğer üretim düzeyi potansiyel üretimin üzerine çıkarsa, üretim faktörleri arasındaki rekabet artacak ve reel marjinal maliyetlerin artmasına neden olacaktır. Bu nedenle, çıktı açığı reel marjinal maliyetlerin ölçümünde iyi bir gösterge olarak kabul edilmektedir. Çıktı açığı, reel üretim düzeyi ile potansiyel üretim düzeyi arasındaki farka eşittir. Yeni Keynesyen Phillips Eğrisi, mikro temelleri kullanarak enflasyon, enflasyon beklentisi ve çıktı açığı dahil edilerek oluşturulmuştur. En önemli karakteristiği ise, firmaların optimal fiyat koyucu davranışlarından etkilenmiş olmasıdır. Calvo (1983), bu durumu firmaların fiyat ayarlamaları yaparken sık sık sınırlamalara maruz kaldıklarını söyleyerek açıklamıştır. Gali ve Gertler ise (1999)'da beklenen ve geçmiş enflasyon değerlerinin bir arada olduğu Hibrit Yeni Keynesyen Modeli'ni ortaya koymuşlardır (Chowdhury ve Sarkar, 2017, s.428). Hibrit Yeni Keynesyen Model denklem (3)'te görülmektedir. Böylece, enflasyonun geçmiş dönem değerleri de modele dahil edilmiştir.

$$\pi_t = \lambda \pi_t + \gamma_f E_t(\pi_{t+1}) + \gamma_b + \pi_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Literatürde, dezenflasyonun resesyona neden olduğuna dair ampirik analizler mevcuttur. Bunlardan birisi, Clarida ve Gertler (1997), yüksek kredibiliteye sahip merkez bankalarının yürüttüğü dezenflasyonların ağır maliyetlere sahip olduklarını belirtmişlerdir. Buna karşılık, Yeni Keynesyen Phillips Eğrisi modellerine göre, kredibilitesi yüksek merkez bankaları çıktı açıklarında herhangi bir maliyet doğurmadan dezenflasyonu yürütebilmektedirler.

Bu çalışmada, Hibrit Yeni Keynesyen Model kullanılarak Türkiye'de son yıllarda meydana gelen yüksek enflasyonun nedenleri ortaya konulmaya çalışılmıştır. Model, denklem (4)'te görüldüğü gibi meydana gelmiştir:

$$\pi_t = \lambda(y_t - y_t^*) + \gamma_f E_t(\pi_{t+1}) + \gamma_b + \pi_{t+1} + u_t \quad (4)$$

Model, çıktı açığı, geleceğe yönelik enflasyon beklentileri ve geçmiş dönem enflasyon beklentileri çerçevesinde oluşturulmuştur. Ayrıca reel efektif döviz kuru ve M2 para arzı da modele dahil edilmiştir. Çalışmanın, 2019'un bir kısmı da dahil olmak üzere bir zaman serisine sahip olduğundan ve reel efektif döviz kurunun da açıklayıcı değişken olarak dahil edilmesi ile literatüre katkı yapacağı düşünülmektedir. Bununla birlikte yöntem olarak NARDL kullanıldığı için çıktı açığı asimetrik değişken olarak ele alınmıştır. Böylece son zamanlardaki enflasyon verilerine açıklık getirerek, politika yapıcılara yol göstermesi amaçlanmıştır.

Çalışma, literatür taraması, metodoloji ve veri setinden bahsedilerek devam edecektir. Çalışmanın dördüncü bölümünde, tahmin sonuçları açıklanarak bulgular ortaya konulacaktır. Son bölümde ise, bulgular yorumlanarak politika önerilerinde bulunulacaktır.

## 2. Literatür

Hibrit Yeni Keynesyen Model ile ilgili literatürde en etkili çalışma Gali ve Gertler (1999) tarafından yapılmıştır. Firmaların optimal fiyat davranışlarına bağlı, sadece iki firmadan oluşan model kurmuşlardır. Firmaların, fiyat ayarlamalarını sınırlayan optimal fiyat oluşturmuşlardır. Calvo (1983)'te, geçmiş değerlerin fiyat ayarlamalarında önemli olduğunu söylemiştir. Christiano vd. (2001) ise, her periyotta bütün firmaların fiyat ayarlamalarını yaptıklarını, fakat bazılarının geçmiş dönem enflasyon oranlarını, endekse ilave ettiklerinden fiyatları tekrar optimize edemediklerini ortaya koymuşlardır. Böylece Hibrit Yeni Keynesyen Modelin genel çerçevesi enflasyonun geçmiş dönem değerleri, enflasyonun beklenen değerleri ve reel marjinal maliyet ile oluşturulmuştur. Buna karşılık, Rotemberg ve Woodford (1997)'de yaptıkları çalışmada bazı varsayımlar altında çıktı açığının reel marjinal maliyet ile doğrusal yönde ilişkili olduğunu söylemişlerdir. Böylece, çıktı açığının Hibrit Yeni Keynesyen Model'de kullanılabileceğini ortaya koymuşlardır. Fuhrer ve Moore (1995), Fuhrer (1997) ve Neiss ve Nelson (2002)'de marjinal maliyet yerine çıktı açığını vekil (proxy) olarak kullanmışlardır.

Fanelli (2008)'de yaptığı çalışmasında, Hibrit Yeni Keynesyen Modeli çerçevesinde Avrupa Bölgesi'ni Var yöntemi ile analiz etmiştir. Reel marjinal maliyeti, çıktı açığı yerine vekil olarak kullanmıştır. Sonuca göre, enflasyon beklentilerinin Avrupa Bölgesi enflasyon oranlarını belirlemede önemli olmadığını ortaya koymuştur.

Çamlıca (2010) çalışmasında, Hibrit Yeni Keynesyen Phillips Eğrisi Modeli'ni 1987 ve 2007 yılları arasında çeyreklik verilerle GMM ekonometrik yöntemini kullanarak analiz etmiştir. Kapalı ekonomi uygulama sonuçlarına göre, Türkiye'de reel marjinal maliyet ve enflasyon arasında pozitif ve anlamsız bir ilişki olduğunu, açık ekonomi tahmin sonuçlarına göre ise, döviz kurunun reel marjinal maliyet endeksinin içerisinde yer almasıyla enflasyon ile reel marjinal maliyet arasındaki ilişkinin pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu söylemiştir. Enflasyonun geçmiş dönem verilerinden mi yoksa, enflasyon beklentilerinden mi meydana geldiği hususunda ise 1987-2007 arasında enflasyonun geçmiş dönem verilerinden etkilendiğini ortaya koymuştur.

Korkmaz (2010)'da, yaptığı çalışmasında Türkiye'de enflasyonun geçmiş dönem enflasyon rakamlarına göre mi yoksa gelecek dönem beklentilerine göre mi belirlendiğini sınıamıştır. İki aşamalı EKK yöntemini kullanmıştır. Bulgular; Türkiye'de enflasyonun gelecek dönem beklentisine göre belirlendiğini ortaya koymuştur.

Atuk vd. (2014)'de yaptıkları çalışmada, Türkiye Ekonomisi'nde TÜFE enflasyonunun çıktı açığına ne kadar duyarlı olduğu sorusuna cevap aramışlardır. TÜFE'yi oluşturan 152 alt grup için phillips eğrileri hesaplamışlardır. Böylece, çıktı açığından etkilenen gruplar ortaya çıkarılmaya çalışılmıştır. Ampirik bulgular, enflasyon sepetinin yaklaşık üçte birinin çıktı açığından etkilendiğini göstermiş olup ayrıca, çıktı açığına duyarlı olmayan gruplarda ise enflasyonun ithal maliyetlerden kaynaklandığını ortaya koymuşlardır. Sonuçlar, Türkiye'de enflasyonun düşürülebilmesi için çevrim karşıtı politikaların yetmeyeceğini göstermiştir.

Özmen ve Sarıkaya (2014) yılında yaptıkları çalışmada, tüketici enflasyonunun çeşitli kredilere duyarlılığını incelemişlerdir. Kredi ve çıktı açığı değişkenlerinin enflasyon üzerindeki etkilerinin izlendiği mal ve hizmet kalemlerini de tespit etmişlerdir. Türkiye'de TÜFE'nin, dörtte birinin kredilerden etkilendiğini, TÜFE'nin yarısının da çıktı açığı ve kredilerden birlikte etkilendiğini ortaya koymuşlardır.

Chowdhury ve Sarkar (2017)'de çalışmalarında Hibrit Yeni Keynesyen Modeli'ni 4 önemli gelişen ülke ile analiz etmişlerdir. Bu ülkeler, Brezilya, Hindistan, Rusya ve Güney Afrika'dır. Markov Switching yöntemi ile çıktı açığını hesaplamışlardır. Modele, enflasyon, çıktı açığı, M3 para arzı ve reel efektif döviz kurunu dahil etmişlerdir. Analize göre, Rusya için çıktı açığı ile enflasyon arasındaki pozitif ilişki istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Hindistan ile ilgili sonuca göre ise, çıktı açığı

ile enflasyon arasında negatif bir ilişki görülmüştür. Bu bulgu, Hindistan için philips eğrisi modeli ile çelişmektedir. Buna karşılık, Güney Afrika için çıktı açığı ile enflasyon arasındaki ilişki pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır.

Literatüre baktığımızda, Hibrit Yeni Keynesyen Phillips Eğrisi Modelleri'nde açıklayıcı değişken olarak genelde çıktı açığının kullanıldığını ve çıktı açığının enflasyon üzerine pozitif etkisi olduğunu söylemek mümkündür.

### 3. Metodoloji ve Veri Seti

Shin, You ve Greenwood-Nimmo (2014) tarafından ortaya konulan NARDL modeli, kısa ve uzun dönemde açıklayıcı değişkenlerin pozitif veya negatif ayrıştırılması ile ortaya konan asimetrik dağıtılmış gecikme modelidir. NARDL yönteminin, diğer modellere göre birçok üstünlüğü vardır. Bunlar; Hem uzun dönemde, hem de kısa dönemde değişkenler arasındaki asimetrik ilişkiyi incelememize olanak sağlaması ve değişkenlerin aynı durağanlık derecelerine sahip olmasını gerektirmeden uzun süreli ilişkileri tahmin edebilmesidir. (Yeap ve Lean, 2017, s.16). Küçük örneklem özelliklerinde etkin sonuçlar vermesi yine diğer yöntemlere göre önemli üstünlükler sağlamaktadır (Utkulu ve Ekinci, 2016, s.12).

Standart ARDL yaklaşımında stokastik regresörlerin kombinasyonu lineerdir ve uzun ve kısa vadede simetrik ayarlamaları gösterir. Dolayısıyla, Shin vd. (2014) NARDL yöntemini aşağıda denklem (5)'te görüldüğü gibi ifade etmişler, kısa ve uzun döneme asimetrik etkiler eklemişlerdir:

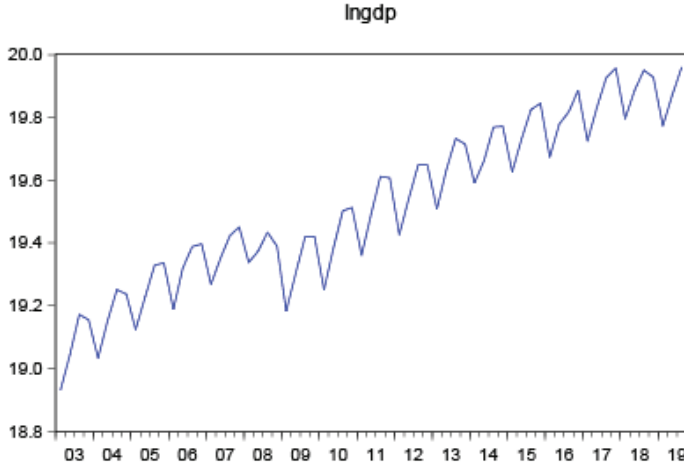
$$\Delta y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \gamma z_t + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i + y_{ij} + \sum_{i=0}^{q-1} (\delta_i^+ \Delta x_{t-1}^+ + \delta_i^- \Delta x_{t-1}^-) + \varepsilon_t \quad (5)$$

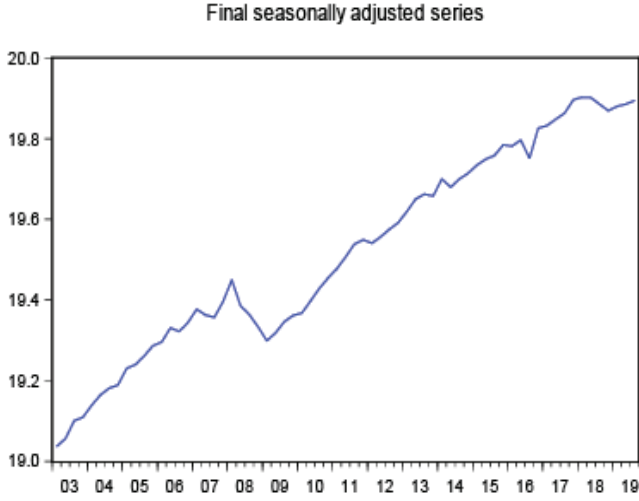
Çalışmada, Türkiye'ye ait 2003Q01 ve 2019Q03 dönemleri arasındaki çeyreklik zaman serisi verileri kullanılmıştır. Tüm veriler, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemin'den (EVDS) elde edilmiştir. Enflasyon oranı, enflasyon beklentisi, çıktı açığı, reel efektif döviz kuru ve M2 para arzı modelde kullanılan değişkenlerdir. Bütün değişkenlerin doğal logaritması alınmıştır. Ancak ARDL ve NARDL ekonometrik yöntemlerinde modellerin gecikme uzunluklarının otomatik belirlenmesinden dolayı burada ayrıca enflasyonun gecikmeli değeri modele dahil edilmemiştir. Tablo 1.'de veri seti ve açıklaması yer almaktadır.

**Tablo 1.** Veri Seti ve Açıklaması

Veri	Açıklama
LnCPI	Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) (2003=100)
LnCPI <sup>e</sup>	12 ay sonrasının yıllık TÜFE beklentisi % olarak
LnGdpgap	Zincirlenmiş Hacim Endeksi ile Hesaplanmış GSYİH'nin, HP Filtresi (Hodrick ve Prescott, 1997) ile bileşenlerine ayrıştırılması ile elde edilmiştir.
LnReelefektif	Tüfe Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru
LnM2	M2 Para Arzı

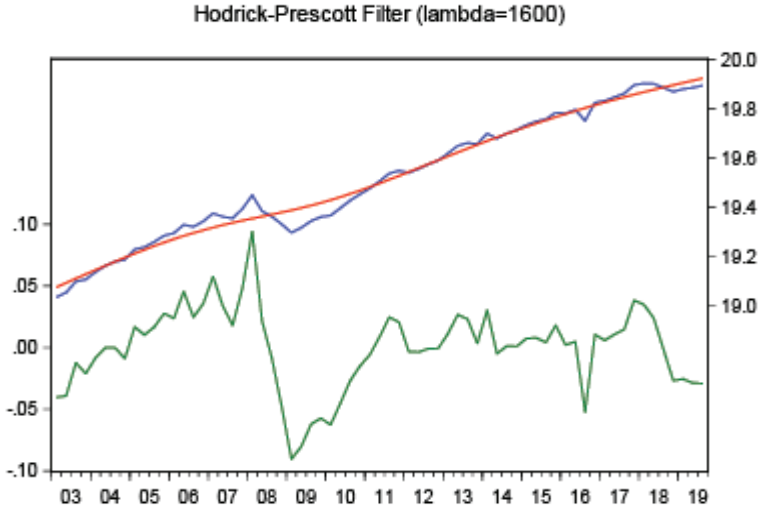
Şekil 1.'de görüldüğü gibi, TCMB (EVDS)'den zincirlenmiş hacim endeksi ile elde edilen GSYİH verileri mevsimsellik içermektedir. Bundan dolayı, GSYİH serisi TRAMO/SEATS ile mevsimsellikten arındırılmıştır. Mevsimsellikten arındırılmış olan GSYİH serisi Şekil 2.'de gösterilmiştir. Şekil 3'te, görüldüğü gibi GSYİH serisi Hodrick-Prescott filtresi kullanılarak bileşenlerine ayırt edilmiş ve çıktı açığı elde edilmiştir. Çeyreklik veriler kullanıldığından dolayı  $\lambda = 1600$  alınmıştır. HP filtresi (Hodrick ve Prescott, 1997), çıktı açığını tahmin etmekte sıkça kullanılan bir yöntemdir.

**Şekil 1.** GSYİH Mevsimsellikten Arındırılmamış



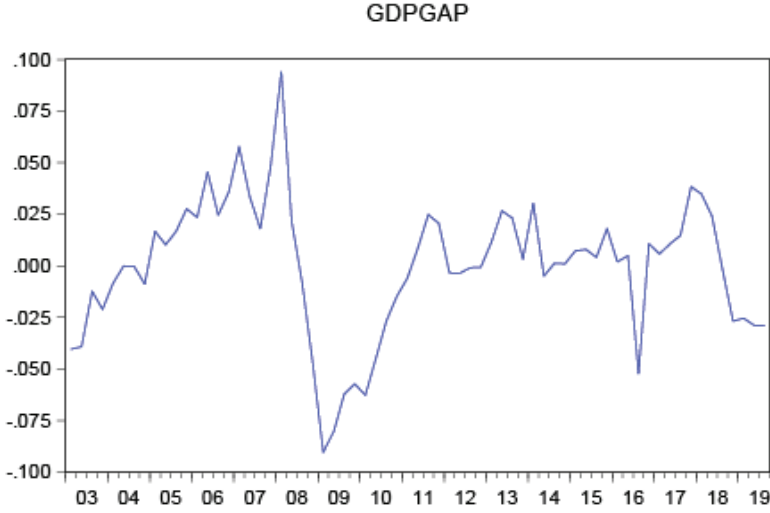
**Şekil 2.** Mevsimsellikten Arındırılmış GSYİH

Şekil 3.'te görüldüğü gibi "trend" potansiyel çıktıyı, "mevsimsel olarak düzeltilmiş seri" reel üretim düzeyini, ikisi arasındaki farkı gösteren "cycle" ise çıktı açığı temsil etmektedir. Böylece Şekil 4.'te HP filtresi ile elde edilmiş çıktı açığı görülmektedir.



**Şekil 3.** Hodrick-Prescott Filtresi ile GSYİH Serisi'nin Bileşenlerine Ayırt Edilmesi





**Şekil 4.** Çıktı Açığı'nın Elde Edilmesi

#### 4. Bulgular

Modelde asimetrik ilişki aşağıdaki gibi kurulmuştur. Böylece çıktı açığındaki artış ve azalışların enflasyon üzerine etkisi araştırılmaktadır.

$$\text{LnCp}_1 = \alpha_0 + \alpha_1 \text{LnGdpgap}_t + \alpha_2 \text{LnGdpgap}_t^- + \alpha_3 \text{LnCp}_1^e + \alpha_4 \text{LnReeefektif} + \alpha_5 \text{LnM2} + \quad (6)$$

Çalışmada öncelikli olarak değişkenlerin durağanlık derecelerinin belirlenebilmesi için birim kök testleri yapılmıştır. Uygulamada serilerin durağanlık düzeylerinin test edilmesinde en çok kullanılan testler Genişletilmiş Dickey-Fuller (1981) ve Phillips ve Perron (1988) testleridir. Buna göre, çalışmada bu testlerle birim kök araştırması yapılmış olup daha sonra model tahmin edilmiştir.

**Tablo 2.** Birim Kök Testleri

Değişkenler	ADF Testi		PP Testi	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
LnCp <sub>1</sub>	1.599870	-0.169017	1.615375	-0.134832
LnCp <sub>1</sub> <sup>e</sup>	-3.615335***	-3.924087***	-3.448402***	-3.883175***
LnGdpgap	-2.948019**	-2.918408	-3.037218**	-2.993164
LnReeefektif	-1.514596	3.131723	-1.380780	-3.080799
LnM2	-2.736662*	-2.351048	-2.691742*	-2.350122
ΔLnCp <sub>1</sub>	-8.019588***	-8.388871***	-8.028830***	-8.387935***

$\Delta \ln C_{p1}^e$	-5.235251***	-5.619773***	-5.125931***	-5.243677***
$\Delta \ln Gdpgap$	-8.677359***	-8.677232***	-8.677545***	-8.676763***
$\Delta \ln Ree$ efektif	-9.611831***	-9.725217***	-9.800873***	-11.28096***
$\Delta \ln M2$	-4.320667***	-4.688248***	-7.616382***	-8.098566***

\*\*\*, \*\*, \* sırası ile %1, %5 ve % 10'da anlamlılığı temsil etmektedir.

Tablo 1'e göre, Genişletilmiş Dickey Fuller ve Philips Peron birim kök test sonuçları incelendiğinde  $\ln C_{p1}^e$  değişkeni dışındaki değişkenlerin düzeyde durağan olmadığı birim kök içerdiği görülmektedir. Ancak,  $\ln C_{p1}$ ,  $\ln Gdpgap$ ,  $\ln Ree$  efektif ve  $\ln M2$  değişkenlerinin birinci dereceden farkları alındığında durağan hale geldikleri görülmektedir. Çalışmada kullanılan NARDL yönteminin özelliği ise değişkenlerin durağanlık derecelerini dikkate almadan farklı bütünleşme derecelerine sahip değişkenler arasında (I(2) haricinde) eşbütünleşme ilişkisinin varlığının incelenmesine olanak vermesidir. Genişletilmiş Dickey Fuller ve Philips Peron birim kök test sonuçlarına göre  $\ln C_{p1}^e$  değişkeni düzeyde durağan iken diğer değişkenler birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri için NARDL yöntemi uygulanabilmektedir.

**Tablo 3.** Wald Test Sonuçları

	F İstatistik	Olasılık Değerleri
$Wald_{LR, Gdpgap}$	6.331042	0.0165
$Wald_{SR, Gdpgap}$	3.030495	0.0298

Tablo 3.'te, çıktı açığı değişkeninin modelde asimetrik ilişki taşıyıp taşımadığını ortaya koymak için wald testi yapılmıştır. Wald testi sonuçlarına göre, hem uzun hem de kısa dönemde çıktı açığı ile enflasyon arasında asimetrinin olmadığını ortaya koyan  $H_0$  Hipotezi red edilerek, asimetrik ilişkinin varlığı ortaya konmuştur.

**Tablo 4.** Kısa ve Uzun Dönem NARDL Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	t İstatistikleri	Olasılık Değerleri
$\Delta \ln C_{p1}(t-1)$	-0.474279	-4.936932	0.0000
$\Delta \ln C_{p1}(t-2)$	-0.602924	-6.823790	0.0000
$\Delta \ln C_{p1}(t-3)$	-0.602315	-5.818306	0.0000
$\Delta Gdpgap(pos)$	0.162609	1.980337	0.0553
$\Delta Gdpgap(pos(t-1))$	-0.143162	-1.617953	0.1144
$\Delta Gdpgap(neg)$	-0.101722	1.405026	0.1686
$\Delta Gdpgap(neg(t-1))$	0.062818	0.832434	0.4107

$\Delta Gdpgap(neg(t-2))$	-0.251244	-3.514847	0.0012	
$\Delta \ln Cpr^e$	0.115910	8.206598	0.0000	
$\Delta \ln Cpr^e(t-1)$	0.044577	2.661122	0.0116	
$\Delta \ln Cpr^e(t-2)$	0.053981	4.301909	0.0001	
$\Delta \ln Cpr^e(t-3)$	0.042095	3.133713	0.0034	
$\Delta Reelefektif$	0.020528	1.220630	0.2302	
$\Delta Reelefektif(t-1)$	0.106264	4.277230	0.0001	
$\Delta Reelefektif(t-2)$	0.091538	4.482276	0.0001	
$\Delta Reelefektif(t-3)$	0.081887	4.435642	0.0001	
$\Delta \ln M2$	0.032265	2.378636	0.0228	
$\Delta \ln M2(t-1)$	0.027995	2.101888	0.0426	
$\Delta \ln M2(t-2)$	-0.017480	-1.226255	0.2281	
$\Delta \ln M2(t-3)$	-0.032125	-2.231484	0.0320	
$ECM(-1)^*$	-0.165158	-11.73791	0.0000	
$R^2$	0.8721	Ramsey Reset	0.844	
Adjusted- $R^2$	0.8112	JB	0.8370	
White	1.255	BG	0.8263	
AIC	-7.0105	SIC	-6.2961	
Uzun Dönem NARDL Sonuçları				
Değişkenler	Katsayılar	t İstatistiği	Olasılık	
$\ln Gdpgappos$	1.607760	4.232280	0.0002	
$\ln Gdpgapneg$	0.300453	1.100938	0.2782	
$\ln Cpr^e$	0.207300	2.252017	0.0305	
$\ln Reelefektif$	-1.108141	-4.848113	0.0000	
$\ln M2$	0.081035	1.298678	0.2023	
c	8.318510	4.116290	0.0002	
F Sınır Testi				
Test İstatistiği	Değer	Güvenlik	I(0)	I(1)
F İstatistiği	16.87085	%10	2.08	3
k	5	%5	2.39	3.38
		%2,5	2.7	3.73
		%1	3.06	4.15

F istatistiği Pesaran, Shin ve Smith (2001)  $k=5$  değişken için 16.87085 değeri belirlenmiştir. JB, BG, White testleri sırasıyla Jarque-Bera normallik testini, Breusch-Godfrey otokorelasyon testini White değişen varyans testini, Ramsey-Reset Testi ise model kurma hatasını göstermektedir.

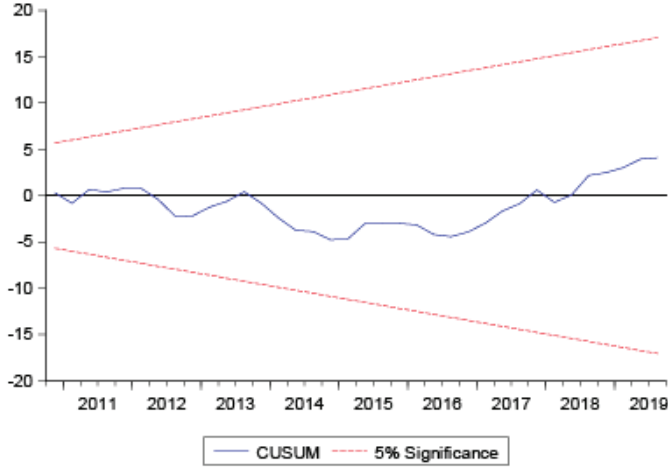
Tablo 4'te, modelin kısa ve uzun dönem tahmin sonuçları görülmektedir. F Sınır Testi'nin sonucuna göre, F istatistiği = 16,87085 de-

ğeri, Pesaran vd.'de (2001) verilen alt sınır ve üst sınır değerlerinden büyük olması nedeni ile değişkenler arasında asimetrik eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Böylece, enflasyon, çıktı açığı, beklenen enflasyon, reel efektif döviz kuru ve para arzı arasında asimetrik eşbütünleşme ilişkisi olduğu ortaya çıkmış olmaktadır.

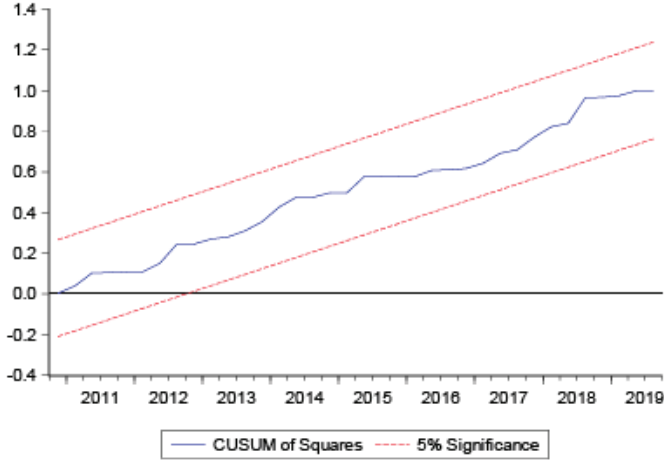
Kısa dönem sonuçlara bakıldığında, çıktı açığındaki artışlar ile enflasyon arasında istatistiksel olarak % 10'da anlamlı ve pozitif bir ilişki olduğu görülmüştür. Bununla birlikte, beklenen enflasyon ile para arzının sırası ile kısa dönemde %1 ve %5'te istatistiksel olarak anlamlı ve enflasyon ile pozitif ilişkili oldukları, reel efektif döviz kurunun ise istatistiksel olarak anlamsız olduğu ortaya konmuş olmaktadır.

Tahmin edilen NARDL uzun dönem sonuçlarına göre, çıktı açığındaki pozitif artışların istatistiksel olarak %1'de anlamlı ve enflasyon ile pozitif ilişkili olduğu görülmüştür. Çıktı açığındaki azalışların ise katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmüştür. Bu sonuca göre, uzun dönemde çıktı açığındaki artışların enflasyonu artırıcı etkisi olduğu görülürken, çıktı açığındaki azalışların enflasyon üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı gözlemlenmektedir. Diğer değişkenlere bakıldığında, enflasyon beklentisinin enflasyon ile pozitif ilişkili olduğu ve %5'te istatistiksel olarak da anlamlı olduğu görülmektedir. Bu bulgular, Chowdhury ve Sarkar (2017), Korkmaz (2010)'ın bulgularını destekleyici niteliktedir. Reel efektif döviz kuruna baktığımızda, reel efektif döviz kuru ile enflasyon oranının negatif ilişkili ve istatistiksel olarak %1'de anlamlı olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, M2 para arzı ile enflasyon arasında ilişkinin uzun dönemde istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmüştür.

Kısa dönem hata düzeltme mekanizmasını gösteren gecikmeli hata teriminin ECM(-1) katsayısının beklendiği gibi 0 ile -1 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Dolayısıyla hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır. Buna göre, kısa dönemde meydana gelen bir sapma bir dönem sonrasında yaklaşık olarak %16 kadar yeniden dengeye doğru yaklaşmaktadır. Oluşturulan NARDL modelinin istikrarlı olup olmadığının anlaşılabilmesi için ise CUSUM ve CUSUMQ testleri yapılmıştır. Şekil 5. ve Şekil 6.'da test sonuçlarından görüldüğü gibi modelin istikrarlı olduğu tespit edilmiştir.



Şekil 5. CUSUM Testi



Şekil 6. CUSUMQ Testi

## 5. Sonuç

Çalışmada, çıktı açığındaki artış ve azalışların, enflasyon beklentisinin, reel efektif döviz kurunun ve M2 para arzının enflasyon ile ilişkisi asimetrik sınır testi yaklaşımı (NARDL) ile 2003Q1 ve 2019Q3 dönemleri arasındaki çeyreklik veriler kullanılarak Türkiye ekonomisi için analiz edilmiştir. Bu yaklaşım, seçilen bağımsız değişkenin pozitif ve negatif şoklar ile ayrışmasına ve bu şokların bağımlı değişken üzerindeki et-

kilerinin incelenmesine olanak vermektedir. Türkiye ekonomisinde, son dönemde görülen yüksek enflasyonun belirleyicileri bu yaklaşım ile bu çalışmada tartışılmıştır. Üretim enflasyon yaratmayan düzeyinden farkı olarak tanımlanan çıktı açığı, enflasyonun belirleyicileri arasında öne çıkmaktadır. Bu bağlamda, çalışmanın amacı, çıktı açığının enflasyon üzerindeki asimetrik etkilerini belirlemek ve bu etkilere yönelik politika belirlenmesine yardımcı olmaktır.

Çalışmada, tahmin edilen NARDL Modeli'nde, enflasyon, çıktı açığı, enflasyon beklentisi, reel efektif döviz kuru ve M2 para arzı arasında uzun dönem eşbütünlük ilişkisine rastlanmıştır. Bulgulara göre, kısa ve uzun dönemde çıktı açığındaki pozitif artışların enflasyonu artırdığı sonucu ortaya çıkmıştır. Bu durumda, Türkiye'de reel üretim düzeyinin, potansiyel üretim düzeyini geçtiği şartlarda enflasyon üzerinde tetikleyici bir baskının oluştuğunu söyleyebiliriz. Böylece, istihdamı artırmak için yapılacak teşvik politikalarının talebi tetikleyerek enflasyonist baskı oluşturacağı açıktır. Bu bağlamda, Türkiye ekonomisinin Hibrit Yeni Keynesyen Modele uyumlu olduğu görülmektedir. Politika yapıcılarının enflasyon mu yoksa büyüme mi seçimi yaparken, fiyat istikrarını bozmayan ekonomik büyüme patikalarını izlemeleri tavsiye edilir. Çünkü fiyat istikrarının bozulmasına neden olacak büyümenin tercih edilmesi uzun dönemde tekrar ekonomik büyümeyi baskılayıcı politikalara neden olacaktır.

Enflasyon beklentilerindeki artışın, cari enflasyon oranını pozitif şekilde etkilediği görülmektedir. Bu sonuç, beklentilerin ekonomi politikalarına dahil edilmesinin ne kadar önemli olduğunu ortaya koymaktadır. Çünkü hanehalkları rasyonel beklentiler dahilinde, gelecek dönem beklentilerini oluşturduklarında, fiyatların gelecek dönemde artmasını beklediklerinde şimdiden tüketimlerini artırmaktadırlar. Çalışmada elde edilen sonuçta, bu iktisadi argümanı Türkiye için desteklemektedir.

Reel efektif döviz kurundaki artışların enflasyonu azalttığı sonucu iktisat teorisi ile uyumludur. Reel efektif döviz kurunda artış olmasının, yerel paranın, yabancı paralar karşısında değer kazanması demek olduğundan bu şartlar enflasyonu düşürmeye yönelik baskı oluşturacaktır. Özellikle, Türkiye gibi üretiminin büyük bir kısmının ithal girdilerle yapılan ülkelerde enflasyona doğru kur geçişkenliğinin yüksek olduğunu düşünürsek reel efektif döviz kurunun düşmesi enflasyonu artıracaktır. Nitekim, son dönemde reel efektif döviz kurunun yaklaşık 60 civarına düştüğünü düşünürsek, enflasyondaki yukarı yönlü hareketi açıklamış

olabiliriz. Böylece, döviz kurlarının oynaklığına politika yapıcılar dikkat etmelidir.

Bu bulgular bağlamında, enflasyon ile mücadelede, çıktı açığındaki artışların yani ekonomik ısınmanın yavaşlaması için maliye politikaları ile para politikaları eş güdümlü olmalıdır. Enflasyon beklentileri iyi yönetilmeli, özellikle enflasyonist beklentilerin artmasına neden olan merkez bankası hedeflenen ve gerçekleşen enflasyon oranları arasında çok fazla uçurum olmamalıdır. Verimliliğin artırılmasına yönelik politikalar uygulanmalı, ar-ge harcamaları artırılmalıdır. Kur geçişkenliğinin yüksek olmasından dolayı, ithal girdilerin özellikle ara ve yatırım mallarının yurt içinde üretilmesi teşvik edilmelidir.

## Kaynakça

- Atuk, Oğuz; Aysoy, Cem; Özmen, Utku ve Sarıkaya, Çağrı (2014). Türkiye’de enflasyonun İŞ çevrimlerine duyarlılığı: Çıktı açığına duyarlı Tüfe alt gruplarının saptanması. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Çalışma Tebliği, 14/37.
- Calvo, G. (1983). Staggered Prices in A Utility Maximizing Framework, *Journal of Monetary Economics*, 12(3): 383–398.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., and C. Evans (2001). Nominal Rigidities and The Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy, NBER Working Papers, 8403.
- Chowdhury and Sarkar, (2017), Is the Hybrid New Keynesian Phillips Curve Stable? Evidence From Some Emerging Economies. *Journal of Quantative Economics*, 15: 427-449.
- Clarida, R., and M. Gertler, (1997). How The Bundesbank Conducts Monetary Policy, In *Reducing İnflation: Motivation And Strategy*, ed. C. Romer, and D. Romer, 363–412. Chicago: NBER.
- Çamlıca, Ferhat, (2010). Yeni Keynesyen Bir Bakış Açısı ile Türkiye’nin Enflasyon Dinamikleri Yönünden Yapısal Analizi, Uzmanlık Yeterlilik Tezi, TCMB İletişim ve Dış İlişkiler Müdürlüğü.
- Fanelli, Luca (2008). Testing the New Keynesyen Phillip Curve Through Vector Autoregressive Models: Results From The Euro Area, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70, 1.
- Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy, *American Economic Review*, 58(1): 1–17.
- Fuhrer, J.C. (1997). The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications, *Journal of Money, Credit And Banking*, 29(3): 338–350.
- Fuhrer, J., And G. Moore. (1995). Inflation Persistence, *Quarterly Journal of Economics*, 110(1): 127–159.
- Gali, J., And M. Gertler. (1999). Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis, *Journal of Monetary Economics*, 44(2): 195–222.
- Hodrick, Robert; Prescott, Edward, C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29 (1): 1–16.
- Hodrick, R.J. and E.C. Prescott (1980): Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, Carnegie-Mellon University Working Paper, No. 451.
- Korkmaz, Suna, (2010). Yeni Keynesyen Phillips Eğrisi’nin Türkiye’ye uygulanması. *Uluslararası Yönetim İşletme ve İktisat Dergisi*, Cilt 6, Sayı 11.
- Lucas, R. 1976. Econometric Policy Evaluation: A Critique. In *The Phillips Curve And Labour Markets*, ed. K. Brunner, and A. Meltzer, volume 1, 19–46. New York: Carnegie-Rochester Conference Series On Public Policy.
- Neiss, K., and E. Nelson (2002). Inflation Dynamics, Marginal Cost, and The Output Gap: Evidence From Three Countries, *Proceedings, Federal Reserve Bank Of San Francisco*.



- Özmen; Utku ve Sarıkaya; Çağrı (2014). Enflasyonun Çıktı Açığı ve Kredilere Duyarlılığı, TCMB Ekonomi Notları, 30 Ekim.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, J.R., (2001), Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Economics*, 16, 289-326.
- Phelps, E.S. (1968). Money-Wage Dynamics and Labour Market Equilibrium, *Journal of Political Economy* 76(4): 678-711.
- Phillips, A.W. (1958). The Relationship Between Unemployment and The Rate of Change of Money Wages in The United Kingdom 1861-1957, *Economica* 25(100): 283-299.
- Rotemberg, J., and M. Woodford. (1997). An Optimization Based Econometric Framework For The Evaluation of Monetary Policy. NBER Chapters 12: 297-361.
- Sargent, T. (1971). A Note on Accelerationist Controversy, *Journal of Money, Credit, and Banking* 3(3): 721- 725.
- Utkulu, U. ve Ekinci, R., (2016). Uluslararası Petrol ve Gıda Fiyatlarından İç Fiyatlara Asimetrik ve Doğrusal Olmayan Fiyat Geçişkenliği: Türkiye için NARDL Modeli Bulguları, *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 53(617), 9-22.
- Yeap, G.P. and Lean, H.H., (2017). Asymmetric Inflation Hedge Properties of Housing In Malaysia: New Evidence from Nonlinear ARDL Approach, *Habitat International*, 61, 11-21.



# Covid-19 Pandemi Sürecinin BİST-30 Hisse Senetlerine Etkilerinin Karışıklık Matrisi ile Analizi<sup>1</sup>

Gökhan SÖNMEZLER<sup>2</sup> - İsmail Orçun GÜNDÜZ<sup>3</sup>

**Makale Gönderim Tarihi:** 24 Aralık 2020

**Makale Kabul Tarihi:** 20 Ocak 2021

## Öz

Covid-19 pandemi sürecinin BIST-30 hisse senetlerinin piyasa performansı üzerindeki etkileri Karışıklık Matrisi yöntemi ile analiz edilerek pandemi döneminin kazananları ve kaybedenleri belirlenmiş, pandeminin sektörel etkileri, aritmetik getiriler, CAPM, Sharpe, Treynor, Sortino Oranları ile dönemsel sapmalar üzerinden analiz edilmiştir. Türkiye’de ilk vakanın görüldüğü tarih olan 11 Mart 2020 tarihinden sonraki gelişmeler ile şirketlerin 2019 yılı sonundaki hisse senetleri performansları karşılaştırılarak dönemsel sapmalar karışıklık matrisi ve lojistik regresyon yöntemleri ile ortaya konmuştur.

**Anahtar Kelimeler:** BIST-30, Covid-19, Karışıklık matrisi, Lojistik regresyon

**Jel Kodları:** C4, G10

<sup>1</sup> Bu makale 15-17 Ekim 2020 tarihleri arasında Konya’da düzenlenen 4. Ekonomi Araştırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresinde sözlü bildiri olarak sunulmuş ve kongre bildiri kitabında özeti yayınlanmış “Covid-19 Pandemi Sürecinin BİST-30 Hisse Senetlerine Etkilerinin Karışıklık Matrisi ile Analizi” isimli bildirinin genişletilmiş halidir.

<sup>2</sup> Prof. Dr., Trakya Üniversitesi, Uygulamalı Bilimler Fakültesi, Finans ve Bankacılık Bölümü, gokhansonmezler@yahoo.com, <https://orcid.org/0000-0002-4301-6008>

<sup>3</sup> Prof. Dr., Trakya Üniversitesi, Uygulamalı Bilimler Fakültesi, Finans ve Bankacılık Bölümü, orcungunduz@trakya.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-8754-2915>

## **Analysis of Effects of the Covid-19 Pandemic Process on BIST-30 Equities through Confusion Matrix**

### **Abstract**

The effects of the Covid-19 pandemic process on BIST-30 equities' market performance were analyzed using the Confusion Matrix method, and pandemic winners and losers were identified, and the sectoral effects of the pandemic were analyzed through arithmetic returns, CAPM, Sharpe, Treynor, Sortino Ratios and periodic deviations. After the first case seen in Turkey in 11 March 2020, periodic deviations are shown by comparing equity performance in the end of 2019 through the confusion matrix and logistical regression methods.

**Keywords:** BIST-30, Covid-19, Confusion matrix, Logistical regression

**Jel Codes:** C4, G10

### **1. Giriş**

Covid-19 pandemisi dünya çapında ekonomik aktivitede önemli sonuçlar yaratmaktadır. Birçok ülke bu dönemde sağlık sistemi şoku, yurtiçi ekonomide bozulma, dış talepte keskin düşüş ve emtia fiyatlarında çöküş ile beraber karmaşık bir kriz yaşamaktadır. Uluslararası Para Fonu'nun Dünya Ekonomik Görünüm raporuna göre dünya ekonomisinin 2020 yılında 2008-09 yılında yaşanan krizden daha derin bir düşüşle, yüzde 4,9 oranında küçüleceği öngörülmektedir (Nam, 2020: 58-59). Finansal piyasalar açısından ele alındığında, Covid-19 pandemisi beklenmedik bir olay olarak dünya hisse senedi piyasalarında bir türbülansa ve yıkıma neden olmuştur. Geçmişte yaşanan 2008-09 krizi, Avrupa kamu borç krizleri, SARS, domuz gribi ve Ebola virüsü pandemisi gibi Covid-19 da beklenmedik bir olay olması nedeniyle bir "siyah kuğu" olarak nitelendirilmektedir (Ngwakwe, 2020: 256, 258). Ancak diğer virüslere göre enfeksiyon oranının çok yüksek olması, kaynağının bilinmemesi ve henüz spesifik bir aşı ile tedavinin olmaması yatırımcıların hassasiyetini arttırmakta ve bu da hisse senedi piyasalarını olumsuz etkilemektedir (Liu vd., 2020: 1, 2).

2020 yılının ilk yarısından itibaren Covid-19 pandemisinin ekonomik ve finansal etkileri ile ilgili birçok çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalardan bazıları belli bir hisse senedi veya hisse senetleri ile hisse senedi

piyasaları ve hisse senedi getirileri üzerinedir (Hanke vd., 2020). Bu çalışmada; Covid-19 pandemi döneminde BIST-30 hisse senetleri belirlenen piyasa performansı ölçütlerine göre, önceki dönemki piyasa performansı ile kıyaslanmış ve değerlerin çoğu Covid-19 döneminde negatif değişim gösteren hisseler "kaybeden", pozitif değişim gösteren hisseler ise "kazanan" olarak sınıflandırılmıştır. Ardından, elde edilen bulgular ile oluşturulan karışıklık matrisi sonuçları incelenerek sınıflamanın doğruluk değerleri modellenmiş ve sonuçlar ortaya konmuştur.

## 2. Literatür Araştırması

Pandemi süreci ortaya çıkmalı çok kısa bir dönem olmasına rağmen sorunun büyüklüğü bu konuda çalışmaların hızlı gelişmesini beraberinde getirmiştir. Her ne kadar henüz tam bir literatür oluşmasa da oldukça nitelikli çalışmalar da ortaya çıkmıştır. Bu noktada konu ile ilgili bazı çalışmalara burada yer verilecektir. Cox vd. (2020) ABD’de Covid-19 pandemisinin erken dönemlerinde hisse senedi piyasasının davranışlarını hangi faktörlerin açıkladığı üzerine yaptıkları çalışmada, FED tarafından ekonomiyi desteklemek için yapılan açıklamaların S&P 500 üzerinde belirleyici olduğu sonucuna varmışlardır. Machmuddah vd. (2020) Covid-19 pandemi sürecinin Endonezya Borsası’nda işlem gören tüketim yönelik mal satan şirketlerin hisse senetleri üzerindeki etkilerini 90 gün önce ve 90 gün sonra olmak üzere olay çalışması ile analiz etmişler; pandemi öncesi ve sonrası dönemde ilgili hisse senetleri fiyatları ve hacimleri arasında önemli bir fark olduğunu ortaya koymuşlar. Singh vd. (2020) Covid-19 pandemi sürecinin G-20 ülkelerinin hisse senetleri piyasaları üzerindeki etkilerini analiz ettikleri çalışmalarında artan panik nedeniyle hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerin hisse senetleri piyasalarında negatif anormal bir getiriye neden olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Keleş (2020) çalışmasında Covid-19 pandemisinin BIST-30 endeksinde yer alan hisse senetleri üzerindeki kısa dönemli etkilerini analiz etmiş ve vaka, ölüm sayısı ve sosyal tedbir duyurularına karşı hisse senetlerinin anlamlı negatif tepki verdiğini ortaya koymuştur. Bu tepkinin taşımacılık ile otomobiller ve bileşenleri sanayi grubu hisselerinde daha fazla olduğunu sonucuna varmıştır. He vd. (2020) Çin’de Covid-19 pandemisinin farklı sektörlerdeki hisse senetleri üzerinde etkilerini analiz etmişlerdir. Çalışmalarında pandeminin ulaştırma, madencilik, çevre, elektrik ve ısıtma sektörlerinde olumsuz etkileri olduğunu ancak imalat, bilgi teknolojileri, eğitim ve sağlık sektöründe yer alan hisse senetlerinin pandemiye karşı daha dirençli olduğu tespitinde bulunmuşlardır. Phan ve Narayan (2020) piyasaların Covid-19’a karşı tepkilerini ele aldıkları

çalışmalarında, beklenmeyen haberlerle karşılaştırıldığında piyasaların Covid-19 pandemisine aşırı tepki gösterdiğini ancak daha fazla bilgi ve konuya ilişkin detaylara ulaşıldıkça piyasaların düzeltme yaptıklarını belirtmektedirler. Ashraf (2020) günlük Covid-19 vaka ve ölüm haberleri ile 64 ülkenin hisse senedi piyasalarının getirileri arasındaki ilişkiyi araştırdığı çalışmasında, hisse senedi piyasa getirilerinin vaka sayıları arttıkça düştüğünü ve hisse senedi piyasalarının ölüm sayısındaki büyüme ile karşılaştırıldığında vaka sayılarına daha proaktif tepki verdiği sonucuna varmıştır. Topcu ve Gulal (2020) 10 Mart ve 30 Nisan 2020 tarihleri arasında Covid-19 pandemisinin gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları üzerindeki etkilerini araştırmışlar ve negatif etkinin kademeli olarak düştüğünü, Nisan ayı ortalarına doğru azaldığını ortaya koymuşlardır. Gülhan (2020) Covid-19 pandemisinin BİST-100 endeksi üzerindeki etkisini araştırmış ve yaptığı ekonometrik çalışma sonucunda pandemi sürecinin seçilen kontrol değişkenleri ile beraber BİST-100 endeksi üzerinde kısa ve uzun dönemde etkili olduğu sonucuna varmıştır. Cepoi (2020) ABD, İngiltere, Almanya, Fransa, İspanya ve İtalya'nın hisse senetleri piyasalarının Covid-19 pandemi haberleri arasındaki ilişkiyi incelemiş ve bu piyasaların pandemiye ilişkin yalan haberler, haberlerin medyada yansımaları ve bulaşa ilişkin haberlerle asimetric bağımlılık ilişkisi içinde olduğunu ortaya koymuştur. Lyocsa vd. (2020) Covid-19 ile ilgili Google'da yapılan arama hacim faaliyetini ölçüt olarak aldıkları çalışmalarında Covid-19 pandemi korkusunun küresel hisse senedi piyasaların yaklaşık yüzde 80'ni kapitalize eden ABD, İngiltere, Almanya, Fransa, Japonya, Hindistan, Kanada, İsviçre, Güney Kore ve Avustralya hisse senedi piyasaları üzerinde olumsuz etkisini olduğunu ortaya koymuşlar; Google aramalarının hisse senedi piyasalarındaki belirsizliğin öngörülmesinde önemli bir gücünün olduğunu ifade etmişlerdir. Liu vd. (2020) çalışmalarında ele aldıkları seçtikleri 21 ülkenin hisse senedi piyasalarının pandemiden olumsuz etkilendiklerini ancak Asya hisse senedi piyasalarının daha hızlı reaksiyon verdiğini ve ayrıca bazı Asya piyasalarının pandeminin ileri aşamalarında yavaşça pozitif fiyatlamaya yaptığını belirtmektedirler. Ngwakwe (2020) pandeminin Dow Jones Borsası Endüstri Endeksi, S&P 500, Şanghay Kompozit Endeksi ve Euronext 100 üzerinde etkilerini incelemiş ve pandemi döneminde Dow Jones Borsası Endüstri Endeksi ortalama hisse senedi değerlerinde önemli bir düşüş gerçekleştiğini ancak Şanghay Kompozit Endeksi ortalama hisse senedi değerlerinin pandemi öncesi duruma göre daha yüksek düzeyde olduğunu; ayrıca, S&P 500 ve Euronext 100 Endeksleri ortalama hisse senedi değerleri arasında önemli bir fark görülmediğini belirtmektedir.

### 3. Verilerin Seçimi

Araştırmada kullanılan veriler BIST-30'da yer alan hisse senetlerinin 2019-2020 tarihleri arasındaki günlük değerlerinden elde edilmiştir. Analizde kullanılan değişkenlerin listesi Tablo 1'de sunulmuştur. Hisse senetlerinin aritmetik getirileri dönem başı ve dönem sonundaki değerlerinin farklarından türetilmiştir. Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli (FVFM-CAPM) risk ve getiri arasındaki ilişkiyi açıklayan bir teoridir ve şirket yöneticileri açısından özsermaye maliyeti, yatırımcılar açısından hisse senedinin beklenen getirisinin tespitinde ve yatırım projelerinin değerlendirilmesinde iskonto oranı olarak kullanılmaktadır. Sermaye varlıkları fiyatlama modelinde kullanılan risksiz faiz ( $R_f$ ) devlet tahvili ve hazine bonosuna ödenen ortalama faiz oranı, pazarın beklenen getirisi ( $ER_m$ ) ve  $\beta$  (beta) oranı ise (Kovaryans/Varyans) hisse senedinin belirtilen dönemdeki endekse olan duyarlılık oranının temsil etmektedir (Sharpe, 1964: 425-442). Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli (FVFM-CAPM) formülü aşağıda sunulmuştur;

$$CAPM(SVFM) = R_f + \beta(ER_m - R_f) \quad (1)$$

$ER_m$  = Pazarın Beklenen Getirisi

$R_f$  = Risksiz Faiz

$\beta_p$  = Beta (Kovaryans/Varyans)

Coefficient katsayısı (Coefficient of Variation (CV)); Birim getiri başına riskin standartlaştırılmış ölçüsüdür ve standart sapmanın beklenen getiriye bölünmesiyle hesaplanmaktadır;

$$\text{Coefficient Katsayısı (Coefficient of Variation (CV)) } CV = \frac{\sigma}{ER_m} \quad (2)$$

Sharpe Oranı, William F.Sharpe tarafından geliştirilmiştir ve yatırımcıların riskine kıyasla bir yatırımın getirisini anlamalarına yardımcı olmak için kullanılır. Risk veya oynaklık, bir varlığın veya portföyün belirtilen dönemdeki fiyat dalgalanmalarının bir ölçüsüdür (Sharpe, 1964: 425-442);

$$\text{Sharpe Oranı} = \frac{R_p - R_f}{\sigma_p} \quad (3)$$

$R_p$  = Portföyün Getirisi

$R_f$  = Risksiz Faiz

$\sigma_p$  = Portföyün Riski

Jensen'in ölçüsü veya Jensen'in alfa değeri olarak da ifade edilen değer, portföy veya yatırımın betası ve ortalama değeri göz önüne alındığında, sermaye varlık fiyatlandırma modeli (CAPM) tarafından öngörülen değer üstünde veya altında bir portföy veya yatırımın ortalama getirisini temsil eden ve riske göre ayarlanmış bir performans ölçüsüdür. Pazarın beklenen getirisi ile CAPM arasındaki fark olarak ifade edilebilecek bu değer basitçe alfa olarak da adlandırılır (Jensen, 1968; ss.389-416).

$$Alfa(\alpha) = R_i - (R_F + \beta(ER_m - R_p)) \quad (4)$$

$R_i$  = Pazarın (Portföyün) Gerçek Getirisi

$ER_m$  = Pazarın (Portföyün) Beklenen Getirisi

$R_F$  = Risksiz Faiz

$\beta_p$  = Beta (Kovaryans/Varyans)

Sortino oranı, portföy getirisindeki toplam standart sapmadan ziyade, varlığın negatif portföy getirilerinin standart sapmasını (aşağı yönlü sapma) kullanarak zararlı oynaklığı toplam oynaklıktan ayırmış ve bu yönüyle Sharpe oranından farklılaşmıştır. Sortino oranı, bir varlığın veya portföyün getirisinden risksiz faizi düştükten sonra bu toplamı varlığın aşağı yönlü sapmasına bölerek hesaplanmaktadır. Sharpe oranı gibi, daha yüksek Sortino oranının daha iyi bir performans olduğu söylenebilir. Rasyonel bir yatırımcı, iki özdeş yatırıma bakarken daha yüksek Sortino oranına sahip olanı seçecektir çünkü bu, yatırımın aldığı kötü riskten birim başına daha fazla getiri elde ettiği anlamına gelmektedir (Sortino ve Price, 1994: 59-64).

$$Sortino Oranı = \frac{R_p - R_F}{\sigma_d} \quad (5)$$

$R_p$  = Gerçek veya Beklenen Portföy Getirisi

$R_F$  = Risksiz Faiz Oranı

$\sigma_d$  = Düşüş (Aşağı Yönlü) Standart Sapma

Ödül-oynaklık oranı olarak da bilinen Treynor oranı, bir portföyün üstlendiği her risk birimi için ne kadar fazla getiri üretildiğini hesaplayan bir performans ölçütüdür. Bu bağlamda, fazla getiri, risksiz bir yatırımdan elde edilecek getiri üzerinden alınan getiriyi ifade eder. Gerçek bir risksiz yatırım bulunmamakla birlikte, risksiz getirileri yansıtmak için hazine bonoları da Treynor oranına dahil edilir. Treynor oranındaki



risk, bir portföyün betası ile hesaplanan sistematik riski ifade eder. Beta, bir portföyün genel piyasada meydana gelen değişikliklere yanıt olarak değişime geri dönme eğilimini test etmektedir (Treyner ve Mazuy, 1966: 131-136).

$$\text{Treyner Oranı} = \frac{R_p - R_F}{\beta_p} \quad (6)$$

$R_p$  = Gerçek veya Beklenen Portföy Getirisi

$R_F$  = Risksiz Faiz Oranı

$\beta_p$  = Portföy Betası (Sistematik Risk)

**Tablo 1.** Analizde Kullanılan Değişkenlerin Listesi

1	Getiri (Aritmetik) (Income Level)	14	PD/DD (TL) (MV/BV) (Kapanış)
2	Getiri CAPM ( $R=R_f+B(R_m-R_f)$ )	15	PD/DD (TL) (MV/BV) (Ortalama)
3	Standart Sapma (Hisse)(Std.Dev.)	16	PD/DD (TL) (MV/BV) (Sapma)
4	Coefficient of Variation (CV)	17	Halka Açık PD/DD (TL) (Public Offered MV/BV) (Kapanış)
5	Sharpe Ratio (Ödül Risk Oranı)	18	Halka Açık PD/DD (TL) (Public Offered MV/BV) (Ortalama)
6	Alfa Katsayısı (Alfa Ratio)	19	Halka Açık PD/DD (TL) (Public Offered MV/BV) (Sapma)
7	Düşüş Standart Sapması (Std.Dev. of The Downside)	20	PD/DD (USD) (MV/BV) (Kapanış)
8	Sortino Ratio (Düşüş Risk Oranı)	21	PD/DD (USD) (MV/BV) (Ortalama)
9	Treyner Ratio (Ödül Risk Oranı)	22	PD/DD (USD) (MV/BV) (Sapma)
10	Beta (Hisse - BIST 100)	23	Halka Açık PD/DD (USD) (Public Offered MV/BV) (Kapanış)
11	Beta (Hisse - USDTRY)	24	Halka Açık PD/DD (USD) (Public Offered MV/BV) (Ortalama)
12	Standart Sapma (USD)(STD.DEV.)	25	Halka Açık PD/DD (USD) (Public Offered MV/BV) (Sapma)
13	Standart Sapma (Hisse -USD)(STD.DEV.)		

#### 4. Araştırma Modelinin Oluşturulması

BIST-30 hisse senetlerinin Covid-19 pandemi dönemindeki finansal performansları ile 2019 yıl sonundaki finansal performansları borsa getirisi (aritmetik), CAPM, Sharpe, Treyner ve Sortino Oranları gibi Tablo 1'de belirtilen 25 adet değişken kullanılarak analiz edilmiş ve pandemi öncesi dönem ile (2019) karşılaştırılmış, elde edilen bulgular sonucunda hisse senetleri kazanan ve kaybeden olarak sınıflandırılmış, ardından makine öğrenmesi ile sınıflandırmanın doğruluk derecesi yüz-

desel olarak sınıanmıştır. Pandemi dönemindeki aritmetik getirileri açısından kazanan veya kaybeden durumunda bulunan hisse senetlerinin diğer performans ölçütlerini bir bütün olarak değerlendirmeye alarak oluşturulan karışıklık matrisi ile gözlemler üzerinden Doğru Pozitif Oranlar (TPR) ve Yanlış Negatif Oranlar (FNR) ile Pozitif Tahmin Değerleri (PPV) ve Yanlış Keşifsel Değerler (FDR) hesaplanarak modelin temel varsayımları ve doğruluk derecesi sınıanmıştır.

Sınıflandırıcı olarak seçilen (kaybeden ve kazanan) parametreye göre her bir sınıfın (şirketin) nasıl performans gösterdiğini anlamak için kafa karışıklığı matrisi grafiği kullanılmaktadır. Karışıklık matrisi, sınıflandırıcının zayıf ve güçlü performans gösterdiği alanları belirlemeye yardımcı olmaktadır. Grafikte satırlar gerçek sınıfı, sütunlar ise tahmin edilen sınıfı göstermektedir. Uzatma veya çapraz doğrulamada karışıklık matrisi uzatılmış gözlemlerdeki tahminler kullanılarak hesaplanır. Köşegen hücreler, gerçek sınıf ve tahmin edilen sınıfın nerede eşleştiğini göstermektedir. Bu çapraz hücreler mavi ise, sınıflandırıcı bu gerçek sınıfa ait sınıflandırılmış gözlemler doğru şekilde sınıflandırılmış anlamına gelmektedir. Varsayılan görünüm, her bir hücredeki gözlem sayısını göstermektedir. Sınıflandırıcının sınıf başına nasıl performans gösterdiğini görmek için Gerçek Pozitif Oranlar (TPR) ve Yanlış Negatif Oranlar (FNR) seçeneğini seçilmektedir. TPR, gerçek sınıf başına doğru sınıflandırılmış gözlemlerin oranıdır. FNR ise gerçek sınıf başına yanlış sınıflandırılmış gözlemlerin oranıdır. Çizim, sağdaki son iki sütunda gerçek sınıf başına özetleri göstermektedir.

## 5. Analiz Sonuçları

Lojistik regresyon, iki sınıf arasında yaygın olarak kullanılan bir sınıflandırma algoritmasıdır. Sınıflandırıcı, sınıf olasılıklarını doğrusal tahmin kombinasyonunun bir fonksiyonu olarak modellemektedir. Kurulan modelin doğruluk derecesi yüzde 80 olarak ölçümlenmiştir. Tahmin algoritmaları bir makine öğrenmesi yöntemi olarak, sayısal olmayan kategorik (sınıflama) verileri tahmin etmede kullanılmaktadır. Yapılan analizde kategorik sınıflama belirlenen 25 adet finansal performans değişkeni ile şirketlerin borsa performansının kazanan ve kaybeden kategorik sınıflandırma ayrımı üzerinden yapılmıştır.

Lojistik regresyon, temsili olarak doğrusal regresyona çok benzer bir denklem kullanmaktadır. Giriş değerleri ( $x$ ), ağırlıklar veya katsayı değerleri (Beta) kullanılarak bir çıktı değerini ( $y$ ) tahmin etmek için doğrusal olarak birleştirilir. Doğrusal regresyondan temel farkı, modellenen

çıkıktı değerinin sayısal bir değerden ziyade ikili bir değer (0 veya 1) olmasıdır (Brownlee, 2020).

Aşağıda lojistik regresyonlu bir denklem örneği verilmiştir:

$$Y = e^{(b_0 + b_1 * x)} / (1 + e^{(b_0 + b_1 * x)}) \quad (\text{Model 1}) \quad (1)$$

Y'nin tahmin edilen çıkıktı olduğu durumda, b<sub>0</sub> önyargı veya kesme terimidir ve b<sub>1</sub>, tek giriş değeri (x) için katsayıdır. Giriş verilerinizdeki her sütunun, eğitim verilerinizden öğrenilmesi gereken ilişkili bir b katsayısı (sabit bir gerçek değeri) vardır. Bellekte veya bir dosyada depolayacağınız modelin gerçek temsili, denklemdeki katsayılardır (beta değeri veya b'ler) (Brownlee, 2020).

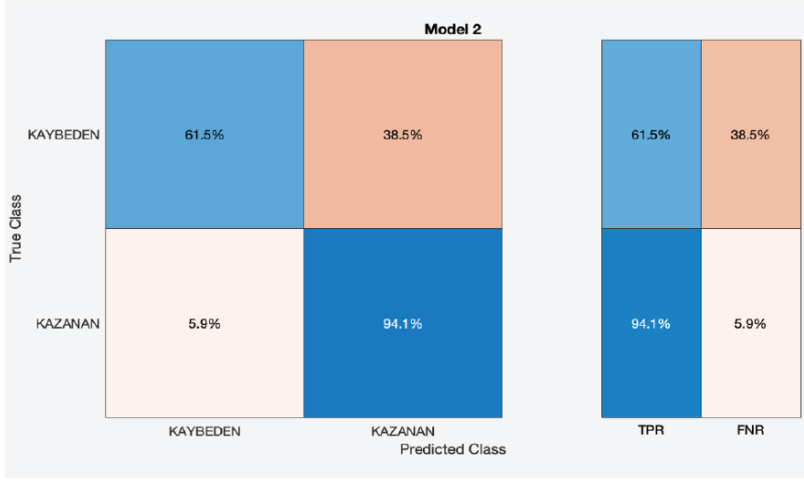
**Tablo 2.** Lojistik Regresyon Sonucu Kaybeden ve Kazanan Hisse Senedi Sınıflandırması

		Model 2 (Logistic Regression)	
		KAYBEDEN	KAZANAN
True Class	KAYBEDEN	8	5
	KAZANAN	1	16
		Predicted Class	

Covid-19 dönemi ve önceki dönem tarihsel verileri üzerinden yapılan lojistik regresyon analizi karışıklık matrisi sonuçları Tablo 1-3'te sunulmuştur. Covid-19 döneminde borsa performansını ölçümlemede kullanılan 25 parametre üzerinden pozitif ve negatif getiri sayısına göre 13 ve daha fazla değişimdeki pozitif artış "kazanan" şeklinde, 13 ve daha fazla değişimdeki negatif değişim ise "kaybeden" şeklinde yorumlanmış ve analize dahil edilmiştir. Yapılan analiz sonucunda, 8 adet hisse senedinin yüzde 61,5 doğrulukla (belirlenen parametreler ışığında) kaybeden, 16 adet hisse senedinin ise yüzde 94,1 doğrulukla (belirlenen parametreler ışığında) kazanan olarak (Doğru Pozitif Oranlar (TPR)) sınıflandırılmıştır. Kaybeden olarak sınıflandırılan hisse senetlerinde (Yanlış Negatif Oranlar (FNR)) yanlış sınıflama oranı yüzde 38,5

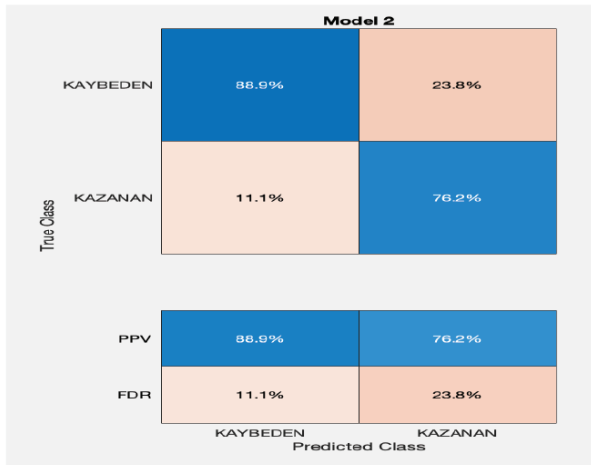
olarak hesaplanmış, kazanan olarak sınıflandırılan şirketlerde ise yanlış sınıflandırma oranı yüzde 5,9 olarak hesaplanmıştır (Tablo 1-2).

**Tablo 3.** Doğru Pozitif Oranlar (TPR) ve Yanlış Negatif Oranlar (FNR)



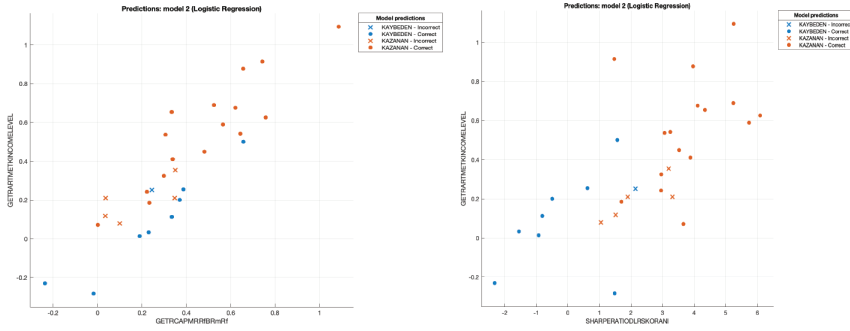
Tahmin analizi sonucunda, kaybeden olarak sınıflandırılan hisse senetlerinin pozitif tahmin değeri (PPV) yüzde 88,9 doğrulukla, yüzde 23,8 yanlış olarak sınıflandırılmış, kazanan olarak sınıflandırılan şirketlerin pozitif tahmin değeri (PPV) yüzde 76,2 doğrulukla, yüzde 11,1 yanlış olarak sınıflandırılmıştır (Tablo 3).

**Tablo 4.** Pozitif Tahmin Değerleri (PPV) ve Yanlış Keşifsel Değerler (FDR)

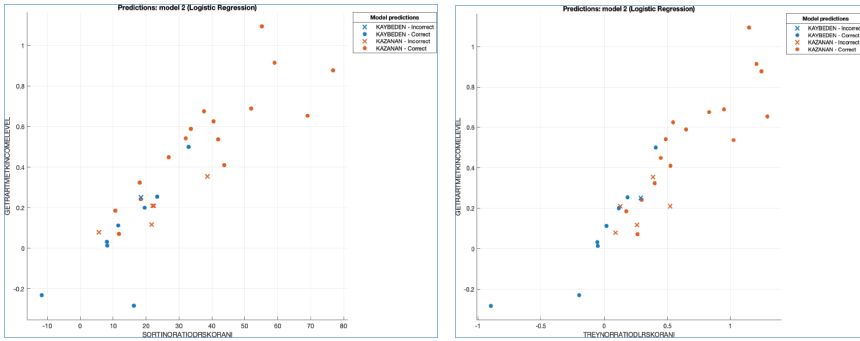


Türkiye’de ilk Covid-19 pandemi vakasının görüldüğü tarih olan 11 Mart 2020 ile 2019 yılı performans verileri kıyaslandığında, BIST-30’da yer alan şirketlerin belirtilen dönemdeki aritmetik getirileri ile performans ölçütü olarak tespit edilen ve Tablo 1’de belirtilen 25 adet faktör içerisinde yer alan FVFM(CAPM), Sharpe, Sortino ve Treynor Ölçütlerine Göre oluşturulan Lojistik Regresyon Dağılım grafikleri incelendiğinde, söz konusu dönemde özellikle pozitif SVFM (CAPM), Sharpe, Sortino ve Treynor Oranına sahip şirketlerin aynı zamanda belirtilen dönemin kazanan hisse senetleri oldukları görülmektedir (Şekil 1 ve Şekil 2).

**Şekil 1.** COVID 19 Döneminde Kazanan/Kaybeden Hisse Senetlerinin CAPM, Sharpe, Sortino ve Treynor Ölçütlerine Göre Lojistik Regresyon Dağılımları



**Şekil 2.** COVID 19 Döneminde Kazanan/Kaybeden Hisse Senetlerinin CAPM, Sharpe, Sortino ve Treynor Ölçütlerine Göre Lojistik Regresyon Dağılımları.

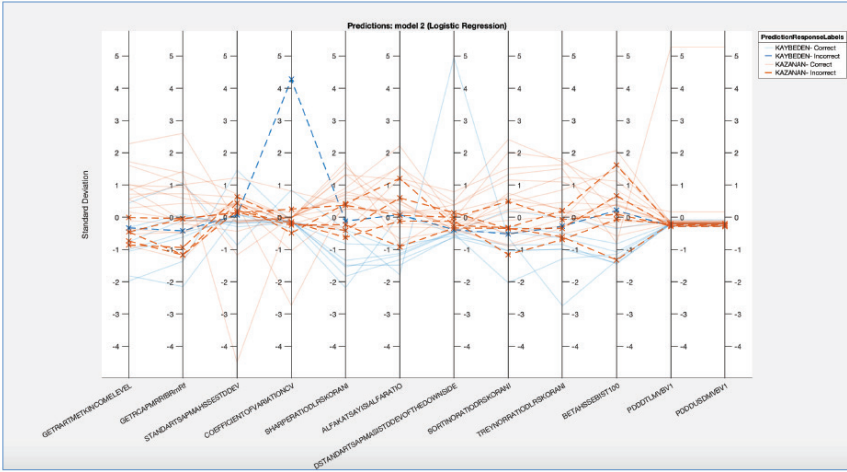


Belirtilen döneme ilişkin olarak seçilmiş 12 değişken ile yapılan enine kesit analizi ise özellikle belirtilen dönemde yüksek standart sapmaya sahip hisse senetlerinin daha yüksek getiri elde ettiği ve sapma düzeyi ile kazananlar arasında bir ilişki olduğu ancak özellikle riskin getiriye göre makul olup olmadığını ölçümlemede kullanılan Sharpe, Sortino ve Treynor Oranları gibi oranlar açısından, kazanan şirketlerin

negatif sapma oranının ve coefficient katsayısının sıfıra daha yakın olduğu gözlemlenmiştir (Şekil 3).

Özellikle düşüş standart sapması ve coefficient katsayısının sıfıra daha yakın olmasının borsa getirileri ve şirket değerini çoklama açısından önemli göstergeler olduğu söylenebilir. Özellikle döviz kurları ile BIST 100 endeksi arasındaki uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi olmadığı bilinmektedir (Bayram, 2016: 209). Bu nedenle, hisse senetlerinin getiri performansının belirlenen ölçütler üzerinden yorumlanması daha anlamlıdır.

### Şekil 3. Enine Kesit Analizi (Cross Section Analyse) Sonucu



### Sonuç

Elde edilen bulgular ışığında, piyasa performansını ölçümlemede kullanılan 25 adet performans verisi ile Türkiye’de ilk Covid-19 pandemi vakasının ilk görüldüğü tarih olan 11 Mart 2020 sonrası ile 2019 sonu dönemlerini kapsayacak şekilde lojistik regresyon analizi ve karışıklık matrisi yapılmıştır. Belirtilen dönemde kazanan olarak sınıflandırılan hisse senetleri performans ölçütlerinin çoğundan yüksek değer elde etmiştir. Karışıklık matrisi sonuçlarına göre ise 8 adet hisse senedi yüzde 61,5 doğrulukla (belirlenen parametreler ışığında) kaybeden, 16 adet hisse senedi ise yüzde 94,1 doğrulukla (belirlenen parametreler ışığında) kazanan olarak (Doğru Pozitif Oranlar (TPR)) sınıflandırılmıştır.

Performans ölçütlerine göre kazanan sınıfta yer alan hisse senetlerinin sektörel ayrımına bakıldığında çoğunlukla şirketlerin sanayi ve perakende sektöründe yer aldıkları; risklerine göre makul getiri imkanı sunan bu hisse senetlerinin aynı zamanda yüksek FVFM (CAPM), Sharpe, Sortino ve Treynor Oranına sahip oldukları görülmektedir. Kaybeden olarak sınıflandırılan şirketlerin ise havayolu sektöründe ve bankacılık sektöründe yer aldıkları görülmektedir. Özellikle düşüş standart sapması ve coefficient katsayısı sifira daha yakın olan hisse senetlerinin borsa getirilerinin pozitif olduğu ve diğer ölçütler bakımından da kazananlar olarak sınıflandırıldıkları görülmüştür.

Söz konusu bulgular ışığında, Covid-19 pandemi döneminde BIST-30'da yer alan hisse senetleri (analiz edilen piyasa performansı parametreleri açısından) önceki dönem (2019) piyasa verileri ile kıyaslandığında, "kazanan" olarak sınıflandırılan grupta yer alan hisse senetlerinin "kaybeden" olarak sınıflandırılan hisse senetlerinden daha fazla olduğu gözlemlenmiştir. Özellikle analiz edilen parametrelerden, düşüş standart sapması ve coefficient katsayısı sifira daha yakın olan şirketlerin, borsa getirilerinin de bu dönemde daha yüksek olduğu ve diğer ölçütler bakımından da kazananlar olarak sınıflandırıldıkları gözlemlenmiştir.

### **Araştırma Kısıtları**

Yapılan analizde kullanılan değişkenler finansal performansı ölçümleme de kullanılan ve özellikle volatilité etkisinin ölçümünü yüksek doğrulukla sağlamada başarılı olduğu kanıtlanmış ölçütlerdir. Farklı değişkenler ile aynı dönem için yapılacak analizler farklı sonuçlar ortaya çıkarabilecektir.

## Kaynakça

- Ashraf, B.N. (2020). Economic Impact of Government Interventions During the COVID-19 Pandemic: International Evidence from Financial Markets. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 27, <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100371>, Erişim Tarihi: 04.09.2020.
- Brownlee, J. (2020). Logistic Regression for Machine Learning. <https://machinelearning-mastery.com/logistic-regression-for-machine-learning/>, Erişim Tarihi: 10.09.2020.
- Bayram, S. (2016). Türkiye’de BİST 100 Endeks (Fiyat) Değerleri ile Faiz Oranı ve Döviz Kurları Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Johansen Eşbütünlük Testi ile Analizi. *Trakya Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi E-Dergi*, Temmuz 2016, 5(2), 188-226.
- Cepoi, C-O. (2020). Asymmetric Dependence Between Stock Market Returns and News During COVID-19 Financial Turmoil. *Finance Research Letters*, 36, <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101658>, Erişim Tarihi: 25.08.2020.
- Cox, J., Greenwald, D.L., Ludvigson, S.C. (2020). What Explains the Covid-19 Stock Market? *NBER Working Paper Series*, WP 27784, 1-35.
- Gülhan, Ü. (2020). Covid-19 Pandemisine BIST 100 Reaksiyonu: Ekonometrik Bir Analiz. *Turkish Studies*, 15(4), 497-509.
- Hanke, M., Kosolapova, M., Weissensteiner, A. (2020). COVID-19 and Market Expectations: Evidence from Option-Implied Densities. *Economic Letters*, 195, <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2020.109441>, Erişim Tarihi: 27.08.2020.
- He, P., Sun, Y., Zhang, Y., Li, T. (2020). COVID-19’s Impact on Stock Prices Across Different Sectors—An Event Study Based on the Chinese Stock Market. *Emerging Markets Finance and Trade*, Volume: 56 (10), 2198-2212.
- Jensen, M. C. (1968). The performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. *The Journal of Finance*, 23(2), 389-416.
- Keleş, E. (2020). Covid-19 ve BİST-30 Endeksi Üzerine Kısa Dönemli Etkileri. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 42(1), 91-105.
- Liu, H., Manzoor, A., Wang, C., Zhang, L., Manzoor, Z. (2020). The COVID-19 Outbreak and Affected Countries Stock Markets Response. *Int. J. Environ. Res. Public Health*, 17 (8), 1-19.
- Lyocsa, S., Baumöhl, E., Vyrost, T., Molnar, P. (2020). Fear of the Coronavirus and the Stock Markets. *Finance Research Letters*, 36, <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101735>, Erişim Tarihi: 27.08.2020.
- Macmuddah, Z., Utomo, S.D., Suhartono, E., Ali, S., Ghulam, W.A. (2020). Stock Market Reaction to COVID-19: Evidence in Customer Goods Sector with the Implication for Open Innovation. *Journal of Open Innovation: Technology, Market, and Complexity*, 6(99), 1-13.
- Nam, C.H. (2020). World Economic Outlook for 2020 and 2021. *CESifo Forum*, 21 (2), <https://www.cesifo.org/en/publikationen/2020/article-journal/world-economic-outlook-2020-and-2021>, 1-62, Erişim Tarihi: 25.08.2020.



- Ngwakwe, C.C. (2020). Effect of COVID-19 Pandemic on Global Stock Market Values: A Differential Analysis. *Economica*, Volume: 16 (2), s. 255-269.
- Phan, D.H.B., Narayan, P.K. (2020). Country Responses and the Reaction of the Stock Market to COVID-19—a Preliminary Exposition, *Emerging Markets Finance and Trade*, Volume: 56 (10), s. 2138-2150.
- Sharpe, W.F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, 19(3), s. 425–442.
- Singh, B., Dhall, R., Narang, S., Rawat, S. (2020). The Outbreak of COVID-19 and Stock Market Responses: An Event Study and Panel Data Analysis for G-20 Countries. *Global Business Review*, <https://doi.org/10.1177/0972150920957274>, Erişim Tarihi: 02.09.2020.
- Sortino, F. A., Price, L. N. (1994). Performance Measurement in a Downside Risk Framework. *The Journal of Investing*, 3(3), 59-64.
- Topcu, M., Gulal, O.S. (2020). The Impact of COVID-19 on Emerging Stock Markets. *Finance Research Letters*, 36, <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101691>, Erişim Tarihi: 10.09.2020.
- Treynor, J., Mazuy, K. (1966). Can Mutual Funds Outguess the Market. *Harvard Business Review*, 44(4), 131-136.

**EKLER****EK-1 Verilerin Tanımlayıcı İstatistikleri**

TANIMLAYICI İSTATİSTİKLER	ALFA KAT-SAYISI (ALFA RATIO)	BETA (HİSSE - BİST 100)	BETA (HİSSE - USDTRY)	COEFFICIENT OF VARIATION (CV)	DÜŞÜŞ STANDART SAPMASI	GETİRİ (ARITMETİK) (INCOME LEVEL)	GETİRİ CAPM (R=Rf+B(Rm-Rf))
Mean	-0.004411	0.046574	-0.772935	1.039300	0.008913	0.356948	0.361359
Median	0.006851	0.053786	-0.734078	0.450673	0.006394	0.289573	0.336515
Maximum	0.319896	0.765717	0.570232	35.44890	0.058137	1.094510	1.086254
Minimum	-0.264614	-0.457414	-2.585.157	-2.093.221	0.002653	-0.283154	-0.237256
Std. Dev.	0.146588	0.347547	0.650154	8.041413	0.009956	0.323757	0.278596
Skewness	0.228753	0.238030	-0.295979	2.026475	4.208194	0.236052	0.304374
Kurtosis	2.389502	2.183621	3.881871	14.02533	21.36094	2.733602	3.232589
Jarque-Bera	0.727524	1.116384	1.410137	172.4803	509.9498	0.367312	0.530839
Probability	0.695057	0.572243	0.494075	0.000000	0.000000	0.832222	0.766884
Sum	-0.132335	1.397227	-2.318.806	31.17901	0.267392	10.70843	10.84077
Sum Sq. Dev.	0.623150	3.502884	12.25830	1875.265	0.002875	3.039743	2.250858
Observations	30	30	30	30	30	30	30

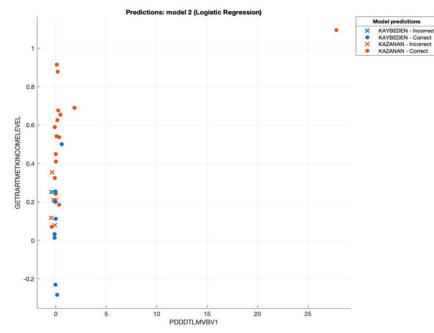
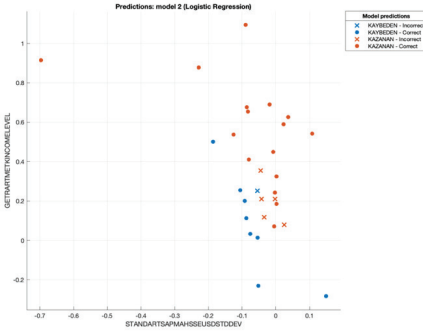
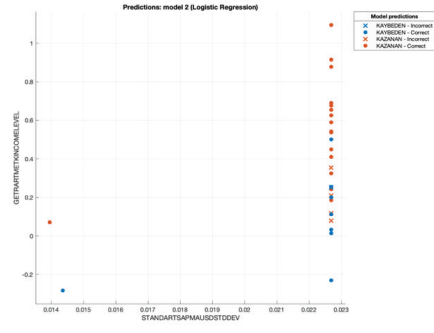
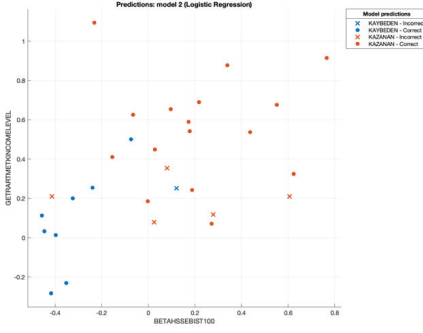
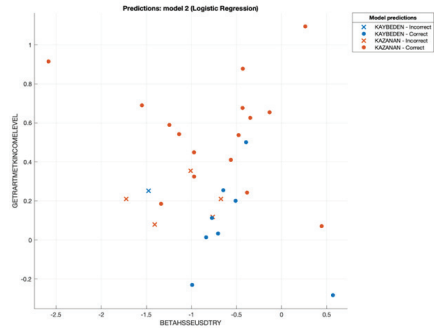
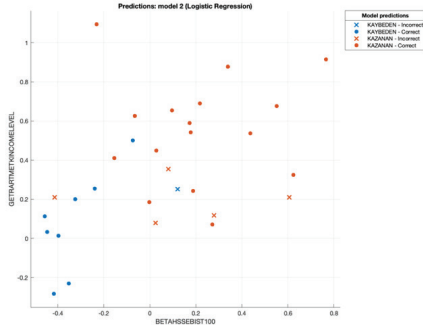
TANIMLAYICI İSTATİSTİKLER	Halka Açık PD/DD (TL) (Public Offered MV/BV)	Halka Açık PD/DD (TL) (Public Offered MV/BV)	Halka Açık PD/DD (TL) (Public Offered MV/BV)	Halka Açık PD/DD (USD) (Public Offered MV/BV)	Halka Açık PD/DD (USD) (Public Offered MV/BV)	Halka Açık PD/DD (USD) (Public Offered MV/BV)	PD/DD (TL) (MV/BV)
Mean	0.344035	0.373326	-0.029291	0.344035	0.373326	-0.029291	0.976369
Median	-0.024401	0.002894	-0.024087	-0.024401	0.002894	-0.024087	-0.065308
Maximum	11.73548	11.11843	0.617048	11.73548	11.11843	0.617048	30.11795
Minimum	-0.704776	-0.235537	-0.762930	-0.704776	-0.235537	-0.762930	-0.880621
Std. Dev.	2.159434	2.032581	0.198917	2.159434	2.032581	0.198917	5.534786
Skewness	5.137768	5.173591	-0.593765	5.137768	5.173591	-0.593765	5.110707
Kurtosis	27.62707	27.86146	10.71581	27.62707	27.86146	10.71581	27.41674
Jarque-Bera	890.0991	906.4454	76.17990	890.0991	906.4454	76.17990	875.8184
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	10.32104	11.19977	-0.878724	10.32104	11.19977	-0.878724	29.29106
Sum Sq. Dev.	135.2315	119.8102	1.147471	135.2315	119.8102	1.147471	888.3818
Observations	30	30	30	30	30	30	30

TANIMLAYICI İSTATİSTİKLER	PD/DD (TL) (MV/BV)	PD/DD (TL) (MV/BV)	PD/DD (USD) (MV/BV)	PD/DD (USD) (MV/BV)	PD/DD (USD) (MV/BV)	SHARPE RATIO (ÖDÜL RISK ORANI)	SORTINO RATIO (DÜŞÜŞ RISK ORANI)
Mean	0.998585	-0.022217	0.976369	0.998585	-0.022217	2.397221	28.80601
Median	0.003483	-0.056988	-0.065308	0.003483	-0.056988	2.955653	22.86871
Maximum	27.80887	2.309077	30.11795	27.80887	2.309077	6.087923	76.85006
Minimum	-0.442604	-1.020.336	-0.880621	-0.442604	-1.020.336	-2.313.981	-1.172.591
Std. Dev.	5.080689	0.554560	5.534786	5.080689	0.554560	2.156356	19.93441
Skewness	5.145081	2.291940	5.110707	5.145081	2.291940	-0.388873	0.546476
Kurtosis	27.66127	12.01742	27.41674	27.66127	12.01742	2.522864	3.021975

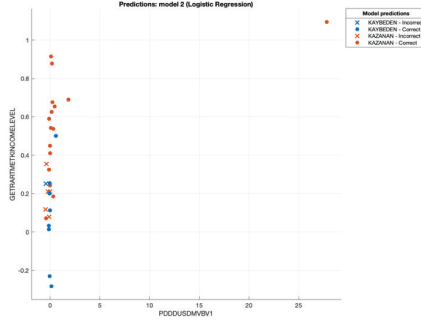
Jarque-Bera	892.5821	127.9072	875.8184	892.5821	127.9072	1.040683	1.493784
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.594318	0.473837
Sum	29.95756	-0.666502	29.29106	29.95756	-0.666502	71.91664	864.1803
Sum Sq. Dev.	748.5886	8.918580	888.3818	748.5886	8.918580	134.8462	11524.05
Observations	30	30	30	30	30	30	30

TANIMLAYICI İSTATİSTİKLER	STANDART SAPMA (HİSSE)(STD.DEV.)	STANDART SAPMA (HİSSE-USD)(STD.DEV.)	STANDART SAPMA (USD)(STD.DEV.)	TREYNOR RATIO (ÖDÜL RISK ORANI)
Mean	-0.041572	-0.063691	0.022119	0.423286
Median	-0.025599	-0.048287	0.022688	0.393882
Maximum	0.163678	0.149320	0.022688	1.292542
Minimum	-0.674261	-0.696949	0.013953	-0.897310
Std. Dev.	0.140779	0.141321	0.002165	0.480935
Skewness	-3.045.412	-3.008.153	-3.478.028	-0.137876
Kurtosis	14.91050	14.75992	13.10637	3.516168
Jarque-Bera	223.6977	218.1144	188.1567	0.428087
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.807313
Sum	-1.247.167	-1.910.740	0.663574	12.69857
Sum Sq. Dev.	0.574743	0.579181	0.000136	6.707670
Observations	30	30	30	30

## EK-2. COVID 19 Döneminde Kazanan/Kaybeden Şirketlerin Diğer Lojistik Regresyon Dağılım Grafikleri



## EK-2. COVID 19 Döneminde Kazanan/Kaybeden Şirketlerin Diğer Lojistik Regresyon Dağılım Grafikleri (Devamı)





# Modelling an Artificial Financial Market: Agent Based Approach<sup>1</sup>

Hidayet BEYHAN<sup>2</sup>, Burç ÜLENGİN<sup>3</sup>

**Makale Gönderim Tarihi:** 29 Aralık 2020

**Makale Kabul Tarihi:** 20 Ocak 2021

## Abstract

A primitive agent-based artificial financial market is created based on the Genoa market model introduced by Raberto et al., (2001). We aim to replicate the stylized fact of financial asset returns to assure validity of model. Agents are endowed with prespecified cash and assets amount. Agents based simulation is run under different scenarios and results are examined. Agents differ when trading as being noise trader or an agent using technical trading. The model was able to replicate leptokurtic shape of probability density function, absence of autocorrelation and volatility clustering.

**Key words:** Artificial Financial Market, Agent Based Model, Heterogenous Agents

**JEL Classification:** C63, G1, G20, G11, D31

## Yapay Finansal Market Modelleme: Ajan Temelli Yaklaşım

## Öz

Raberto ve diğerleri (2001) tarafından sunulan Genoa piyasa modeline dayanarak, ilkel bir ajan tabanlı yapay finansal piyasa yaratılmıştır. Modelin geçerliliğini sağlamak için finansal varlık getirilerinin

<sup>1</sup> Konferans Bilgileri: 4th Economic Research And Financial Markets Congress With International Participation Beyhan, H. and Ülengin, B., 2020. Modelling An Artificial Financial Market: Agent Based Approach. In: October 15-16-17. IERFM, p.72.

<sup>2</sup> Araş. Gör., İstanbul Teknik Üniversitesi, Orcid: 0000-0002-0219-7076, beyhan17@itu.edu.tr

<sup>3</sup> Prof. Dr., İstanbul Teknik Üniversitesi, Orcid: 0000-0001-5276-8861, ulenginbur@itu.edu.tr

“stylized fact” olgusunu tekrarlamayı hedefliyoruz. Ajanlara önceden belirlenmiş nakit ve varlık tutarı atanır. Ajan tabanlı simülasyon farklı senaryolar altında yapılarak sonuçlar incelendi. Ajanlar, alım satım yaparken gürültücü yatırımcı veya teknik indikatörleri kullanan bir ajan olarak farklılık gösterir. Model olasılık yoğunluk fonksiyonunun leptokurtik şekli, getirilerin otokorelasyon yokluğu ve uçuculuk kümelenmesi özelliklerini tekrarlamıştır.

**Anahtar kelimeler:** Yapay Finansal Piyasa, Ajan Temelli Model, Heterojen Ajanlar

**JEL Sınıflandırılması:** C63, G1, G20, G11, D31

## 1. Introduction

The idea of representative agents with rational expectation has been challenged by findings that cannot be explained with these assumptions. In this sense, alternative approaches have been suggested to overcome with these limitations and to propose a model that can mimic real market findings. The representing agents with rational expectations is shifted to boundedly rational agents with heterogenous expectations.

As it is investigated, it is not easy to explain some financial time series features, the so-called stylized facts, with paradigm of homogenous agents and rational expectations. Besides, agents have heterogeneous beliefs and behavioural rules, and it may change over time because of social interaction and evolutionary selection (see Lux, 1995, Arthur et al., 1997b, and Brock and Hommes, 1998). In this regard, alternative approaches are to be considered such as agent-based and behavioural economics. Jean-Claude Trichet, the former ECB president, writes “We need to deal better with heterogeneity across agents and the interaction among those heterogeneous agents” (Dieci, 2017).

This study focuses on Agent Based Models (ABM) with its applications in finance, its aim is to model an artificial financial market resulted from the interaction of heterogeneous investors with different behavioural rules, such as fundamental and technical trading rules. As a first model of this study, a primitive agent-based artificial financial market is created based on the Genoa market model introduced by Raberto et al., (2001). In this model, heterogenous agents trade one single asset and asset price formation is based realistic trading mechanism. Agents are endowed with cash and assets, agents make buy and sell decisions



based on their trading tool with constraint of available resources. The decision is not totally random since it depends on clustering of agents and previous periods volatility. The model was able to replicate some the stylized fact of financial asset returns namely leptokurtic shape of probability density function and volatility clustering.

Satisfying the stylized facts serves as a benchmark for ABM models as assures the success of the model. If ABMs show common stylized facts, they can be used to get insights of the real market through experiments. These models make it possible to understand the forces that drive trader behaviour and the market dynamics, especially when it is hard to find analytical solutions mathematically (LeBaron, 2001).

There are several ABM studies that exhibit the stylized facts observed in the market (Brooks, 1996; Levy and Solomon, 1996; Arthur et al., 1997; Lux and Marchesi, 2000; LeBaron, 2001; Farmer and Joshi, 2002; Iori, 2002; LiCalzi and Pellizzari, 2003; Cincotti et al., 2005; Alfi, 2009; Martinez-Jaramillo and Tsang, 2009; Lux and Alfarano, 2016; He and Li, 2017). Although an agent-based financial markets have great advantages when modelling markets, it has been criticized for its complexity (calibration problem) and its requirement for numerous parameters (Winker and Gilli, 2001; LeBaron, 2003; LeBaron, 2006).

This study has three main contribution to the agent-based financial market modelling literature: (1) we have re-implemented Genoa market model (Raberto et al., 2001) and we present similar results; (2) we have diversified agent types and equipped agents with realistic technical trader tools for decision making and a similar extension was applied by Llacay and Peffer (2018) to Farmer and Joshi (2002) market model; (3) we have analysed wealth dynamics of agent types and questioned if intelligent traders outperform noise traders.

This study is structured as five parts, the literature review is given in the second part, the model description and model parameters setting are given in the third part, simulation results are given in fourth part and the study is concluded in the last part.

## **2. Literature Review**

Financial Markets are institutions where financial securities, commodities and other assets are exchanged. Some well-known financial markets could be categorized as stock market, commodity markets, bond markets, derivatives market, and foreign exchange markets.

Financial data reveal some common properties which are not in line with Efficient Market Hypothesis (EMH). These statistical properties are called "stylized facts" (Dacorogna, 2001). These stylized facts are independent of time and considered important for evaluating ABMs since they are taken as benchmark. Certain stylized facts commonly observed in financial markets and referred in literature are as follows:

- Absence of linear autocorrelation (in foreign exchange market by Hsieh (1989), in Sterling market by Brooks (1996)).
- Heavy tails (fat tails)
- Volatility clustering (Mandelbort 1963; Engle 1982; Bollerslev, 1986))
- Volume/volatility correlation
- Aggregational Gaussianity

Under EMH, these stylized facts are supposed not to emerge. In this regard, alternative approaches for modelling financial markets was inevitable. LeBaron (2001) puts forward the necessity of computational tools for understanding and exploring financial markets since analytical models have limitations in modelling. Hence, ABMs have been an essential tool in describing trading patterns in financial markets (Farmer and Foley, 2009). They gave birth to simulation programs that emulate real market. This is a growing area. A review of ABMs and its simulations in financial markets could be found in LeBaron (2001), LeBaron (2006), Samanidou (2007) and Cristelli et al. (2011).

There are number agent-based financial market models mentioned in introduction part. These models differ with those choice of design, and benchmark and validation.

Developing an ABM requires an appropriate design. Four main design elements are market mechanism, trading strategies, traded assets and trader types. LeBaron (2001) provides a good review about the choices of ABM design.

Market mechanism is an important part of ABMs. In the literature, it is handled in four ways. First way is about determining prices that result from excess supply and demand (Martinez-Jaramillo and Tsang, 2009; Cont and Bouchaud, 2000; and Chen and Yeh, 2001). Some advantages of this method are tractability, speed and allowance the market to be in disequilibrium. On the other hand, it is sensitive to

changes in parameters. Secondly, an equilibrium price could be found in the market (Levy et al., 1994; Arthur et al., 1997). This has the advantage of being easy in generating demand function for agents. The third approach to market mechanism is about modelling actual market trading system. According to LeBaron (2001), this method is suitable for high-frequency world. However, applying this model requires a good knowledge of market structure. The last method is about figuring out a continuous double auction mechanism with limit orders and other real market features. This very method is widely used in literature (Cliff and Bruten, 1997; Iori and Chiarella, 2002; Roberto and Cincotti, 2005).

Agent trading strategy is another crucial part of building a financial market model (LeBaron, 2001). Trading strategies of agents in an ABM ranges from budget constraint zero intelligence agents (Arthur, 1991; Gode and Sunder, 2004) to intelligent agents (Cliff, 1997; Lux and Schornstein, 2005; LeBaron, 2002). Llacay and Peffer (2018) used agents with real market trading strategies.

Forecasting future price is part of decision making for intelligent agents who use evolutionary techniques such as genetic programming, genetic algorithms, artificial neural network, and learning classifier system. Agents can change their forecasting strategy as they adapt to new market conditions. Studies using learning agents with evolutionary techniques include Amilon (2008), Arthur et al. (1997) and Chen and Yeh (2001).

Agents can be allowed to have a certain *objective function* used in decision making process. This objective function can be of two types: implicit and explicit. *Implicit* objective function is indirectly incorporated into decision making process while in *explicit* objective function, agent's performance is evaluated directly via a utility function (Chen and Yeh, 2001; Arthur et al., 1994)

In social learning, agents observe other agents' trades in the market and can change their strategy (LeBaron, 2006; Lux, 1998; Alfarano et al., 2005). For instance, Hott (2009) shows that herding behaviour is the reason for price bubbles in the market.

Choosing for traded assets in ABMs constitute another part of design. This can be in terms of number of assets, asset properties and asset types. In literature, ABMs with one risky asset and one risk-free asset are preferred most of the time (LeBaron, 2001). ABMs with multi-assets are

employed by Cincotti et al. (2005), Westerhoff, F. (2004), and Hommes and LeBaron (2018).

Time is another design issue since ABMs learn from previous information in the market. LeBaron (2001) conduct experiments to explore the effect of different memory lengths on market prices. ABM trading is mostly synchronized by the designer (LeBaron, 2001). At each step, agents update their strategies. The choice can be between discrete-time or continuous-time trading. However, doing trading computation at each step is time costly.

Validation of an ABM is vital since it ensures the appropriateness of the model for capturing real financial markets. In the literature, this validity is obtained by the capacity of the model to reproduce the stylized facts witnessed in the market. The constituents of modelled market need to be well defined (LeBaron, 2001). Alternatively, real market parameters can be used as benchmark (Lux, 1998; Chen and Yeh, 2001; LeBaron, 2003). The reason why these studies prefer this parameterization is to avoid complexity and reaching tractability. Therefore, the minimal parameter selection is possible with experiment to get right value of parameters.

### 3. Artificial financial market

There are number of artificial financial stock markets and in this study Genoa Artificial Stock Market (Genoa ASM) is extended by adding new type traders called technical traders. Every simulation was run with two type traders and one of which is noise trader who randomly decide. Technical traders could be named by the indicator they use to trade. We employ two different commonly used indicator named Rate of Change (ROC) and Bollinger Bands (BOL).

#### 3.1. Extended Genoa artificial financial market

The market is consisting of  $N$  traders and  $i$  refers  $i^{th}$  trader. Simulation time evolves in discrete steps. A trader's amount of cash at time  $t$  is denotated as  $C_i(t)$  and the amount of assets trader owned is  $A_i(t)$ . The price of the stock at time  $t$  is denotated as  $p(t)$ . Every agent in market is assigned as noise or technical trader with a random process. Every agent is assigned to be noise or technical trader with a predetermined share of technical trader in market. There are two different market exercises, in both exercises there are noise traders and technical traders which are named by the tool they use to trade. In the

first exercise there are there are noise traders and rate of change (ROC) traders and in the second exercise, there are noise traders and Bollinger Bands (BOL) traders.

Noise trader has a buy probability of  $p_i$  and sell probability of  $(1 - p_i)$  while technical traders are to be buyer or seller based on the indicator used so it is not a random process. The  $p_i$  is set to 0.5 for agents called noise for each step of simulation.

ROC is final indicator used in this study and its calculation is simple:

$$\text{Price ROC} = \frac{B-A}{A} \cdot 100 \quad (1)$$

where B is current price and A is price at previous time. If ROC value is positive, agents take long positions and if it is negative, they take short position.

BOL-traders takes 14-day moving average of asset price and calculates upper and lower bands by adding and subtracting two standard deviations from moving average, respectively. Formally,

$$\text{BOLU} = \text{MOV}(\text{AssetPrice}, 14) + 2 \cdot \sigma_{\text{AssetPrice}} \quad (2)$$

$$\text{BOLD} = \text{MOV}(\text{AssetPrice}, 14) - 2 \cdot \sigma_{\text{AssetPrice}} \quad (3)$$

where:

BOLU=Upper Bollinger Band

BOLD=Lower Bollinger Band

MOV=Moving Average

If asset price is higher than upper Bollinger band, agent takes short position while agent takes long position if asset price is lower than lower Bollinger band. If none of these conditions satisfies, there is no trade.

Suppose  $i^{th}$  trader is seller at time  $t+1$  and the quantity it offers to sell is  $a_i^s$ , which is a random fraction of assets owned at time step  $t+1$ . Formally,  $a_i^s = [r_i A_i(t)]$  where  $r_i$  is a randomly generated number from a uniform distribution in the interval  $[0, 1]$  and  $[w]$  denotes the truncated part of  $w$ .

Sell limit price is stipulated as  $s_i = p(t) / N_i(\mu, \sigma_i)$  to assure that sell orders are not executed at prices below the limit price.  $N_i(\mu, \sigma_i)$  is a

random draw from a Gaussian distribution with average  $\mu = 1.01$  and standard deviation  $\sigma_i$ .

The  $\sigma_i$  is proportional to historical volatility  $\sigma(T_i)$  of the price  $p(t)$  with the equation  $\sigma_i = k \sigma(T_i)$  where  $k$  is a constant and  $\sigma(T_i)$  is standard deviation of price log-returns. Raberto et al. (2001) found that optimal values as  $k = 3.5$  and time window  $T_i = 20$ . Setting a link between limit orders and volatility helps to catch a realistic aspect of trading behaviour: the higher volatility the more uncertainty.

The amount of buy and sell orders are symmetrical. If agent  $i$  is buyer at time  $t + 1$ , the amount of cash the agent employs to buy stock,  $C_i$ , is a random fraction of its available cash at time  $t$ ;  $C_i = r_i C_i(t)$ .

Buy limit orders are stipulated like sell orders,  $b_i = p(t) * (\mu, \sigma_i)$  to assure that buy orders are not executed at prices higher than the limit price.  $N_i(\mu, \sigma_i)$  is a random draw from a Gaussian distribution with average  $\mu = 1.01$  and standard deviation  $\sigma_i$ . Suppose  $i^{th}$  trader is buyer at time  $t+1$  and the quantity of assets ordered is  $a_i^b$ , which is a random fraction of assets owned at time step  $t+1$ . Formally,  $a_i^b = [c_i/b_i]$  where  $[w]$  is the integer part of  $w$ . It is to note that  $b_i$  can be higher than limit price and  $s_i$  could be lower than limit price since  $N_i(\mu, \sigma_i)$  is a random draw from a Gaussian distribution with average  $\mu = 1.01$  and standard deviation  $\sigma_i$ .

The price formation is set as intersection of supply and demand function. The computation of these functions at  $t + 1$  is as follows. Let limit price at  $t + 1$  is  $p$  and agents issue  $U$  sell order and  $V$  buy order. The pair  $(a_u^b, b_u)$  indicates, respectively, the quantity of stocks to buy and the associated limit price. The pair  $(a_v^s, b_v)$  indicates, respectively, the quantity of stocks to sell and the associated limit price. Thereby, the functions are defined as:

$$f_{t+1}(p) = \sum_{u|b_u \geq p} a_u^b \quad (4)$$

$$g_{t+1}(p) = \sum_{v|s_v \leq p} a_v^s \quad (5)$$

$f_{t+1}(p)$  represent the total amount of stock would buy at price  $p$  (demand function) and it is a decreasing step function of  $p$ . If  $p$  is greater than the maximum value of  $b_u$  then  $f_{t+1}(p) = 0$ . If  $p$  is lower than

the minimum value of  $b_u$  then  $f_{t+1}(p)$  is the sum of all stocks to buy. Conversely, supply function  $g_{t+1}(p)$  is an increasing step function of  $p$  and its properties are symmetric to  $f_{t+1}(p)$ .

The clearing price  $p^*$  is where supply and demand function intersect. The limit price for next step is  $p(t+1) = p^*$ . The aggregate amount  $f(p^*)$  is the number of stocks for which there is a demand at a limit price higher or equal than  $p^*$ . The aggregate amount  $g(p^*)$  is the number of stocks which is offered at a limit price lower or equal than  $p^*$ . Since same aggregate quantities can be executed the minimum of  $\{f_{t+1}(p), g_{t+1}(p)\}$  is to be trade volume at  $p^*$ . After execution, the cash and asset of agents are updated.

The clustering among agents is an aspect of behavioural finance, opinion propagation, based on study of Cont and Bouchaud (2000), is tool to model this aspect. All noise traders have an initial probability of placing a buy order of 0.5. This probability is updated with the function of clustering effect as below. At each step of simulation, pairs of traders are randomly chosen with probability of  $P_a$ , if a pair is chosen, they form a pair. Thereby, cluster of traders are progressively formed, grow in that way, and eventually merge. That means they all are either seller or buyer. At each time steps, a cluster could be activated with probability of  $P_c$  and inactivated with probability of  $1 - P_c$ . If a cluster is activated, all traders belonging to chosen cluster update their probability of either buy order to 1 or sell order 0. After order placed, the cluster is destroyed, and traders belong to the cluster update their probability of buy order of  $p_i$  to 0.5. Cont and Bouchaud (2000) gives that cluster size follows inverse power law distribution.

Agents total wealth is calculated as of agents at timestep  $t$  of market run, agent  $i$ 's wealth at time  $t$  is calculated as  $w_{it} = C_i(t) + A_i(t) * p(t)$ , where  $C_i(t)$  is agent's cash amount at time  $t$ ,  $A_i(t)$  is asset amount of agent  $i$  at time  $t$  and  $p(t)$  is asset price at time  $t$ . And the average wealth of agent types at the end of market simulation can be calculated as

$$\bar{w} = \frac{\sum_{i=1}^N w_{iT}}{N} \quad (6)$$

where  $T$  is simulation time,  $N$  is number of traders considered and  $w_{iT}$  is total the wealth of agent  $i$  at the end of trading period.

### 3.2. Simulation model

The simulation has market parameters and agent parameters to set before running the market. These parameters are initialized at the beginning of market run and may subject to change based on the market to replicate. Market initial parameters are given on **Table 1**.

**Table 1:** Market Parameters

<b>N</b>	Number of agents in the market
<b>timeSteps</b>	number of trading phases
<b>clusPairProb</b>	probability for an agent to pair with another agent to form clusters. Each agent can pair with any other agent during each timestep
<b>clusActivateProb</b>	at each time step a cluster is randomly chosen and activated with this probability
<b>globalBuyProb</b>	probability that an agent is a buyer during a time step in which being seller and buyer is equiprobable.
<b>sellMu</b>	expectation value for the price factor of a seller
<b>sellSigmaK</b>	standard deviation for the price factor of a seller
<b>buyMu</b>	expectation value for the price factor for a buyer
<b>buySigmaK</b>	standard deviation for the price factor of a buyer
<b>technicalFraction</b>	The population share of technical trader in market

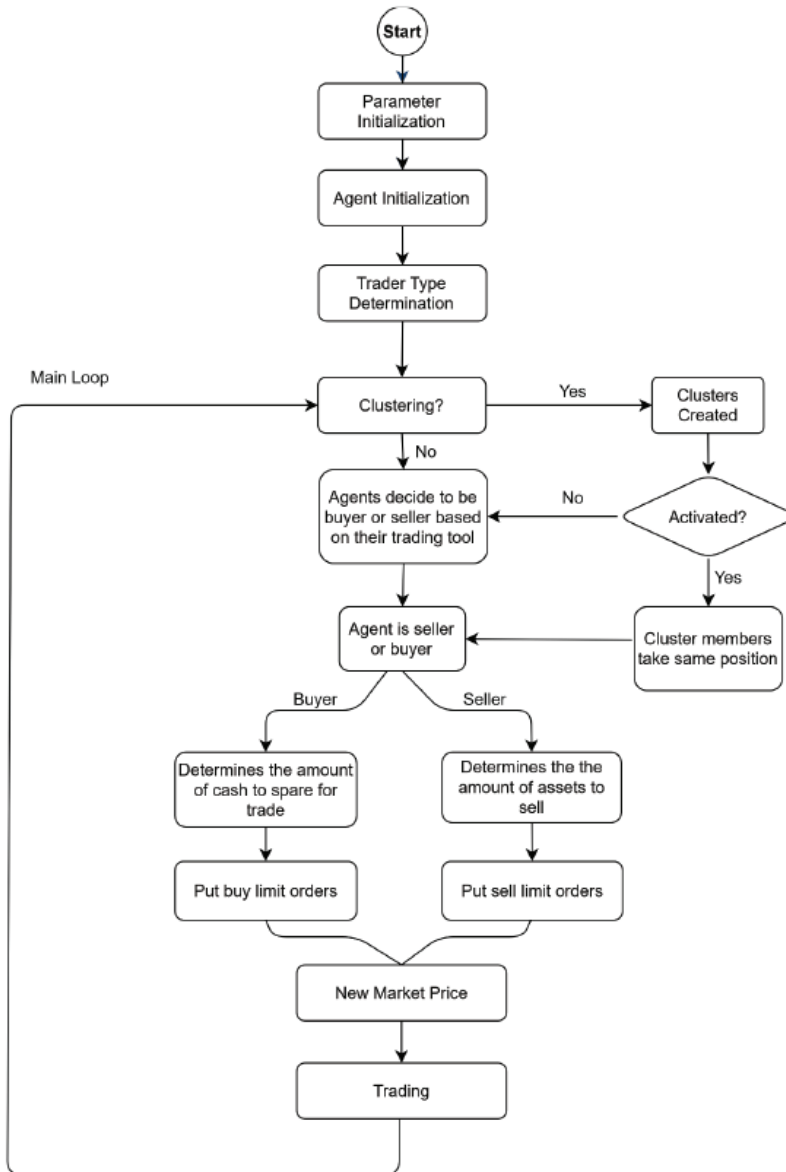
Agent parameters need to be initialized are given on **Table 2**.

**Table 2:** Agent Parameters

<b>cash</b>	the agent's amount of money
<b>assets</b>	the agent's number of assets
<b>buyProb</b>	probability that the agent is a buyer
<b>isBuyer</b>	indicates whether the agent is a seller
<b>isSeller</b>	indicates whether the agent is a buyer
<b>buyCash</b>	the amount of money a buyer is willing to pay for assets
<b>buyQuant</b>	the quantity of stocks a buyer wants to buy
<b>buyUpLimit</b>	determines the highest price a buyer is willing to pay for assets
<b>sellQuant</b>	holds the quantity of stocks a seller wants to sell
<b>sellLowLimit</b>	determines the lowest price a seller is willing to sell his assets
<b>cluster</b>	holds the index of the cluster which the agent is a member of
<b>type</b>	type of agent: noise or technical

The flow chart of code structure for market simulation is given at **Figure 1**.





**Figure 1:** Extended GASM Simulation Code Structure

#### 4. Simulation results

In this section, the results of simulation will be presented. The market is 3000-time steps long and the number of agents (N) is 300;  $P_a = 0.0002$ ;  $P_c = 0.1$ . The initial price of the stock has been 1\$ as standardized. Every trader is endowed with 1000 assets and 1000\$ cash.

For our simulation we have run two main simulation, each simulation was exercised under four different scenarios in terms of fraction of traders in the market. These two market simulations are noise traders and technical traders who is named by indicator they use to trade. The first simulation run is consisting of noise traders and rate of change (ROC) traders and the second one is noise traders and Bollinger Bands (BOL) traders.

In these two simulations, four scenarios were obtained: the base model pure noise with no technical traders (0%), technical trade fraction of 5% and technical trader fraction of 10 %, technical trader fraction of 15 %. Based on these scenarios, price formation, price volatility, return features and wealth distribution were analysed.

The simulation initial parameters for market are given in **Table 3**.

**Table 3: Market parameters initial values (Raberto et al., 2001)**

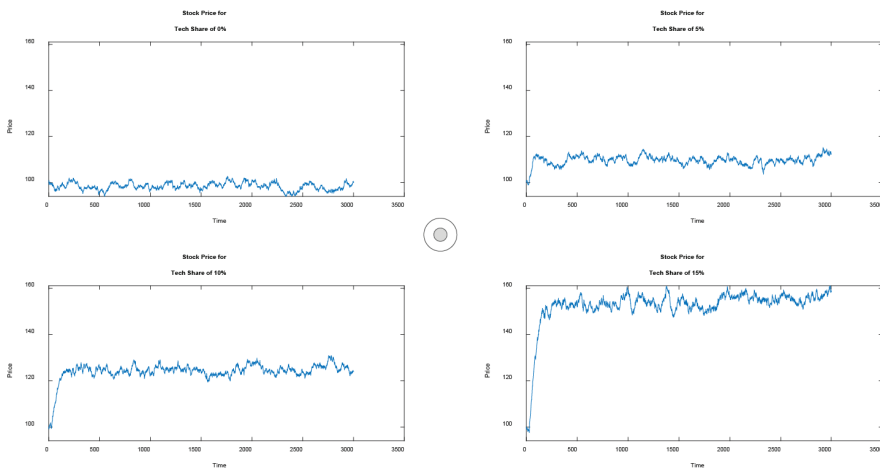
Market Parameters	Initial values
N	300
timeSteps	3000
clusPairProb	0.001
clusActivateProb	0.002
globalBuyProb	0.5
sellMu	1.01
sellSigmaK	3.5
buyMu	1.01
buySigmaK	3.5
technicalShare (%)	0, 5, 10, 15, 20

#### 4.1. Simulation exercise I: a market with noise traders and ROC-traders

In this setting, two type of agent is employed noise traders and traders using rate of change (ROC) indicator to trade. The market is set to have **300 agents** and **3000 timesteps**. Four different scenarios are applied in terms of population fraction of trader in the market. These scenarios are a market with 0%, 5%, 10% and 15% fraction of ROC-type traders. Every single setting has its own price features and wealth distribution. The main results from this simulation will be presented in the following part. Price features will be analysed as a first step.

##### 4.1.1. Asset price

The graph for price from four scenarios is given in **Figure 2**; and descriptive statistics in **Table 4**. The initial asset price is set to be 1\$, it is taken as 100\$ for ease of visualisation.



**Figure 2:** Asset prices under different population fraction of ROC-traders in the market. The price start-at value of 100 for each market settings scenario. Upper left panel: asset price under the pure noise trader. Upper right panel: asset price under the population fraction of 5% ROC-traders. Lower left panel: asset price under the population fraction of 10% ROC-traders. Lower right panel: asset price under the population fraction of 15% ROC-traders.

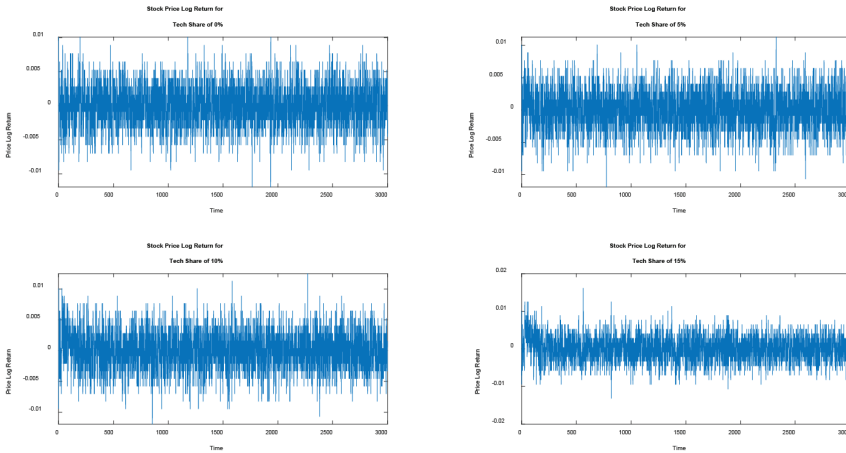
**Table 4:** Summary statistics for asset price emerged under markets settings with different population fraction of ROC-traders

	Population fraction of ROC-traders in the market			
	0%	5%	10%	15%
Mean	98.5	109.7	124.1	152.6
Median	98.4	109.9	124.5	154.0
Standard Deviation	1.6	2.1	3.8	8.3
Skewness	-0.2	-1.2	-3.8	-4.7
Kurtosis	2.7	7.2	23.1	27.9

The descriptive statistics of asset prices indicates the more ROC-trader in the market the more price volatility.

**4.1.2. Asset price returns**

Asset price returns from four different scenarios is given in **Figure 3** and descriptive statistics are given in **Table 5**.



**Figure 3:** Log returns of asset prices under different population fraction of ROC-traders in the market. Upper left panel: log returns under the pure noise trader. Upper right panel: log returns under the population fraction of 5% ROC-traders. Lower left panel: log returns under the population fraction of 10% ROC-traders. Lower right panel: log returns under the population fraction of 15% ROC-traders.

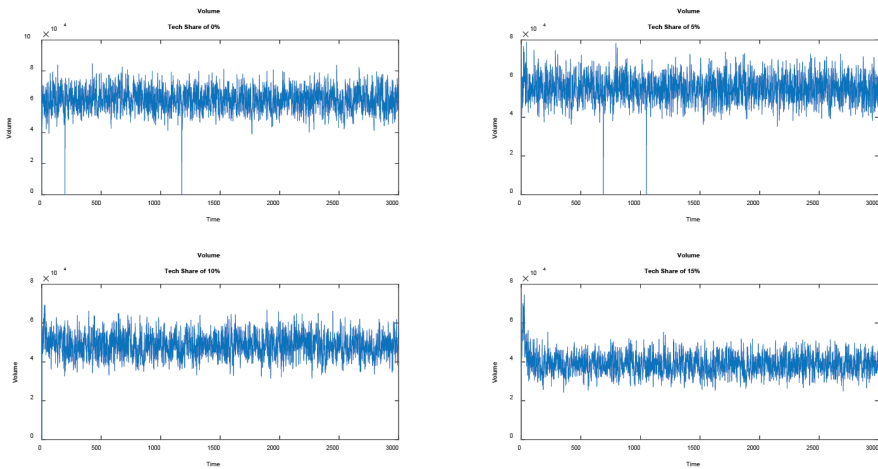
**Table 5:** Summary statistics for log returns of asset prices emerged under markets with different population fraction of ROC-traders

	Population fraction of ROC-traders in the market			
	0%	5%	10%	15%
Mean (%)	0.00	0.00	0.01	0.02
Median (%)	0.04	0.04	0.04	0.04
Standard Deviation (%)	0.32	0.33	0.34	0.36
Skewness	-0.01	-0.05	0.00	0.05
Kurtosis	2.96	2.88	2.90	2.93

As it is observed, the mean return of asset price is about zero which is a real financial asset return market. The statistics support the more ROC-trader the more volatile market.

#### 4.1.3. Volume

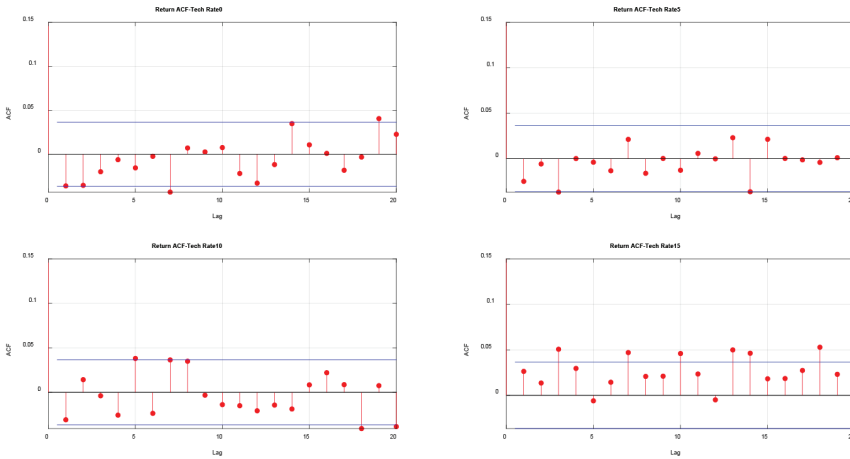
The traded volume through the four different scenarios is given in **Figure 4**.



**Figure 4:** The traded volume under different population fraction of ROC-traders in the market. Upper left panel: traded volume under the pure noise trader. Upper right panel: traded volume under the population fraction of 5% ROC-traders. Lower left panel: traded volume under the population fraction of 10% ROC-traders. Lower right panel: traded volume under the population fraction of 15% ROC-traders.

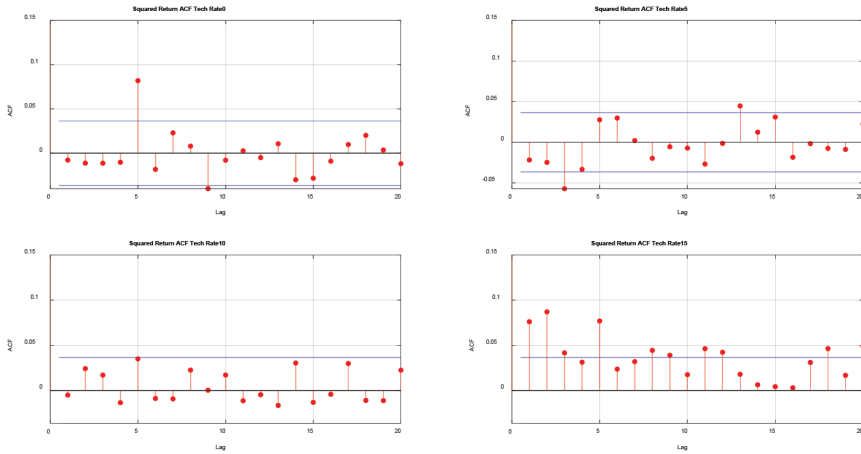
#### 4.1.4. Autocorrelations

Asset log returns have some stylized facts in real world market. These features are taken as threshold for artificial financial market since it could be use if only can replicate some of these stylised facts. In this regard, autocorrelation in returns will be tested by Ljung-Box approach for different lags and results are given in **Figure 5**.



**Figure 5:** The autocorrelation function (ACF) log returns under different population fraction of ROC-traders in the market. Upper left panel: ACF under the market with the pure noise trader. Upper right panel: ACF under the population fraction of 5% ROC-traders. Lower left panel: ACF under the population fraction of 10% ROC-traders. Lower right panel: ACF under the population fraction of 15% ROC-traders.

Absence of return autocorrelation is assumed to be a return stylized fact, however in our simulation setting that is not valid for all scenarios since increasing technical trader fraction may lead co-movements so the autocorrelation. Another stylized fact for asset returns is volatility clustering, in other words ARCH effect is to be tested. To test this, autocorrelation in squared returns is analysed and test results for this is given in **Figure 6**.



**Figure 6:** The autocorrelation function (ACF) squared returns under different population fraction of ROC-traders in the market. Upper left panel: ACF under the market with pure noise. Upper right panel: ACF under the population fraction of 5% ROC-traders. Lower left panel: ACF under the population fraction of 10% ROC-traders. Lower right panel: ACF under the population fraction of 15% ROC-traders.

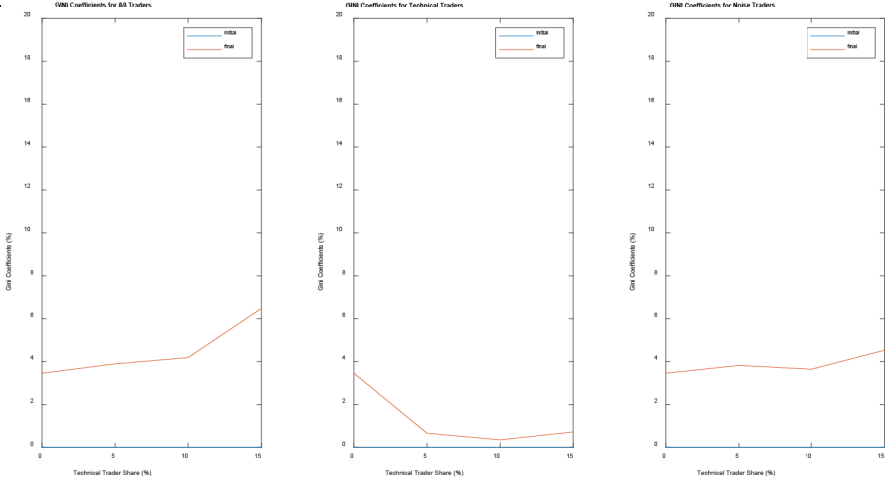
For most of scenarios, ARCH effect in squared returns is a replicated real market stylized fact.

#### 4.1.5. Wealth

One of the main goals of study in this part is to analyse the wealth of agent types throughout simulation. In this regard,  $i$ . agent's wealth at time  $t$  is calculated and averaged for whole simulation period for both agent type. The wealth distribution of noise trader and ROC-traders is compared.

The total wealth of an agent at timestep  $t$  is calculated as  $w_{it} = C_i(t) + A_i(t) * p(t)$ , where  $C_i(t)$  is agent's cash amount at time  $t$ ,  $A_i(t)$  is asset amount of agent  $i$  at time  $t$  and  $p(t)$  is asset price at time  $t$ .

Every trader has total wealth of 2000\$ at the beginning of simulation and throughout the trading period their wealth is change depending on their actions. To understand the wealth dynamics of trader types, Gini coefficient is calculated before and after market run. It is given in **Figure 7**.



**Figure 7:** The blue line indicates Gini coefficients before trading and the red line shows after trading. Left panel: Gini coefficients for four scenarios for all traders. Mid panel: Gini coefficients for four scenarios for ROC-traders. Right panel: Gini coefficients for four scenarios for noise traders.

Every single agent was endowed with equal wealth at the beginning of trade; therefore, their wealth has zero Gini coefficient. However, wealth has non-zero Gini coefficients after trading. **Table 6** is given to see if ROC-trader outperforms noise trader.

**Table 6:** The blue line and the red line in all panel states Gini coefficient of wealths at the beginning and at the end of market run, respectively. Left panel: all traders initial and final wealth's Gini coefficients for four scenarios. Mid panel: ROC-traders initial and final wealth's Gini coefficients for four scenarios. right panel: noise traders initial and final wealth's Gini coefficients for four scenarios.

	Population fraction of ROC-traders in the market							
	0%		5%		10%		15%	
	Noise	ROC	Noise	ROC	Noise	ROC	Noise	ROC
Initial Average Wealth (\$)	2000	-	2000	2000	2000	2000	2000	2000
Final Average Wealth (\$)	2021	-	2133	2322	2250	2569	2442	3066

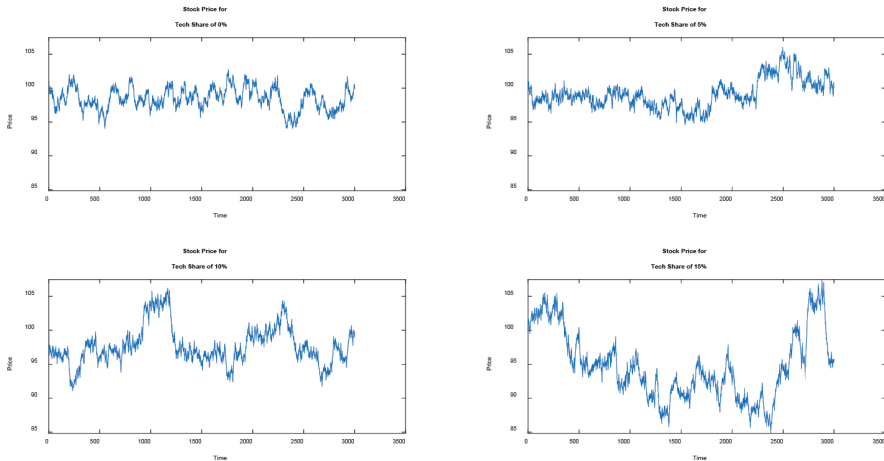
It is clear that both agent types are able to increase their wealth; however, ROC-traders outperforms noise traders.



#### 4.2. Simulation exercise II: a market with noise traders and BOL-traders

A market with noise traders and Bollinger Band (BOL)-traders is another simulated market for this study. The results of this setting are similar our first simulation run; therefore, they are summarized in **Figure 7** and **Table 7**.

**Figure 8:** Asset prices under different population fraction of BOL-traders in the market. The price start-at value of 100 for each market settings scenario. Upper left panel: asset price under the pure noise trader. Upper right panel: asset price under the population fraction of 5% BOL-traders. Lower left panel: asset price under the population fraction of 10% BOL-traders. Lower right panel: asset price under the population fraction of 15% BOL-traders.



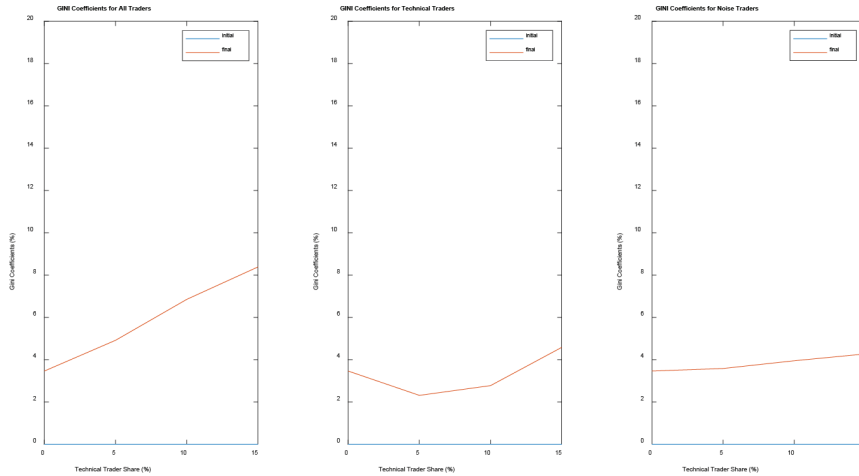
**Table 7:** Summary statistics for asset price emerged under markets settings with different population fraction of BOL-traders

	Population fraction of BOL-traders in the market			
	0%	5%	10%	15%
Mean	98.46	99.16	97.73	94.73
Median	98.43	98.87	97.15	94.09
Standard Deviation	1.60	2.10	2.80	4.97
Skewness	-0.17	0.63	0.73	0.52
Kurtosis	2.68	3.18	3.45	2.42

Asset price returns has shown similar pattern to our first run and they satisfy leptokurtic distirubiton, absence of autocorrelation and

autocorrelation in squared returns so the ARCH-effect. They are not given here for the sake of shortness.

However, since it is an extension, wealth distribution of agents are given in detail.



**Figure 9:** The blue line indicates Gini coefficients before trading and the red line shows after trading. Left panel: Gini coefficients for four scenarios for all traders. Mid panel: Gini coefficients for four scenarios for BOL-traders. Right panel: Gini coefficients for four scenarios for noise traders.

Every single agent was endowed with equal wealth at the beginning of trade; therefore, their wealth has zero Gini coefficient. However, wealth has non-zero Gini coefficients after trading. **Table 7** is given to see if BOL-trader outperforms noise trader.

**Table 7:** The blue line and the red line in all panel states Gini coefficient of wealths at the beginning and at the end of market run, respectively. Left panel: all traders initial and final wealth's Gini coefficients for four scenarios.

Mid panel: BOL-traders initial and final wealth's Gini coefficients for four scenarios. right panel: noise traders initial and final wealth's Gini coefficients for four scenarios.

	Population fraction of BOL-traders in the market							
	0%		5%		10%		15%	
	Noise	BOL	Noise	BOL	Noise	BOL	Noise	BOL
Initial Average Wealth (\$)	2000	-	2000	2000	2000	2000	2000	2000
Final Average Wealth (\$)	2001	-	1965	2735	1908	2758	1823	2450

It is clear that only BOL-traders are able to increase their wealth while noise traders have in a market, they compete with BOL-traders.

## 5. Conclusion

In this study, we have introduced an Agent-Based stock market model as an extension of Raberto et al., (2001) model. We have populated market with two types of traders and equipped them with real market technical trader strategies, namely, rate of chance (ROC) and Bollinger Bands (BOL). We have run our simulation under different scenarios of population fraction of technical traders. Llacay and Peffer (2018) did a similar extension to Farmer and Joshi (2002) market model and traders in their model applied real market trading strategies for their decisions.

Since the validity of financial markets is verified by stylized facts, we have tested well-known market features and we were able to replicate some stylized facts such as absence of autocorrelation and ARCH effect in returns, in other words, the volatility clustering. Validity of model is subject to the features Ponta et al. (2011) had multi-asset environment model as an extension of Genoa market model (Raberto et al., 2001). They have used Random Matrix Theory and compared it with S&P 500 index to validate their model.

Co-evolutionary Heterogenous Artificial Stock Market (CHASM) (Martinez-Jaramillo and Tsang, 2009) had there types of traders fundamentalists, chartists and noise traders. Iori and Chiarella (2002) introduce a double auction agent-based market with three types of agents: fundamental analysts, technical analysts, and noise traders. In our model, in addition to the base model, we have technical and noise traders. Therefore, we analyse wealth dynamics since we have two types of agent. We have compared Gini coefficients for agent wealth's as before and after trading. Besides, we have compared initial wealth of traders to their final wealth with question of whether technical trader outperform noise traders. Under our market settings, technical traders have better performance since they have higher rate of returns.

Our model, Martinez-Jaramillo and Tsang (2009) and Iori and Chiarella (2002) model has populated market with different types of traders under different market settings. These studies were able to replicate some real market features. Based on this validation, the model we presented can give valuable information about market mechanism

and wealth dynamics of market participants. The model also reveals that an agent-based market model with different type of traders works and it can be extended with more complex trading strategies and different initial wealth distributions.

## References

- Alfi, V., M. Cristelli, L. Pietronero, and A. Zaccaria** (2009), *Minimal agent based model for financial markets I: origin and self-organization of stylized fatcs*, *The European Physical Journal B*, 67(3), 385–397.
- Alfarano, S., Lux, T., & Wagner, F.** (2005). Estimation of agent-based models: the case of an asymmetric herding model. *Computational Economics*, 26(1), 19-49.
- Aloud, M., E. Tsang, and R. Olsen** (2012), *Modelling the FX market traders' behaviour: an agentbased approach, Chapter 15, in Simulation in Computational Finance and Economics: Tools and Emerging Applications*, edited by B. Alexandrova-Kabadjova, S. Martinez-Jaramillo, A. Garcia-Almanza, and E. Tsang, IGI Global, Hershey, Pennsylvania, 202-228.
- Amilon, H.** (2008). Estimation of an adaptive stock market model with heterogeneous agents. *Journal of Empirical Finance*, 15(2), 342-362.
- Arifovic, J.** (1994), *Genetic algorithm learning and the cobweb model*, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 18, 3–28
- Arifovic, J.** (2001), *Evolutionary dynamics of currency substitution*, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 25, 395–417.
- Arthur, W.** (1991), *Designing economic agents that act like human agents: a behavioral approach to bounded rationality*, *American Economic Review*, 81, 353–359.
- Arthur, W. B., J. H. Holland, B. LeBaron, R. Palmer, and P. Tayler** (1997), *Asset pricing under endogenous expectations in an artificial stock market, in The economy as an evolving, complex system II*, edited by W. Arthur, D. Lane, and S. Durlauf, pp. 15–44, Addison Wesley, Redwood City, CA
- Bachelier, L.** (1964), *Theory of speculation in the random character of stock market prices*, MIT Press, Cambridge.
- Bollerslev, T.** (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
- Bouchaud, J. P., & Cont, R.** (2000). Herd behaviour and aggregate fluctuations in financial market. *Macroeconomic Dynamics*, 2, 170-196.
- Brooks, C.** (1996), *Testing for non-linearity in daily sterling exchange rates*, *Applied Financial Economics*, 6(4), 307–317
- Chen, S. H., & Yeh, C. H.** (2001). Evolving traders and the business school with genetic programming: A new architecture of the agent-based artificial stock market. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25(3-4), 363-393.
- Chiarella, C., & Iori, G.** (2002). A simulation analysis of the microstructure of double auction markets\*. *Quantitative finance*, 2(5), 346-353.
- Cincotti, S., Focardi, S. M., Marchesi, M., & Raberto, M.** (2003). Who wins? Study of long-run trader survival in an artificial stock market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 324(1-2), 227-233.

- Cincotti, S., L. Ponta, and M. Raberto (2005)**, *A multi-assets artificial stock market with zerointelligence traders*, In WEHIA , Essex, United Kingdom
- Cliff, D., & Bruten, J. (1997)**. *More than zero intelligence needed for continuous double-auction trading*. Hewlett Packard Laboratories.
- Cowles, A. (1933)**, *Can stock market forecasters forecast?*, *Econometrica*, 1 (3), 309–324.
- Cristelli, M., Pietronero, L., & Zaccaria, A. (2011)**. Critical overview of agent-based models for economics. *arXiv preprint arXiv:1101.1847*.
- Dacorogna, M., R. Gençay, U. Müller, R. Olsen, and O. Pictet (2001)**, *An introduction to highfrequency finance*, Academic Press, San Diego.
- Ehrentreich, N. (2008)**. *Agent-Based Modeling: The Santa Fe Institute Artificial Stock Market Model Revisited*. Berlin/Heidelberg: Springer
- Engle, R. F. (1982)**. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.
- Fama, E. (1965)**, *The behavior of stock prices*, *Journal of Business*, 38, 34–105.
- Farmer, J. D., & Foley, D. (2009)**. The economy needs agent-based modelling. *Nature*, 460(7256), 685-686.
- Farmer, J., and S. Joshi (2002)**, *The price dynamics of common trading strategies*, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 49(2), 149–171
- Gençay, R., Dacorogna, M., Muller, U. A., Pictet, O., & Olsen, R. (2001)**. *An introduction to high-frequency finance*. Elsevier.
- Gode, D. K. & Sunder, S. (2004)**, 'Double auction dynamics: structural effects of non-binding price controls', *Journal of economic dynamics and control* 28, 1707–1731.
- Grossman, S., and J. Stiglitz (1980)**, *On the impossibility of informationally efficient markets*, *The American Economic Review*, 70(3), 393–408
- He, X., Li, Y., (2017)**, *The adaptiveness in stock markets: testing the stylized facts in the DAX 30*. *Journal of Evolutionary Economics* 27 (5), 1071–1094.
- Hommel, C., and LeBaron, B. (2018)**, *Handbook of Computational Economics*, Volume 4 Heterogeneous Agent Modeling.
- Hott, C. (2009)**. Herding behavior in asset markets. *Journal of Financial Stability*, 5(1), 35-56.
- Hsieh, D. A. (1989)**. Testing for nonlinear dependence in daily foreign exchange rates. *Journal of Business*, 339-368.
- Iori, G. (2002)**, *A microsimulation of traders activity in the stock market: the role of heterogeneity, agents interactions and trade frictions*, *J. Econ. Behav. Organ*, 49, 269–285
- Kononovicius, A., and V. Gontis (2012)**, *Agent based reasoning for the non-linear stochastic models of long-range memory*.
- LeBaron, B. (2001)**, *Evolution and time horizons in an agent-based stock market*, *Macroeconomic Dynamics*, 5, 225–254

- LeBaron, B. (2003).** Calibrating an agent-based financial market. Working paper, Graduate School of International Economics and Finance, Brandeis University.
- LeBaron, B. (2006),** *Agent-based computational finance*, in Handbook of Computational Economics, vol. 2, edited by L. Tesfatsion and K. L. Judd, 1 ed., chap. 24, pp. 1187–1233, Elsevier.
- Levy, M., Levy, H., & Solomon, S. (1994).** A microscopic model of the stock market: cycles, booms, and crashes. *Economics Letters*, 45(1), 103-111.
- Levy, M., and S. Solomon (1996),** *Dynamical explanation for the emergence of power law in a stock market model*, International Journal of Modern Physics C, 7, 65–72
- LiCalzi, M., and P. Pellizzari (2003),** *Fundamentalists clashing over the book: a study of order-driven stock markets*, Quantitative Finance, 3, 470–480
- Llacay, B., & Peffer, G. (2018),** Using realistic trading strategies in an agent-based stock market model. *Computational and Mathematical Organization Theory*, 24(3), 308-350.
- Lo, A. (1988),** *Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test*, Review of Financial Studies, 1 (1), 41–66.
- Lux, T., and M. Marchesi (2000),** *Volatility clustering in financial markets: a microsimulation of interacting agents*, International Journal of Theoretical and Applied Finance, 3, 675–702
- Lux, T., & Schornstein, S. (2005).** Genetic learning as an explanation of stylized facts of foreign exchange markets. *Journal of Mathematical Economics*, 41(1-2), 169-196.
- Lux, T., Alfarano, S., (2016).** *Financial power laws: empirical evidence, models, and mechanisms*. Chaos, Solitons and Fractals 88, 3–18.
- Mandelbrot, B. (1963).** New methods in statistical economics. *Journal of political economy*, 71(5), 421-440.
- Martinez-Jaramillo, S., and E. Tsang (2009),** *An heterogeneous, endogenous and co-evolutionary GP-based financial market*, IEEE Transactions on Evolutionary Computation, 13(1), 33–55.
- Ponta, L., Raberto, M., & Cincotti, S. (2011).** A multi-assets artificial stock market with zero-intelligence traders. *EPL (Europhysics Letters)*, 93(2), 28002.
- Poggio, T. and Lo, A. W. and LeBaron, B. and Chan, N. T. (2001),** *Agent-Based Models of Financial Markets: A Comparison with Experimental Markets*. MIT Sloan Working Paper No. 4195-01. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=290140> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.290140>
- Raberto, M., Cincotti, S., Focardi, S. and Marchesi, M. (2001).** Agent-based simulation of a financial market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 299(1-2), pp.319-327.
- Raberto, M., & Cincotti, S. (2005).** Modeling and simulation of a double auction artificial financial market. *Physica A: Statistical Mechanics and its applications*, 355(1), 34-45.
- Samanidou, E., Zschischang, E., Stauffer, D., & Lux, T. (2007).** Agent-based models of financial markets. *Reports on Progress in Physics*, 70(3), 409.

- Tirole, J. (1982)**, *On the possibility of speculation under rational expectations*, *Econometrica*, 50 (5), 1163–1181.
- Tsang, E., and S. Martinez-Jaramillo (2004)**, *Computational finance*, IEEE Computational Intelligence Society Newsletter, pp. 3–8.
- Westerhoff, F. H. (2004)**. Multiasset market dynamics. *Macroeconomic Dynamics*, 8(5), 596.
- Winker, P., & Gilli, M. (2001)**. *Indirect estimation of the parameters of agent based models of financial markets*. FAME International center for financial asset management and engineering.



# Türkiye’de Sektör Bilançolarının Ve Makroekonomik Göstergelerin Borç Dolarizasyonu Üzerindeki Etkisi<sup>1</sup>

Yücel AYRIÇAY<sup>2</sup> - Meltem KILIÇ<sup>3</sup>

**Makale Gönderim Tarihi:** 20 Aralık 2020

**Makale Kabul Tarihi:** 20 Ocak 2021

## Öz

Bu çalışmanın amacı, reel sektör bilançolarından elde edilen oranların ve makroekonomik göstergelerin borç dolarizasyonunu açıklayıp açıklamadığını incelemektir. Çalışmada, TCMB’in Sektör Bilançolarından elde edilen firmaya özgü değerler ve makroekonomik göstergeler kullanılmaktadır. Borç dolarizasyonu, sektörlerin yabancı para nakdi kredilerinin toplam nakdi kredilerine oranlaması ile hesaplanmaktadır. TCMB’nin Sektör Bilançolarının 2003-2016 yılları arasında yayınlanan değerleri ile elde edilen veriler panel veri analizi ile test edilmiştir. Yapılan ampirik analizler sonucunda firmaya özgü değerlerin ve makroekonomik göstergelerin reel sektörlerdeki borç dolarizasyon oranını açıkladığı tespit edilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Borç Dolarizasyonu, Makroekonomik Göstergeler, Panel Veri Analizi

**JEL Sınıflandırması:** E52, G1, C23

<sup>1</sup> Bu makale 15-17 Ekim 2020 tarihleri arasında Konya’da düzenlenen 4. Ekonomi Araştırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresinde sözlü bildiri olarak sunulmuş ve kongre bildiri kitabında özeti yayınlanmış bildirinin genişletilmiş halidir.

<sup>2</sup> Prof. Dr., Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü, yucelayricay@hotmail.com, Orcid ID: 0000-0001-5148-391X

<sup>3</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, İİBF, Uluslararası Ticaret ve Lojistik Bölümü, meltem.kilic@hotmail.com, Orcid ID: 0000-0001-8978-9076

## The Sector Balance Sheet And Macroeconomic Indicators Influence On Liability Dolarization In Turkey

### Abstract

The aim of this study is to examine whether the rates and macroeconomic indicators obtained from the balance sheets of real sector explain liability dollarization. In the study, company-specific values and macroeconomic indicators obtained from the CBRT's Sector Balance Sheets are used. Debt dollarization is calculated by the ratio of sectors' foreign currency cash loans to total cash loans. The data obtained with the values of the CBRT's Sector Balance Sheets published between 2003-2016 were tested by panel data analysis. As a result of empirical analysis, it has been determined that firm-specific values and macroeconomic indicators explain the debt dollarization rate in real sectors.

**Keywords:** Liability dollarization, Macroeconomic indicators, Panel data analysis.

**JEL Classification:** E52, G1, C23

### 1. Giriş

Dolarizasyon, 1990'lı yıllarda yaşanan ve tüm dünyayı etkileyen krizlerden sonra önemi artan ve daha sık kullanılan başlayan bir kavram haline gelmiştir. Özellikle küreselleşmenin hızlı bir şekilde yayılması ve bir ülkede yaşanan ekonomik krizin dünyanın birçok yerinde etkili olması dolarizasyon olgusunu benimsemiş olan ülkelerin sayısı arttırmıştır. Ülkeler, dolarizasyonun ekonomik krizlerin çözümünde bir yol olarak görmüş ve dolarizasyon gelişmesine yol açmıştır (Özen,2018:103). Bundan dolayı, literatürde birçok araştırmacı dolarizasyonu konusunu teorik ve ampirik açıdan incelemiştir. Yılmaz (2005) dolarizasyonu, herhangi bir yabancı para biriminin başka bir ülke tarafından kullanılması olarak ifade etmektedir. TÜRMÖB ise dolarizasyonu, bir ülkedeki yaşayan kişilerin ekonomide değişim aracı, hesap birimi ve değer birikimi olarak kullandıkları yerli paraların yerine yabancı para kullanılmasını dolarizasyon olarak tanımlamaktadır (TÜRMÖB, 2017:2).

Makroekonomik açıdan bakıldığında yüksek enflasyon, döviz kurunda ortaya çıkan oynaklıklar ve makro ekonomik politikalardaki belirsizlikler sonucunda dolarizasyon ortaya çıkmaktadır (Sever,2012:205).

Yaşanan ekonomik olaylara ve kişilerin ve firmaların isteklerine bağlı olarak dolarizasyon farklı şekillerde ortaya çıkmıştır. Bunlardan ilki, bir ülkenin kendi yerli parasını tamamen kullanmayıp, yabancı para birimini resmi para birimi olarak kabul etmesiyle ortaya çıkan tam dolarizasyondur. İkincisi, enflasyonun yüksek olduğu, belirsizliğin ve riskin ortaya çıktığı durumlarda değer kaybından sakınmak için finansal varlıkları ulusal para birimi yerine yerli para cinsinden satın alınmasıyla oluşan kısmi dolarizasyondur. Üçüncüsü ise kamu ve özel ekonomik birimlerin yabancı para cinsinden ve yüksek miktarda borçlarının bulunmasıyla oluşan borç dolarizasyondur. Birikim yapmak amacıyla yabancı para cinsinden varlıklara yapılan yatırımlar ise varlık ikamesi olarak tanımlanmaktadır. Varlık ikamesi ve borç dolarizasyonu tek bir çatı altında finansal dolarizasyon olarak ifade edilmektedir. (TÜRMOB, 2017:2). Aklan ve Nargeleçekenler (2010) finansal dolarizasyonun, sektör bilançolarının yabancı para cinsinden borçlardan ve varlıklardan oluştuğunu ifade etmektedir. Diğer bir ifadeyle, piyasa ve kurumsal başarısızlıkların yol açtığı yabancı para cinsinden borçlanma ve iktisadi birimlerin tasarruflarını enflasyonun ortaya çıkardığı risklere karşı korumak için yabancı para ve yabancı para cinsinden aktiflere yönelmeleri oluşturmaktadır (Aklan ve Nargeleçekenler, 2010:178).

Borç dolarizasyonu, temel sektör bilançolarının yabancı para cinsinden borçluluklarını ifade etmektedir. Özellikle gelişmekte olan ülkelerde hükümetler, bankalar ve şirketler finansal piyasalar ya da kurumsal başarısızlıklardan, yerli paranın gelecek değeri ile ilgili ortaya çıkan belirsizliklerden dolayı yabancı para cinsinden borçlanmaya gereksinim duyabilmektedirler (Incekara vd. 2017:17). Bu durum ise firmalarda ve bankalarda borç dolarizasyonun ortaya çıkmasına neden olmaktadır. Gelişmekte olan ülkelerin yabancı parayı tercih etmelerinin nedenlerinden biri enflasyon vergilerinden korunmak ve ülkedeki bazı işlemleri gerçekleştirmektir (Hekim, 2008:29).

Ülkelerin yaşadıkları yapısal problemler, yaşanan dönemsel dalgalanmalar ve ortaya çıkan riskler ile dolarizasyon arasında neden sonuç veya etki tepki ilişkisi vardır (TÜRMOB, 2017:1). Özellikle, döviz kurlarında gözlenen oynaklıklar, firmaların yabancı para pozisyonları reel sektör risklerinin ortaya çıkmasına neden olmuştur. Ortaya çıkan bu

riskler sektörlerdeki borç dolarizasyonu arttırmaktadır. Bununla birlikte borç dolarizasyonunu artıran birçok neden bulunmaktadır. Makroekonomik istikrarsızlık örneğin, yüksek ve oynak enflasyon, kurlardaki ani değişimler gibi nedenlerinde borç dolarizasyon oranını etkilediği görülmektedir. Ayrıca, firmaların finansal sistemlerinin yeterince iyi olması, yurtiçi tasarruflarının yetersiz olması, faiz risklerinin oluşması ve uzun vadeli finansman kısıtlamalarının bulunması borç dolarizasyonunu arttırmaktadır (İncekara, vd. 2017:19).

## 2. Literatür Taraması

Yabancı para cinsinden borçlanmasının mali tablo değerleri ve makro göstergeler üzerinden firmaların yatırımları üzerindeki etkisi ile ilgili yerli ve yabancı çalışmalar mevcuttur. Bu çalışmalar ile ilgili kronolojik sıraya göre yapılan literatür çalışmaları şu şekildedir.

Carranza vd. (2003) Peru'da 163 finansal olmayan firmanın 1994-2001 yılları arasındaki yabancı para cinsinden borcu olan firmaların yatırımları üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmalarının sonucunda reel döviz kurundaki değer kayıplarının yabancı para cinsinden borcu olan firmaların yatırım kararlarını olumsuz etkilediğine ulaşılmıştır.

Pratap vd. (2003) çalışmalarında Meksika'daki firma düzeyindeki verilerini kullanarak yaptıkları araştırmada devalüasyon dönemlerinde yabancı para ile yapılan borçların yatırımlara etkisini incelemiştir. Çalışmalarının sonucunda devalüasyonda yabancı para cinsinden borç tutmanın firmalarının kazançlarını ve yatırımlarını olumsuz etkilediğini tespit etmişlerdir.

Kesriyeli vd. (2005) çalışmalarında TCMB tarafından oluşturulan Sektör Bilançolarından finansal olmayan sektörlerin borç dolarizasyon nedenleri ve bilanço sonuçlarını incelemiştir. Çalışmalarının sonucunda borç dolarizasyonun yüksek olduğu sektörlerde reel döviz kurunun yatırımları ve karları daralttığını ortaya koymuştur. Enflasyonun finansal olmayan sektörlerdeki firmaların yatırımları, satışları ve karlılıkları üzerinde olumsuz etkisinin olduğuna ulaşılmıştır.

Gönenç vd. (2005) çalışmalarında 2000-2003 yılları arasında Türkiye'deki sanayi firmalarının bilanço döviz kuru riski ve reel döviz kuru hareketlerinin bir kombinasyonunun yatırım üzerindeki etkilerini incelemiştir. Negatif bir bilanço etkisine sahip olmanın TL'de değer kaybına neden olduğunun ve bunun firmaların yatırımlarını azalttığı tespit etmiştir.

Özmen ve Yalçın (2007) çalışmalarında yüksek ve ani döviz kuru artışlarının yabancı para cinsinden yükümlülükleri yüksek olan sektörlerde ekonomik daralma ve istikrarsızlığa neden olduğunu ifade etmektedirler.

Prasetyantoko (2007) çalışmasında 1994-2004 yıllarında Jakarta Menkul Kıymetler Borsası'nda listelenen 179 şirketin borç kompozisyonunun firma düzeyindeki yatırımlar üzerindeki rolünü ve yüksek döviz ya da kısa vadeli borcu olan firmaların finansal kriz sonrasında daha az yatırım yapıp yapmadığını araştırmıştır. Yabancı para cinsinden borcu fazla olan firmaların döviz kurları nedeniyle daha az yatırıma sahip olduklarını ifade etmiştir. Yabancı varlığı daha yüksek olan firmaların ihracat faaliyetinden kaynaklanabilecek daha az yabancı para borcu olduğuna ve çoğunluğu yabancı sahipliği olan firmaların daha az dolar borcu olduğuna ulaşmıştır.

Aklan ve Nargeleçeken (2010) çalışmalarında 1998-2007 yılları arasında imalat sanayi sektöründeki yabancı para cinsinden kredi borcu olan firmaların ulusal para değer kaybettiğinde yada kazandığında yatırımlar üzerinde ne gibi etkisinin olduğunu araştırmışlardır. Çalışmalarının sonucunda bilanço etkisinin geçerli olduğu tespit edilmiş. Ayrıca, ulusal paranın değer kazandığı yıllarda yabancı para cinden borcu bulunan sektörlerin yatırımlarının artırdığı tersi durumda ise yatırımların azaldığına ulaşmışlardır.

Alp (2013), 1996-2010 yılları arasında TCMB Sektör Bilançoları ve TCMB Risk Merkezi'nden elde edilen reel sektör firmalarının bilanço ve risk verilerini kullanarak imalat ve imalat dışı sektörlerin borç dolarizasyonunun firma düzeyi, makroekonomik belirleyicileri ve borç dolarizasyonunun bilanço etkilerinin yatırımlar üzerinde etkisinin incelemiştir. Araştırmasının sonucunda hem firmaya özgü değişkenleri hem de makroekonomik değişkenlerin reel sektör borç dolarizasyonunu açıklamakta anlamlı olduğunu tespit etmiştir.

Taşseven ve Çınar (2015) Türkiye'deki imalat ve imalat dışı sektörlerin 1996-2013 yılları arasındaki borç dolarizasyonunun belirleyicileri ve mali tablo değerleri üzerinden yatırımlara olan etkisini araştırmışlardır. Araştırmalarının sonucunda uzun dönemde yurtdışı satışlarının, madde duran varlıkların, kaldıraç oranının, kamu borçlanması, reel kurun ve enflasyon oranının borç dolarizasyonunu artırdığı tespit etmişlerdir. Ayrıca, firma büyüklüğünün ve piyasadaki dalgalanmaların borç dolarizasyonunu azalttığına ulaşmışlardır.

Alp ve Yalçın (2015) Türkiye’deki 1996-2010 dönemleri arasında TCMB Sektör Bilançolarından elde ettikleri borç dolarizasyon verilerinin büyüme performans üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Çalışmasının sonucunda firmaların ihracatlarını artırarak karşılaştıkları finansal kısıtları sınırlandırabilmekte ve büyüme performansını artırabilmekte olduğunu tespit etmişlerdir.

İncekara vd. (2017) Türkiye’deki 15 imalat sanayi alt sektörünün 1998-2013 yılları arasındaki borç dolarizasyon oranının net satış büyümesine etkisini araştırmışlardır. Araştırmalarının sonucunda, borç dolarizasyonu katsayısının %34’e kadar pozitif olduğu durumda satışlarda ve büyümede artış olduğu, borç dolarizasyonun %34-%85 arasında olduğu durumlarda net satış büyüme oranında azalma olduğu, %85’de büyük olduğu durumlarda ise net satışlardaki büyümede pozitif bir artış olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

### 3. Araştırmanın Amacı, Veri Seti Ve Modeli

Bu çalışmanın amacı, 2003-2016 yılları arasında TCMB yayınladığı Sektör Bilançolarından elde edilen firmalara özgü değerler ile makroekonomik göstergelerin borç dolarizasyonuna etkisini incelemektir. Çalışmada analizi yapılan sektörler 2015 yılında TCMB’nın yayınladığı Finansal İstikrar Raporundaki döviz riski yüksek olan sektörler belirlenmiştir. Bu çalışmada 16 sektörün döviz riskinin yüksek olduğuna ulaşılmış ve sektörlerden 11 tanesinin verileri kullanılmış, 5 sektörün ise 2003-2016 yılları arasındaki verilerine tam olarak ulaşılamamıştır. Analiz kapsamındaki sektörler Tablo 1’de gösterilmektedir.

**Tablo 1:** Analiz Kapsamındaki Firmalar

Sıra	Sektör	Sıra	Sektör
1	Tarım, Ormançılık ve Balıkçılık	7	Ulaşım
2	Madencilik ve Taş Ocakları	8	Konaklama ve Yiyecek Hizmetleri
3	İmalat	9	Holding Şirketlerinin Faaliyetleri
4	Elektrik, Gaz, Buhar ve İklimlendirme Üretimi ve Dağıtımı	10	Gayrimenkul Faaliyetleri
5	İnşaat	11	Sağlık
6	Toptan ve Perakende Ticaret		

Döviz riski yüksek olan bu 11 sektörün borç dolarizasyonu etkileyen değişkenleri belirlerken literatürde kullanılan makro ekonomik değişkenlerden enflasyon oranı, reel efektif kur ve VIX borsa oynaklığı ile mikro ekonomik değişkenler sektörlerin bilanço kalemlerinden elde edilen ihracat oranı, maddi duran varlık oranı, kaldıraç oranı ve sek-

tör büyüklüğü oranından yararlanılmıştır (Kesriyeli vd. (2005); Aklan ve Nargeleçeken (2010); Alp (2013); Taşseven ve Çınar (2015); Alp ve Yalçın (2015)).

Çalışmada kullanılan değişkenler Tablo 2’de gösterilmiştir.

**Tablo 2:** Araştırmada Kullanılan Değişkenler

Değişkenler	Değişkenlerin Hesaplanma Yöntemleri	Değişken Kısaltması	Kaynak
<b>Bağımlı Değişken</b>			
Borç Dolarizasyonu	YP Nakdi Kredi /Toplam Nakdi Kredi	BD	TCMB Sektör Bilançosu
<b>Bağımsız Değişken</b>			
Sektörlerin İhraç Göstergesi	Yurtdışı Satış /Net Satış	İHRAÇ	TCMB Sektör Bilançosu
Sektörlerin Maddi Duran Varlık Oranı	Maddi Duran Varlık/Toplam Aktif	MDV	TCMB Sektör Bilançosu
Sektörlerin Kaldıraç Oranı	Toplam Borç/Toplam Pasif	LEV	TCMB Sektör Bilançosu
Sektör Büyüklüğü	Toplam Aktif Logaritması	LAKTİF	TCMB Sektör Bilançosu
Enflasyon	Enflasyon (TÜFE) (2003=100)	LENF	TCMB EVDS
Reel Efektif Kur	Reel Efektif Kur (2003=100)	LREK	TCMB EVDS
VIX Endeksi	VIX Chicago Borsa Oynaklığı	VIX	BLOOMBERG

Borç dolarizasyonu oranı bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Bağımsız değişken; mikro değişken olarak sektörlerin ihraç göstergeleri, maddi duran varlık oranı, kaldıraç oranı ve sektör büyüklüğü; makro değişken olarak ise enflasyon, reel efektif kur ve VIX endeksi kullanılmıştır. Bu kapsamda kurulan model ise aşağıdaki gibidir.

$$BD_{it} = \alpha_0 + \beta_1 İHRAÇ_{it} + \beta_2 MDV_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 LAKTİF_{it} + \beta_5 LENF_{it} + \beta_6 LREK_{it} + \beta_7 VIX_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

#### 4. Araştırmanın Yöntemi ve Bulgular

Sektör bilanço oranları ve makro değişkenlerin borç dolarizasyonu üzerindeki etkisinin araştırmak için yapılan panel veri analizinde kullanılan yöntemler ve elde edilen bulgular şu şekildedir.

Çalışmanın bulguları elde edilirken ilk olarak serilerin tanımlayıcı istatistikleri incelenmiştir. Döviz kuru yüksek olan sektörlerin mali tablolarında elde edilen oranların kullanıldığı serilerin tanımlayıcı istatistikleri aşağıdaki gibidir.

**Tablo 3:** Tanımlayıcı İstatistikler

	BD	İHRAÇ	MDV	LEV	LAKTİF	LREK	LENF	VİX
Ortalama	0.4366	0.1294	0.33268	0.5525	17.1503	96.4557	178.201	18.8392
Standart Sapma	0.6537	0.1104	0.1851	0.1561	1.6343	5.2969	55.9857	6.9485
Maksimum	8.4677	0.3984	0.7580	0.7970	20.2430	104.370	280.8458	40.000
Minimum	0.2058	0.0000	0.0200	0.1420	12.6508	86.4600	100.008	11.560
Çarpıklık	10.8091	0.4681	0.1457	-0.7756	-0.7333	-0.3241	0.3206	1.8336
Basıklık	128.69	2.0613	2.2952	2.9377	3.2168	2.1016	1.9228	6.4648

Tanımlayıcı istatistikler sonucunda en yüksek ortalama sahip olan serisinin ENF serisi en düşük ortalamaya sahip olan serinin İHRAÇ serisi olduğuna ulaşılmıştır. Standart sapması en yüksek olan seri ENF olduğu tespit edilmiştir. Çarpıklığın ve basıklığın en yüksek olduğu serisinin BD olduğu belirlenmiştir.

Serilerin tanımlayıcı istatistikleri belirlendikten sonra bu serilerin durağan olup olmadıklarını test etmek için panel birim kök analizi kullanılmaktadır. Panel birim kök analizlerinden Levin-Lin-Chu kullanılmıştır. Levin-Lin-Chu birim kök analizi sonuçları Tablo 4’de özetlenmiştir.

**Tablo 4:** Levin-Lin-Chu Birim Kök Analizi Sonuçları

	LLC		LLC	
	Düzye Sabit		Birinci Fark Sabit	
	İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık
BD	-2.4722*	0.0067	-4.5070*	0.0000
İHRAÇ	-1.7516**	0.0399	-4.5789*	0.0000
MDV	-2.0086**	0.0223	-4.8120*	0.0000
LEV	-6.5837*	0.0000	-7.0170*	0.0000
LAKTİF	-2.1325**	0.0165	-4.9991*	0.0000
LREK	0.9027	0.8167	-4.6402*	0.0000
LENF	1.34228	0.9102	-8.4826*	0.0000
VİX	-7.3497*	0.0000	-10.5806*	0.0000

Not: \* ve \*\* sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tüm serilerin durağanlığını test etmek için yapılan birim kök testi sonucunda BD, İHRAÇ, MDV, LEV, LAKTİF ve VIX serilerinde düzeyde durağan oldukları yani I(0) oldukları tespit edilmiştir. LREK ve LENF serilerinin ise düzeyde durağan olmadığı ancak birinci farkı alındığında durağan hale geldiğine ulaşılmıştır. Diğer bir ifadeyle, LREK ve LENF serileri I(1)’dir.



Kurulan regresyon modeli için hangi panel veri regresyon tahmin yönteminin kullanılacağı belirlemek için Breush Pagan Lagrange Çarpanı (LM) testi, F testi ve Hausman testi yapılmaktadır.

Breush-Pagan (1980) tarafından geliştirilen LM testi bireysel heterojenliğin varlığını diğer bir ifadeyle havuzlanmış EKK modelinin mi yoksa rassal etki regresyon modelinin mi kullanılması gerektiğini belirlemek yapılmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2012:172). Bu test için kurulan hipotez;

$H_0$ : Birim etki varyansı sıfıra eşittir.

Şeklinde dir. Breush-Pagan LM testi hipotez sınaması sonuçları aşağıda özetlenmiştir.

**Tablo 5:** Breush -Pagan LM Testi Sonucu

	İstatistik	Olasılık Değeri
<b>Model 1</b>	3.44**	0.0319

Not: \*\*, %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Breush-Pagan LM testi sonucun sıfır hipotezi reddedilmiştir. Kurulan modelde birim etki varyansının sıfırdan farklı olduğu tespit edilmiştir. Diğer bir ifadeyle, kurulan model için rassal etki regresyon modelinin kullanılmasının daha uygun olduğuna ulaşılmıştır.

F testi, havuzlanmış EKK modelinin mi yoksa sabit etki modelinin mi geçerli olduğunu test etmek için kullanılmaktadır. Bu testte çalışmada kullanılan serilerin birimlere göre farklılık gösterip göstermediği test edilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2012:164). F testi hipotez sınaması aşağıdaki gibidir:

$H_0$ : Birim etkileri sıfıra eşittir. (Havuzlanmış EKK modeli uygundur.)

F testi hipotez sınaması dikkate alınarak yapılan test sonucu Tablo 6'da özetlenmiştir.

**Tablo 6:** F testi Sonucu

	F İstatistiği	Olasılık Değeri
<b>Model 1</b>	3.09*	0.0015

Not: \*, %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 6'da F testi sonucuna göre  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla modelde birim etkilerinin var olduğu ve sabit etki regresyon modelinin kullanılması gerektiğine ulaşılmıştır.

F testi ve Breush-Pagan LM testi sonuçları havuzlanmış EKK modelinin kurulan modeller için uygun bir regresyon modeli olmadığını göstermektedir. Rassal etki modelinin mi yoksa sabit etki modelinin mi kullanılacağına karar vermek için ise Hausman (1978) tarafından geliştirilen Hausman testi yapılmıştır.

Hausman testi ile birim etkilerin bağımsız değişkenlerle korelasyonlu olup olmadığını belirlenmektedir. Bu testin temel hipotezi aşağıdaki gibi sınanmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2012:180):

$H_0$ : Açıklayıcı Değişkenler ve birim etki arasında korelasyon yoktur. (Rassal etki modeli uygundur)

Hausman testi sonuçları Tablo 7'de gösterilmektedir.

**Tablo 7:** Hausman testi Sonucu

	Hausman İstatistiği	Olasılık Değeri
Model 1	24.80*	0.0008

Not: \*, %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Kurulan modelde rassal etki mi yoksa sabit etki mi uygun olduğunu belirlemek için yapılan Hausman testi sonucunda sabit etki modelinin kullanılması gerektiğine ulaşılmıştır. Kurulan  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Bu üç testin sonucunda borç dolarizasyonu etkileyen bilanço ve makro göstergeleri ile kurulan regresyon modelinde sabit etki modelinin kullanılması gerektiği ortaya konmuştur.

Sabit etki modeli bazı durumlarda bozulabilmektedir. Bu nedenlerden ilki koşullu ve koşulsuz varyans matrislerinin bazı durumlarda birbirine eşit olmamasıdır. İkinci nedeni ise bazı durumlarda koşulsuz varyans matrisinin sabit olmamasıdır. Bu gibi durumlarda modelde heteroskedastite ve otokorelasyon görülebilmektedir. Bazı durumlarda ise birimler arası korelasyon ile karşılaşılabilir (Yerdelen Tatoğlu, 2012:208). Bundan dolayı bazı varsayım testlerinin yapılması gerekmektedir.

Varsayım testlerinden ilki sabit etki modelinde birimlere göre heteroskedastiteyi test eden değiştirilmiş Wald testi yapılmıştır. Bu test sonuçları Tablo 8'de özetlenmiştir.

**Tablo 8:** Deęiştirilmiş Wald Testi Sonucu

	Ki-Kare	Olasılık Deęeri
<b>Deęiştirilmiş Wald Testi</b>	3306.45*	0.0000

Not: \*, %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Deęiştirilmiş Wald testi sonucuna göre varyans birimlere göre deęişmekte ve birimlere göre heteroskedasite olduęu tespit edilmiştir.

Sabit etki modelinde otokorelasyonun varlıęını sınamak için Bhargava, Franzini ve Narendranathan tarafından geliştirilen Durbin-Watson ve Baltagi-Wu tarafından geliştirilen yerel en iyi deęişmez (LBI) test istatistikleri kullanılmıştır. Sabit etki testi için kurulan modelde otokorelasyon sorunu olup olmadıęını test etmek için yapılan analiz sonuçları ařaęıda sunulmuştur.

**Tablo 9:** Otokorelasyon Testi Sonucu

	İstatistik Deęeri
<b>Modifiye Bhargava et.Al. Durbin Watson</b>	2.2101
<b>Baltagi-Wu LBI</b>	2.2344

Bhargava vd. tarafından geliştirilen Durbin-Watson ve Baltagi-Wu tarafından geliştirilen LBI testi sonuçlarına göre deęerin 2 olmadıęı tespit edilmiştir. Bu sonuç modelde otokorelasyon sorununun olduęunu göstermektedir.

Birimler arası Korelasyonun olup olmadıęını test etmek için Pesaran ve Friedman testleri kullanılmıştır. Bu iki testin sonucu Tablo 10'da özetlenmiştir.

**Tablo 10:** Birimler Arası Korelasyon Testi Sonucu

	İstatistik Deęeri	Olasılık Deęeri
<b>Pesaran</b>	6.169*	0.0000
<b>Friedman</b>	36.049*	0.0001

Not: \*, %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 10'daki hem Pesaran testi hem de Friedman testi sonucunda modelde birimler arası korelasyonun olduęu tespit edilmiştir.

Sabit etki modeli için yapılan varsayım testleri sonucunda modelde heteroskedasite, otokorelasyon ve birimler arası korelasyonun olduęuna ulařılmıştır. Bu sonuç kurulan modelin dirençli tahmin testleri

ile kurulması gerektiğini göstermektedir. Bu üç varsayımı da içeren test Parks-Kmenta dirençli tahminci testidir.

Park-Kmenta Dirençli tahmin sonuçları aşağıdaki özetlenmiştir.

**Tablo 11:** Parks-Kmenta Dirençli Tahminci Sonucu

	Katsayı	Standart Sapma	z	P İzl
İHRAÇ	0.4044*	0.0505	8.00	0.000
MDV	0.0057*	0.0011	4.91	0.002
LEV	0.1654*	0.0522	3.16	0.000
LAKTİF	0.0011*	0.0002	4.70	0.000
ΔLENF	0.0373*	0.0040	9.21	0.000
ΔLREK	0.6106*	0.03509	17.40	0.000
VIX	-0.0230*	0.0012	-18.00	0.000
SABİT	-0.2162**	0.1029	-2.10	0.036
Wald-chi2	1270.43			
Olasılık	0.0000			

Not: \* ve \*\* sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Parks-Kmenta dirençli tahminci sonuçlarına göre çalışmada kullanılan 11 sektörün TCMB sektör bilançolarından elde edilen firmaya özgü değişkenlerin ve Türkiye'nin makroekonomik göstergelerinin borç dolarizasyonu üzerinde etkisinin istatistiksel olarak anlamlı ve tutarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Firmaya özgü değişkenlerden ihraç göstergesi olan yurtdışı satışların net satışlara oranı borç dolarizasyon oranı olan yabancı para nakdi kredilerin toplam kredilere oranını %1 anlamlılık düzeyinde ve pozitif yönde etkilediğine ulaşılmıştır. İhraç oranının borç dolarizasyonuna etkisinin %40,44 olduğu tespit edilmiştir. Maddi duran varlık oranının borç dolarizasyonu üzerindeki etkisi istatistiksel olarak %1'de anlamlı ve pozitif yöndedir. Maddi duran varlık oranındaki 1 birimlik bir artış borç dolarizasyonunu 0.0057 oranında artırmaktadır. Kaldıraç oranının borç dolarizasyonuna etkisi pozitif yönde ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Kaldıraç oranındaki bir artış borç dolarizasyon oranını %16,54 oranında etkilemektedir. Firmaya özgü değişkenlerden sonucusu olan sektör büyüklüğünün borç dolarizasyonuna etkisi pozitif yönde ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Sektör büyüklüğünün bir birim artması borç dolarizasyonunu 0.0011 oranında artırdığı tespit edilmiştir.

Makroekonomik göstergelerin borç dolarizasyonu üzerindeki etkisinin belirlemek için yapılan dirençli tahminci sonuçlarına göre

Türkiye'nin enflasyon oranı sektörlerin borç dolarizasyon oranını istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif etkilediği tespit edilmiştir. Enflasyon oranındaki %1'lik bir artış borç dolarizasyonunu 0.0373 oranında arttırmaktadır. Reel efektif döviz kurunun borç dolarizasyonunu pozitif yönde ve %1 anlamlılık düzeyinde etkilemektedir. Reel efektif döviz kurundaki bir birimlik artış borç dolarizasyonunu 0.61,06 oranında arttırmaktadır. VIX oynaklık endeksinin ise borç dolarizasyonunu istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönde etkilediğine ulaşılmıştır. VIX oynaklık endeksindeki bir değişim borç dolarizasyonunun %2,30 oranında azaltmaktadır. Tüm değişkenlerin katsayıları incelendiğinde borç dolarizasyonunu en fazla etkileyen değişkenin reel efektif döviz kuru olduğu en az etkileyen sektör büyüklüğü olduğuna ulaşılmıştır.

## 5. Sonuç

Borç dolarizasyonu gelişmekte olan ülkeler firmalarının büyümesini sağlarken diğer taraftan firmaları ve ekonomileri riske açık hale getirmektedir. Özellikle yaşanan krizler ile birlikte reel kurdaki ani değişimler firmaların bilançolarını olumsuz yönde etkilemektedir.

Bu kapsamda, TCMB'nın yayınladığı Sektör Bilançolarından elde edilen ihrac oranı, maddi duran varlık oranı, kaldıraç oranı ve büyüme oranının ve enflasyon, reel döviz kuru, VIX oynaklık endeksinden oluşan makroekonomik göstergelerin borç dolarizasyonu üzerindeki etkisi 2003-2016 yılları için panel veri analizleri ile araştırılmıştır. Çalışmanın ampirik kısmında ile olarak serilerin durağanlığı birim kök analizi ile incelenmiştir. Birim kök analizi sonucunda reel efektif kur ve enflasyon haricinde diğer serilerin I(0) olduğu test edilmiştir. Bilanço ve makroekonomik göstergelerin etkisini belirlemek için panel veri regresyon analizi yapılmaktadır. Hangi regresyon analizinin kullanılacağına karar vermek için ise F testi, Breush-Pagan LM testi ve Hausman testi yapılmış ve sabit etki regresyon modelinin kullanılması gerektiğine karar verilmiştir. Daha sonra serilerde birimler arası korelasyon, otokorelasyon ve değişen varyans olduğu tespit edilmiş ve Parks-Kmenta dirençli tahminci testi yapılmıştır.

Dirençli tahminci sonuçlarında göre bilanço göstergelerinden elde edilen ihrac oranı, maddi duran varlık oranı, kaldıraç oranı ve sektör büyüklüğünün artmasının borç dolarizasyon artırdığına ulaşılmıştır. Makroekonomik göstergelerden enflasyon oranı ve reel döviz kurunun artması borç dolarizasyon oranını artırdığı, VIX oynaklık endeksinin yükselmesi ise borç dolarizasyon oranını azalttığı tespit edilmiştir.

Yurtdışı satışların net satışlara oranını gösteren ihraç oranının borç dolarizasyonunu artırması sektörün borçları ile elde ettikleri gelirlerin döviz kompozisyonu arasında bir uyumun olduğunu göstermektedir. Ayrıca, ihracat artıkça borç dolarizasyonunda artacağını gösteren bu sonuç sektördeki firmaların yaptıkları ihracatların ithal girdilere bağımlı olduğunu göstermektedir. Maddi duran varlık oranının artmasının borç dolarizasyonunu artırması asimetrik bilgi probleminin azalmasına ve sektörlerin yabancı para cinsinden borçlanmasını sağlamaktadır. Kaldıraç oranının borç dolarizasyonunu pozitif etkilemesi, sektördeki firmaların daha rahat bir şekilde yabancı para cinsinden borçlandığı göstermektedir. Sektör büyüklüğünün artması sektördeki firmaların uluslararası piyasalara girişini kolaylaştırdığından yabancı para cinsinde borçlanmasına yol açmış bu durum ise borç dolarizasyon oranını artırmıştır.

Makroekonomik göstergelerden enflasyon oranının artmasının borç dolarizasyonunu artırması sektörde Türk Parası ile borçlanmasının kısıtlandığını göstermektedir. Özellikle enflasyon yüksek ve dalgalı olduğunda sektörler yerli parada sürekli ayarlama yapmak zorunda oldukları için yabancı para birimi cinsinden anlaşmalar yapmaktadır. Bu durum ise borç dolarizasyonunun artmasına neden olmaktadır. Reel efektif kurun artması uluslararası ticarete yerli paranın rekabet gücünü düşürdüğünden ihracatı olumsuz etkileyebilmektedir. Bu durum ise yapılan ihracattan elde edilecek olan geliri azaltacağından dolayı borç dolarizasyonunu artırır. VIX oynaklık endeksindeki oynaklığın artması sektördeki firmaların uluslararası piyasalarda borçlanabilmeyi azalttığından borç dolarizasyonun oranını düşürmektedir.

Genel olarak döviz kuru yüksek olan sektörlerin firmaya özgü oranların ve makroekonomik göstergelerin sektörlerin borç dolarizasyonunu istatistiksel olarak anlamlı etkilediğine ulaşılmıştır. Diğer bir ifadeyle, sektörlerin finansal oranları ile makroekonomik göstergelerin borç dolarizasyonunu açıkladığı görülmektedir.

## Kaynakça

- Adanur Aklan, N. ve Nargeleçekenler, M. (2010). "Yükümlülük Dolarizasyonu ve Bilanço Etkisi: Türkiye Üzerine Bir Analiz", İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi, 43, s.177-204.
- Alp, B. (2013). Türkiye'deki Reel Sektör Firmalarında Borç Dolarizasyonu ve Reel Kur Değişimlerinin Bilanço Etkisi", Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Ankara.
- Alp, B. ve YALÇIN, C. (2015). "Türkiye'de Şirketlerin Borç Dolarizasyonu ve Büyüme Performansı", Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Çalışma Tebliği No:15/01. Ankara.
- Carranza, L.J., Cayo, J.M. and Galdon-Sanchez, J.E. (2013), "Exchange Rate Volatility and Economic Performance in Peru: A Firm Level Analysis", Working Paper No:12/03.
- Gönenç, H., Büyükkara, G., Z. ve Koyuncu, O. (2005), "Balance Sheet Exchange Rate Exposure Investment and Firm Value: Evidence From Turkish Firms" Central Bank Riview, <http://www.tcmb.gov.tr/research/cbreview/July03.1.pdf>, Erişim Tarihi:29.01.2020.
- Hekim, D. (2008). "Para İkamesi Histerisi: Türkiye Örneği", Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, İİBF Dergisi, 3(1), s.27-43.
- İncekara, A., Mutlugün, B. ve Aksöz, Y. H. (2017). "Borç Dolarizasyonunun Türk İmalat Sanayii Sektörü Büyümesi Üzerine Etkisi", İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi, 4(1), s.16-38.
- Kesriyeli, M. Özmen, E. ve Yiğit, S. (2005). "Corporate Sector Debt Composition and Exchange Rate Balance Sheet Effect in Turkey", Research and Monetary Policy Department Working Paper, No:05/16.
- Özen, A. E. (2018). "Dolarizasyon Olgusu: Teorik Bir İnceleme ve Türkiye Örneği", Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi, 3(1), s.101-113. DOI:10.30784/epfad.416391
- Özmen, E. ve Yalçın, C. (2007). "Küresel Finansal Riskler Karşısında Türkiye'de Reel Sektör Finansal Yapısı ve Borç Dolarizasyonu", Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü Çalışma Tebliği, No:07/06.
- Prasetyantoko, A. (2007) "Debt Composition and Balance Sheet Effect of Currency Crisis In Indonesia", MPRA Paper No.6501,
- Pratap, S., Lobato, I. and Somuano, A. (2003). "Debt Composition and Balance Sheet Effects of Exchange Rate Volatility in Mexico: A Firm Level Analysis", Emerging Markets Review, 4, p.450-471.
- Sever, E. (2012). "Türkiye'de Dolarizasyon Süreci ve Döviz Kuru Belirsizliği İlişkisi", Sosyo-Ekonomi Dergisi, 1, s.203-222.
- Taşseven, Ö. ve Çınar S. (2015). "Türkiye'de Borç Dolarizasyonunun Belirleyicileri ve Makroekonomik Göstergeler Üzerindeki Etkileri", Social Sciences Research Journal, 4(2), s.121-141.
- Tatoğlu, Yerdelen, F. (2012). *Panel Veri Ekonometrisi*, 1. Baskı, İstanbul: Beta Yayıncılık.
- Türkiye Serbest Muhasebeci Mali Müşavirler ve Yeminli Mali Müşavirler Odaları Birliği (TÜRMOB), (2017), Türkiye Ekonomisinde Dolarizasyon Raporu, TÜRMOB, s:1-12.





# Mülteci Kabulünde Dış Yardım Faktörü<sup>1</sup>

Müge MANGA<sup>2</sup> - Orhan CENGİZ<sup>3</sup>

**Makale Gönderim Tarihi:** 19 Aralık 2020

**Makale Kabul Tarihi:** 20 Ocak 2021

## ÖZ

21. yüzyılda dünyanın karşı karşıya kaldığı en önemli sorunların başında mülteci krizi gelmektedir. Özellikle 2010 yılında Ortadoğu'da yaşanan toplumsal hareketler sonucunda küresel göçün mülteci sorununa dönüştüğü görülmektedir. Bu çalışmada, 2018 yılı itibariyle en fazla mülteciye ev sahipliği yapan Türkiye, Pakistan, Uganda, Demokratik Kongo Cumhuriyeti, İran, Lübnan, Bangladeş, Etiyopya, Sudan ve Ürdün'de dış yardım ile mülteci kabulü arasındaki ilişkiyi ele alınmaktadır. 1990-2018 dönemi verileri kullanılarak yapılan analiz sonuçlarına göre bu ülkelerde dış yardım, ekonomik büyüme ve küreselleşme mülteci sayısını pozitif yönde etkilerken nüfus artışı mülteci sayısını negatif yönde etkilemektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Mülteci, Dış Yardım, Göç

**JEL Sınıflandırması:** F22, F35, O15

<sup>1</sup> Bu çalışma, 15-17 Ekim 2020 tarihleri arasında Konya'da düzenlenen Uluslararası Katılımlı Ekonomi Araştırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresi (IERFM)'nde özet bildiri olarak sunulan "Mülteci Kabulünde Dış Yardım Faktörü: Türkiye Örneği" başlıklı çalışmanın genişletilmiş halidir.

<sup>2</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Erzincan Binali Yıldırım Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat, e-mail: mboga@erzincan.edu.tr, GSM: 0533 591 89 86, Orcid ID: 0000-0003-2675-2182

<sup>3</sup> Öğr. Gör. Dr., Çukurova Üniversitesi, Pozantı Meslek Yüksekokulu, Muhasebe ve Vergi, e-mail: ocengiz@cu.edu.tr, GSM: 0535 315 85 19, ORCID ID: 0000-0002-1883-4754

## The Foreign Aid Factor In Acceptance Of Refugee

### Abstract

The refugee crisis is one of the most important problems facing the world in the 21st century. Especially in 2010, due to the Middle East's social movements, global migration has turned into a refugee problem. This study has examined the relationship between foreign aid and refugee acceptance in Turkey, Pakistan, Uganda, the Democratic Republic of Congo, Iran, Lebanon, Bangladesh, Ethiopia, Sudan, and Jordan, which most refugees hosted by the year 2018. According to the analysis results made using the data of the 1990-2018 period, foreign aid, economic growth, and globalization positively affect the number of refugees, while population growth negatively affects the the number of refugees in these countries.

**Keywords:** Refugee, Foreign Aid, Migration

**Jel Classification:** F22, F35, O15

### 1. Giriş

Son yirmi yılda, gelişmiş demokrasilerde hükümetler, özellikle gelişmekte olan ülkelerden gelen düşük vasıflı göçü azaltmak için tasarlanmış politikalar uygulamışlardır. Göçün başlıca itici güçlerinden biri, geçmişte söz konusu ülkeye giden eş, etnik grup, arkadaş ve ailenin yarattığı göç ağının varlığıdır. Bu "zincir göç" potansiyel göçmenlere yeni bir ülkeye taşınma ile ilgili maliyetleri ve riskleri azaltan bilgi ve sosyal destek sağlamaktadır. Dolayısıyla, gelecekteki göçün önemli göstergelerinden birisi, mevcut durumda ev sahibi ülkedeki göçmenlerin sayısıdır. Bu göçü engellemek isteyen politika yapıcılar, göç veren ülkeye yönelik dış yardım sağlama yoluna gitmektedir. Sınırdaki güvenlik önlemleri, yerel dil yeterlilikleri, vatandaşlık testleri ve beceri gereksinimleri gibi göçü kısıtlamaya yönelik önlemler kısmi olarak göçü azaltsa da göçmen akımını tamamen durduramamaktadır. Son yıllarda göçün durdurulamadığı durumlarda göçü önlemeye yönelik olarak göç veren ülkeye dış yardım yapılması yönünde bir politika aracının benimsendiği görülmektedir. Göç veren ülke dış yardım yoluyla ücretleri artırma, temel hizmetleri genişletme, eşitsizliği azaltma, sağlık ve eğitim hizmetlerini

iyileştirerek potansiyel göçün önüne geçmeye çalışmaktadır (Bermeo ve Leblang, 2015: 629-631).

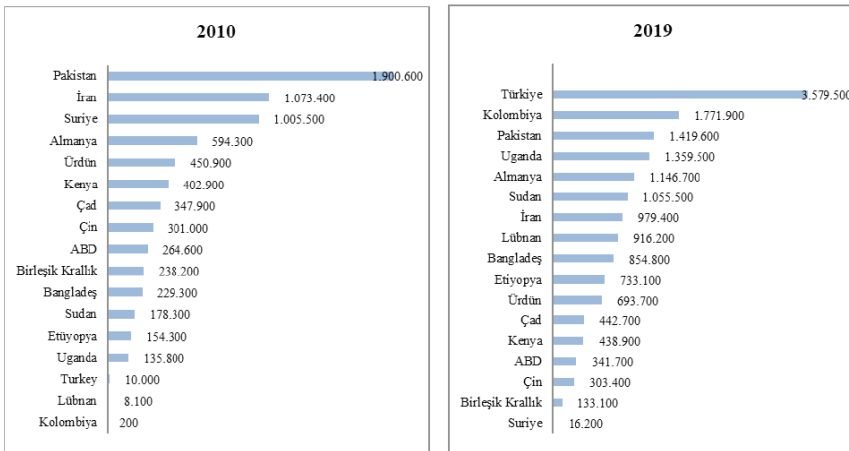
Dış yardım ve göç arasındaki bağlantı ampirik olarak yeterli derinliğe sahip olmamakla birlikte, literatürde dış yardımın göç hareketliliği üzerindeki etkisinin olumlu olduğuna dair fikir birliğinin söz konusu olduğu görülmektedir. Dış yardımın özellikle gelişmekte olan ülkelerde gelir ve bütçe kısıtı kanalıyla göçü etkilemesi beklenmektedir. Gelir kanalında, dış yardım harcanabilir geliri artırarak göçü azaltırken bütçe kısıtı kanalında ek servetin göç veren ülkelerde nüfusun önemli kısmı için göç maliyetlerini finanse etmesi beklenmektedir. Bu aktarım mekanizması, göçmen çıkışlarındaki yardım kaynaklı artışların tam tersine de yol açabilir. Bütçe kısıtlamalarının gevşetilmesinin göçü daha uygun hale getirebilme durumu da söz konusudur (Lanati ve Thiele, 2017). Dış yardımın gelir mekanizması yoluyla göçü zorlaştıran yönüne ilave olarak göç veren ülkedeki azaltılmış baskı yoluyla siyasi hakları ve göç hareketliliğini kontrol altına alacak sınır güvenliğini iyileştirilmesi beklenmektedir. Diğer taraftan bütçe kısıtıyla karşı karşıya kalan bireylere dış yardım birtakım fırsatlar sunmakta, bilgi ve becerilerinin iyileşmesini sağlayarak göçü teşvik edici koşulları da beraberinde getirmektedir. Eğitim, gelişmekte olan ülkelerdeki bireylerin göç tercihlerini koşullandıran önemli bir faktör olduğundan, dış yardım eğitim seviyesi yoluyla da göçü etkilemektedir. Eğitimli nüfus, özellikle kalkınma yardımı arttıkça, göç etmek için daha az mali teşvike sahip olmaktadır. Bununla birlikte, daha düşük eğitim seviyesine ve daha az yerel fırsata sahip bireyler, dış yardım kaynakları kendilerine uygun hale geldikçe, daha iyi iş arama sürecinden çıkma eğilimi göstermektedir. Dolayısıyla, gelişmekte olan ülkelerin düşük ve orta eğitimli kesimlerini hedefleyen yardım projeleri, bu kesimlere daha fazla ekonomik kaynak, yeni beceriler ve göç fırsatları hakkında bilgi sağladığı ölçüde göç etme eğilimini artırmaktadır (Gamso ve Yuldashev, 2017: 7).

Bahsedilen bu teorik yaklaşımlar göçün değişen yapısı karşısında farklı bir seyre bürünmüştür. Göçmen hareketliliğinden mülteci krizine dönüşen bireylerin hareketliliği yeni bir tartışmayı gündeme getirmiştir. AB ülkeleri Orta Doğu'da yaşanan mülteci akımı durdurmak için sınır güvenliğini artırarak mülteci girişini kontrol altına almaya çalışmıştır. Birleşmiş Milletler Mülteciler Yüksek Komiserliği (UNHCR)'nin raporuna göre mülteci sayısı 2010'da yaklaşık 10 milyondan 2019'un sonunda 20,4 milyona çıkmıştır. 2010 yılında en fazla mülteciye ev sahipliği yapan ilk on ülke Pakistan, İran, Suriye, Almanya, Ürdün, Kenya, Çad,

Çin, ABD ve Birleşik Krallık iken 2018 yılında benzer bu tablonun biraz değiştiği görülmektedir. 2018 yılında en fazla mülteci barındıran ülkeler Türkiye (3.7 milyon), Pakistan (1.4 milyon), Uganda (1.1 milyon), Sudan (1 milyon), Almanya (1.063 milyon), İran (979.400), Lübnan (949.700), Bangladeş (906.600), Etiyopya (903.200) ve Ürdün (715.300)'dür (UNHCR, 2018). 2019 yılında en fazla mülteci barındıran ülkeler ise Türkiye, Kolombiya, Pakistan, Uganda, Almanya, Sudan, İran, Lübnan, Bangladeş ve Etiyopya olmuştur. 2019 yılında tıpkı 2010 yılında olduğu gibi yerinden edilen insanların beşte üçüne on ülke ev sahipliği yapmıştır. Ancak, sadece Pakistan, Almanya ve İran, her iki dönemde mültecilere ev sahipliği yapan ülke konumundadır. Coğrafi yakınlık, mülteciler için önemli bir faktör olmaktadır. Söz konusu dönemde mültecilerin dörtte üçünden daha fazlası kendi ülkelerine yakın ülkelere yönelmiştir (UNHCR, 2019).

Suriye, 2014'ten itibaren mülteci gönderen ana ülke olmuştur. 2019'un sonunda 6,6 milyon Suriyeli mülteci dünya çapında 126 ülkeye dağılmıştır. Bu mültecilerin büyük çoğunluğu (% 83'ü) komşu ülkelere/bölgelere akmıştır. Türkiye, en fazla sayıda Suriyeli mülteciye (3,6 milyon) ev sahipliği yapmaya devam ederken, onu Lübnan (910,600), Ürdün (654,700), Irak (245,800) ve Mısır (129,200) takip etmektedir. Yakın bölgenin dışında Avrupa'da ise Almanya (572,800) ve İsveç (113,400) en fazla Suriyeli mülteci nüfusuna sahip ülke konumundadır.

**Şekil 1.** Yerinden Edilen İnsanların Gittiği Ülkeler

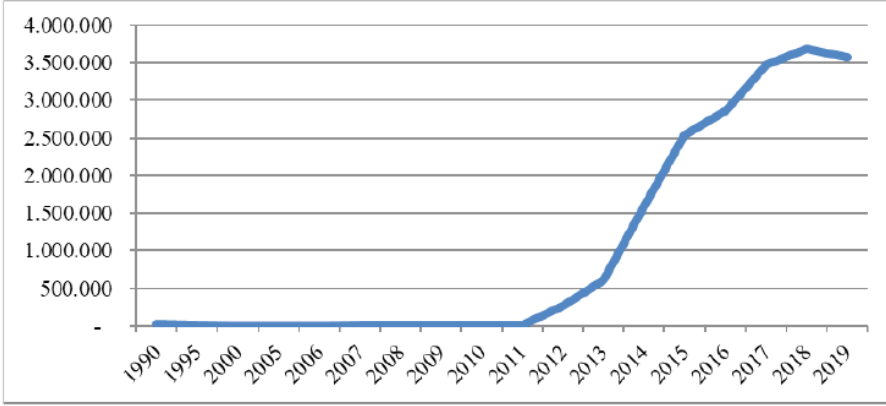


Panel (a)

Panel (b)

Mülteci konumundaki bireylerin, 2010 yılı itibariyle gittikleri ülkeler Şekil 1'in Panel (a) kısmında gösterilmektedir. Görüldüğü gibi Pakistan (1.900.600), İran (1.073.400) ve Suriye (1.005.500) en çok gidilen ülke olurken, Suriye 2010'lu yıllardan sonra yaşanan mülteci krizinin merkezi konumundaki ülke olmuştur. 2019 yılında, Türkiye en fazla mülteciye ev sahipliği yapmakla birlikte, gelen insanların çok büyük bir bölümünü Suriyeli mülteciler oluşturmuştur. Bu açıdan ele alındığında Türkiye'ye yönelik mülteci akımlarına ayrı bir parantez açılması gerekmektedir.

**Şekil 2.** Türkiye'deki Mülteci Sayısı



**Kaynak:** World Bank (2020)

Jeopolitik koşullar nedeniyle Avrupa'da artan mülteci sayısı ekonomik ve siyasal etkiler kadar fiziksel, mental, sosyal ve sağlık problemleri yaratma potansiyeli açısından tartışılan bir durum haline gelmiştir (Schilling vd., 2017: 295).

Son dönemde özellikle Suriye'de meydana gelen krizle beraber, Türkiye yoğun mülteci akımıyla karşı karşıya kalmıştır (Yıldız, 2019: 699). Bu doğrultuda, AB ülkeleri kendilerine yönelen göç dalgalarını Türkiye'ye çekmek ve ağırlıklı olarak Suriye tarafından kendilerine yönelen mülteci akımını engellemek için Türkiye ile 18 Mart 2016'da anlaşma yapmıştır. Bu anlaşmaya göre (Idriz, 2018: 66; www.bbc.com):

- Türkiye'den Yunan adalarına geçen tüm yeni düzensiz göçmenler, masrafları AB tarafından karşılanmak suretiyle iade edilecek;

- BM kriterleri doğrultusunda, Yunan adalarından Türkiye'ye iade edilen her bir Suriyeli için Türkiye'den bir diğer Suriyeli AB'ye yerleştirilecek;
- Türk vatandaşlarına yönelik vize şartının en geç 2016 yılı Haziran ayı sonuna kadar kaldırılması amacıyla tüm üye devletlerle vize serbestleştirme yol haritasının uygulanmasını hızlandırmak;
- Mart ayının sonundan önce projenin ilk ayağının finansmanını sağlamak için başlangıçta tahsis edilen 3 milyar avronun ödemesini hızlandırmak. Ayrıca kaynaklar tamamen kullanılma aşamasına geldiğinde ve yükümlülükler yerine getirildiğinde 2018 sonuna kadar AB tarafından ilave 3 milyar avroluk fonun devreye sokulması;
- Türkiye ile AB ilişkilerin yeniden canlandırılması hedeflenmiştir.

Görüldüğü gibi mülteci kabul etmeyen AB ülkeleri, Türkiye'ye yönelen mültecilerin orada kalması için maddi finansal yardım başta olmak üzere vize muafiyeti, AB üyeliğinde bazı ilerlemelerin kaydedilmesi gibi taahhütlerle yeni politikalar üretmeye çalışmıştır. Bu açıdan donör ülke (yardım yapan) konumundaki AB'nin mülteci girişlerini engellemek için dış yardım gibi araçları yürürlüğe koyması, Türkiye açısından mülteci kabulünde dış yardımın etkili bir unsur olup olmadığı sorusunu gündeme getirmektedir.

Bununla birlikte Türkiye'nin en fazla mülteciye ev sahipliği yapan ülke konumunda olmasına rağmen mülteci sayısı ile dış yardım arasındaki ilişkinin sağlıklı bir şekilde analiz edilebilmesi için mülteci kabul eden diğer ülkelerin de koşulları dikkate alınması gerektiği düşünülmektedir. Bu amaçla Birleşmiş Milletler Mülteciler Yüksek Komiserliği (UNHCR)'nin 2018 yılı raporuna göre en fazla mülteci barındıran on ülkede<sup>4</sup> (Türkiye, Pakistan, Uganda, Demokratik Kongo Cumhuriyeti, İran, Lübnan, Bangladeş, Etiyopya, Sudan ve Ürdün) dış yardım-mülteci akımı arasındaki ilişki farklı bir perspektiften ele alınarak dış yardımların mülteci kabulüne etkisi araştırılmıştır.

<sup>4</sup> 2018 yılı raporuna göre Almanya ilk on ülke arasında olmasına rağmen yardım alan ülke konumunda olmaması nedeniyle on birinci sırada yer alan Demokratik Kongo Cumhuriyeti analize dâhil edilmiştir.

Çalışmada ilk olarak dış yardımın göçmen akımı üzerindeki etkisini ele alan yaklaşımlar açıklanmıştır. Çalışmanın ikinci bölümünde ilgili yazında yapılan ampirik çalışmaların sonuçları özetlenerek, sonraki bölümde, model, veri ve yöntemin detayları ele alınmıştır. Dördüncü bölümünde ampirik bulgulara yer verilen çalışmanın son bölümünde ise elde edilen sonuçlar politika önerileriyle tartışılmaktadır.

## 2. Ampirik Literatür

Göç ile ilgili ampirik literatürde yer alan çalışmaların kapsamı göz önüne alındığında, ağırlıklı olarak toplam yardımların göçmen akımına etkisini inceleyen çalışmaların varlığının yanında, farklı yardım türleri ile göçmenlerin eğitim durumlarını ele alan çalışmaların da söz konusu olduğu görülmektedir. Aşağıda ilgili alanda yapılan çalışmaların bazılarının ulaştığı bulgulara yer verilmektedir.

Berthelemy vd. (2009), gelişmekte olan, yükselen ve geçiş ekonomilerini kapsayan 187 göç veren ülke ile göç alan 22 OECD ülkesini içeren araştırmasında, dış yardım ile göç arasında 7,348 ABD doları (PPP 2000 yılı fiyatlarıyla) eşik değerinde ikame ilişkisi olduğunu ortaya koymuştur. Çalışmaya göre, bu eşik değerinin altındaki ülkelerde ise dış yardım ile göç arasında değiş-tokuş (trade-off) ilişkisi söz konusu olmaktadır.

Azam ve Berlinschi (2009) çalışmasında, 1995-2005 dönemi verileri kullanılarak Kalkınma Yardım Komitesi (DAC) üyesi ülkeler için yaptıkları tahminde, dış yardım ile göç arasında değiş-tokuş olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Ugarte ve Verardi (2010), dış yardım-göçmen akımı arasındaki ilişkiyi daha farklı perspektiften ele alarak vasıflı ve vasıfsız göçmenler üzerindeki etkisini incelemiştir. Analiz sonuçları, dış yardımın vasıfsız göçmenden ziyade vasıflı göçmen akımı üzerinde etkili olduğunu göstermektedir. Vasıflı göçmenler açısından dış yardım, işlem ve bilgi maliyetini azaltma, okullaşma oranının dağılımını iyileştirme ve likidite kısıtlamalarını azaltma gibi mekanizmalarla vasıflı göçü teşvik etmektedir.

Bermeo ve Leblang (2015) çalışmasında, 1993-2008 dönemi verileri kullanılarak; donör ülkenin göçmen veren ülkelerde kalkınmayı sağlayarak yardım yapan ülkeye göçün önüne geçilebileceğini ve hâlihazırda yardım yapan ülkede bulunan göçmenlerin anavatanlarına daha fazla yardım yapılması için lobi faaliyetlerinde bulunduğu şeklindeki birbirini tamamlayan hipotezler test edilmiştir. 22 OECD (donör) ülkesi ve 150'den fazla yardım alan ülkeden oluşan veri seti kullanılarak

elde edilen tahmin sonuçları, yardım alan ülkelerden gelerek donör ülkede yaşayan göçmen sayıları ile donör ülkeden göç veren ülkeye yardım arasında güçlü ve pozitif bir ilişki olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan göç alan ülkeler, göç veren ülkelere yönelik yardım politikaları yoluyla kendilerine yönelik göçün itici faktörlerini azaltmak istemektedir.

Lanati ve Thiele (2017), 28 donör ülke ve 136 yardım alan ülkeyi kapsayan örneklem için 1995-2014 dönemi verileri kullanılarak yaptıkları analizde toplam dış yardım ile göç oranları arasında negatif yönlü bir ilişkinin varlığını ortaya koyan bulgulara ulaşmışlardır. Ayrıca, bireysel dış yardım seviyesinde, yardımın göç üzerindeki (pozitif) ağ ve (olumsuz) gelir etkilerinin ortadan kalkma eğilimi söz konusudur. Bu da bir donörün yardımının diğer donörün göçmen oranlarına yayılan negatif etkisinin önemine işaret etmektedir. Dolayısıyla elde edilen bulgulardan çıkarılan genel sonuca göre zengin ülkelerdeki politika yapıcılarının dış yardımı göçmen akımını engellemede önemli bir araç olarak kullanabilmektedir. Fakat bunun için kolektif hareket edilmesi gerekmektedir.

Gamso ve Yuldashev (2017), dış yardımın farklı türlerinin göçmenler üzerindeki etkisini incelediği çalışmasında dikkat çekici sonuçlara ulaşmıştır. 1985-2010 dönemini kapsayan zaman periyodunda 101 düşük ve orta gelirli ülkeler üzerine yapılan analizin bulgularına göre, yönetim yardımı (devlete, sivil topluma ve sivil toplum kuruluşlarına yapılan yardım) göçü azaltırken ekonomik ve sosyal yardımlar göç üzerinde herhangi belirleyici bir etkiye sahip değildir. Bu sonuçlar, yönetim yardımının eğitimsiz bireyleri göç etmeye zorlayan itici faktörleri azalttığını göstermektedir. Bu tür yardımların gelişmekte olan ülkelerde göçü azaltmasının nedeni, siyasi ve sosyal kurumlar üzerinde olumlu etkinin yaratılması, yolsuzluğun azaltılması, siyasal hakların artması, kamu ve sivil toplum gruplarına yönelik hizmetlerin iyileştirilmesidir. Ekonomik ve sosyal yardımların göç üzerinde etkili olmaması, yine kurumsal faktörler temelinde açıklanmaktadır. Kamu sektörünün verimsiz olması, hesap verilebilirlik ve şeffaflığın olmaması gelir seviyesi düşük bireyleri göçe yönlendiren itici faktörlerdir.

Gamso ve Yuldashev (2018) çalışmasında, yardım alan 103 ülkede 1995-2010 dönemi verileriyle kırsal ve kentsel alanlara yönelik yardımın buradaki göçmenler üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre kırsal kalkınmaya yönelik yardım ile göç oranları arasında negatif bir ilişki söz konusudur. Kırsal yardım, kamu sektörü ve diğer alanlarda yarattığı olumlu dışsallık nedeniyle göçü caydırmakta-



dır. Buna karşılık, kentsel kalkınma yardımı ile göç arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

Menard ve Gary (2018), 22 Kalkınma Yardım Komitesi ülkesi ve 153 yardım alan ülkede 2000-2010 dönemini kapsayan veri setini kullanarak karşılıklı yardım, ticaret ve göçmen akımları arasındaki ilişkiyi ele aldıkları çalışmalarında, gelişmekte olan ülkelerle artan yardım ve ticaretin kısa vadede göçü kontrol altına almada başarısız olduğu sonucuna ulaşmıştır. Sonuç, göçmen gönderen ülkelerde kalkınmayı teşvik etmenin ve göçü kontrol altına almak için bu ülkelerle ekonomik işbirliğinin artırılması gerektiğini ileri süren yaklaşımlar ile farklılaşmaktadır.

Dreher vd. (2019), 141 ülkeden Kalkınma Yardım Komitesinin ülkelere yönelik mülteci akımının dış yardımlarla olan bağlantısını araştırmıştır. 1976-2013 dönemi verileri kullanılarak yapılan tahminde, yardımların kısa vadede mülteci çıkışları üzerinde güçlü bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Yalnızca on yıldan daha uzun süreli periyotta yardımın mülteci çıkışlarını azalttığı bulgusuna ulaşılmıştır. Kısa vadede yardım yapan ülkelerde artan mülteci girişleri, toplam yardımlar içerisinde insani yardımın payının yüksek olmasıyla beraber mülteci girişleri kısa ve orta vadede azalmaya başlamaktadır.

Clist ve Restelli (2020) çalışmasında İtalya'ya yönelik düzensiz göçlerin yardım politikalarıyla azalıp azalmadığını test edilmiştir. 2003-2016 periyoduna ait verilerle 147 göç veren ülke için yapılan tahmin sonuçları, dış yardımın düzensiz göçle birlikte düzenli göç üzerinde de anlamlı etkiye sahip olmadığını ortaya koymaktadır.

Murat (2020), 113 gelişmekte olan ülkeden 14 OECD ülkesine yapılan sığınma başvuruları ile karşılıklı yardım arasındaki ilişkiyi 1993-2013 periyodu verileriyle ele almıştır. Bulgular, yoksul ülkelere gelen sığınma başvurularının yardım seviyesiyle birlikte azaldığına işaret etmektedir. Dolayısıyla kısa ve uzun vadede sığınma başvuruları ile yardım negatif ilişkilidir. Ülke özelinde elde edilen bulgular, kişi başına geliri medyan seviyesinin altında olan ülkelere yapılan yardımlarda meydana gelen % 10'luk bir artışın, sığınma başvurularında ertesi yıl % 0,6'dan fazla ve uzun vadede % 3'lük azalmaya yol açtığını ortaya koymaktadır. Diğer taraftan daha az yoksul ülkelere gelen sığınma başvuruları ile ikili yardım arasındaki ilişki kısa vadede pozitif, orta vadede ise negatif yöndedir.

Ampirik çalışmaların genel kapsamı dikkate alındığında dış yardım faktörünün doğrudan göçmen akımları ile ilişkilendirildiğini söylemek mümkündür. Son yıllarda göçmen hareketliliğinin kapsamı dikkate alındığında klasik göç yaklaşımlarının dışına çıkılan gelişmeler yaşanmaktadır. AB, Mart 2016'da Türkiye ile yapılan anlaşma gereği mültecilerin Türkiye'ye gönderilmesi koşuluyla 6 milyar dolarlık finansal yardımla birlikte Türkiye vatandaşlarına yönelik AB'ye girişte vize kolaylığı gibi vaatlerde bulunmuştur. Dolayısıyla dış yardımın mülteci kabulüne olan etkisi farklı bir çerçeve haline gelmektedir. Bu amaçla dış yardım-göç ilişkisinin klasik bakış açısından farklı olarak dış yardımın ülkelerin mülteci kabulüne olan etkisi hâlihazırda 2019 yılı itibariyle en yüksek mülteci barındıran ülke konumundaki Türkiye özelinde incelenerek farklı bir bakış açısının geliştirilmesine kaynaklık edilmesi amaçlanmıştır.

### 3. Veri, Model ve Yöntem

Bu çalışmada, 2018 yılı itibariyle en fazla mülteciye ev sahipliği yapan ülkelerden olan Türkiye, Pakistan, Uganda, Demokratik Kongo Cumhuriyeti, İran, Lübnan, Bangladeş, Etiyopya, Sudan ve Ürdün için 1990-2018 yıllarındaki dış yardım ile mülteci kabulü arasındaki ilişki analiz edilmektedir. Ayrıca, kurulan modelde mülteci akımını etkilediği düşünülen önemli göstergelerden olan ekonomik büyüme, küreselleşme ve toplam nüfus göstergeleri de bağımsız değişken olarak yer almaktadır. Dreher vd. (2019) çalışmasını takiben oluşturulan modelin fonksiyonel gösterimi;

$$(MÜL_{it}) = f(FAID_{it}, GDP_{it}, KOF_{it}, POP_{it}) \quad (1)$$

şeklinde dir.

$$\ln(MÜL_{it}) = \beta_{i0} + \beta_{i1}\ln FAID_{it} + \beta_{i2}\ln GDP_{it} + \beta_{i3}\ln KOF_{it} + \beta_{i4}\ln POP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) nolu modelde yer alan  $\ln MÜL_{it}$ , mülteci sayısını,  $\ln FAID_{it}$ , dış yardımı,  $\ln GDP_{it}$ , 2010 yılı sabit fiyatları cinsinden reel GSYH'yi,  $\ln KOF_{it}$ , genel küreselleşme endeksini,  $\ln POP_{it}$ , toplam nüfusu ve son olarak  $\varepsilon_{it}$  ise hata terimini ifade etmektedir. Değişkenlerden, mülteci sayısı, toplam nüfus, dış yardım ve ekonomik büyüme verileri World Development Indicators (WDI) veri tabanından, küreselleşme endeksi ise Gygli vd. (2019) çalışmasından elde edilmiştir.

Yapılan analizin ilk aşamasında, panel grubunu oluşturan seriler arasındaki ekonomik, politik vb. alanlardaki bağımlılığın test edilmesi gerekmektedir. Bu çerçevede yapılan Pesaran (2004) tarafından önerilen CD testinden faydalanılmıştır. CD testi hesaplamasında, her birimin

kendisi dışında kalan tüm birimlerle otokorelasyonu ve N birim boyuttaki otokorelasyon sayısı ise  $N*(N-1)$  kadar hesaplanmaktadır (Tatoğlu, 2017: 105).

Denekli panel için CD testi;

$$D = \sqrt{\left(\frac{2T}{N(N-1)}\right) \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (\hat{\rho}_{ij} - 1)} \sim N(0,1) \quad (3)$$

denklemler ile hesaplanmaktadır. Ayrıca belirlenen kesitlerin kendilerine özgü dinamiklere sahipliğini gösteren eğim homojenitesinin sınanması amacıyla Swamy (1970) testinden faydalanılmıştır. Bu test için, kesitler arasında homojen bir ilişki olduğunu gösteren hipotez;

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N = \beta \quad (4)$$

şeklinde kurulmaktadır (Swamy, 1970: 320).

Panel grubunu oluşturan serilerin yatay kesit bağımlılığına sahip olması ve eğim heterojenliği özelliğini göstermesine bağlı olarak serilerin birim kök sınavında Pesaran (2007) tarafından ortaya atılan Yatay kesit Genişletilmiş Im, Pesaran ve Shin (Cross-Sectionally Augmented IPS-CIPS) testinden faydalanılmıştır. CIPS testi, Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF (Cross-Sectional Augmented Dickey-Fuller) testinden türetilmektedir. Ayrıca Pesaran (2007) tarafından her bir yatay kesite ait (ülkelere) birim kök test istatistiklerinin ortalaması alınarak panelin geneli için hesaplanan birim kök testlerinden Yatay kesit Genişletilmiş Im, Pesaran ve Shin (Cross-Sectionally Augmented IPS-CIPS) elde edilebilir. CADF istatistiğinin ortalaması olan CIPS;

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (5)$$

şeklinde elde edilir (Pesaran, 2007:276).

(Kritik değerler, Pesaran (2007) çalışmasından alınmaktadır.)

Yatay kesit bağımlılığına sahip ve eğim heterojenliği özelliği gösteren farklı düzeyde durağan olan seriler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkinin tespit edilmesinde ise Mallick vd. (2016), Magweva & Sibanda (2020) gibi çalışmaların yöntem kısımları takip edilerek Panel ARDL testinden faydalanılmıştır. Panel ARDL yöntemi, Pesaran vd. (1999) tarafından ortaya konulan, havuzlanmış grup tahmincisi (pooled mean grup-PMG) ve grup tahmincisi (mean grup-MG) gibi çeşitli tahmin-

çerçevesinde bir yöntemdir. Bu çerçevede; uzun dönem ilişkileri gösteren (1) nolu modelin panel ARDL denklemi;

$$\text{LnMÜL}_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} \text{Ln(MÜL)}_{it-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} \text{LnFAID}_{it-j} + \sum_{j=0}^k \varphi_{ij} \text{LnGDP}_{it-j} + \sum_{j=0}^l \gamma_{ij} \text{LnKOF}_{it-j} + \sum_{j=0}^m \theta_{ij} \text{LnPOP}_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

şeklinde yazılmaktadır. Burada yer alan  $i=1,2,3,\dots,N \rightarrow$  yatay kesit sayısını,  $t=1,2,3,\dots,T$  ise zaman boyutunu ifade etmektedir.

Ayrıca, Panel ARDL modelinin hata düzeltme formları ise,

$$\Delta(\text{MÜL})_{it} = \sum_{j=1}^{p-1} \beta'_{ij} \text{Ln(MÜL)}_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta'_{ij} \text{LnFAID}_{it-j} + \sum_{j=0}^{k-1} \varphi'_{ij} \text{LnGDP}_{it-j} + \sum_{j=0}^{l-1} \gamma'_{ij} \text{LnKOF}_{it-j} + \sum_{j=1}^{m-1} \theta'_{ij} \text{LnPOP}_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

şeklinde ifade edilebilir. Denklemlerde yer alan  $\beta'_{ij}$ , hata düzeltme katsayısını, değişkenlerin düzey değerlerindeki parametreler uzun dönem, birinci farkları üzerine konulan parametreler ise kısa dönem katsayıları ifade etmektedir (Nazlıoğlu, 2011: 74)

#### 4. Bulgular

Yapılan analizin ilk kısmında seriler için uygulanan yatay kesit bağımlılığı sınavı yönelik testin bulguları Tablo 1'de yer almaktadır.

**Tablo 1:** Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Bulguları

Değişkenler	CD-test	p-değeri	corr	abs(corr)
LnMÜL	9.74	0.000	0.270	0.440
LnFAID	11.50	0.000	0.318	0.511
LnGDP	22.56	0.000	0.625	0.736
LnKOF	34.35	0.000	0.951	0.951
LnPOP	35.74	0.000	0.989	0.989

Tablo 1'de yer alan bulgular, belirlenen değişkenler arasında yatay kesit bağımlılığının olmadığı yönündeki boş hipotezin reddedildiği, dolayısıyla kesitler arasında ekonomik, politik vb. yönden ilişkinin olduğu sonucunu doğrulamaktadır.

**Tablo 2:** Swamy Homojenlik Testi Bulguları

	LnMÜL	LnFAID	LnGDP	LnKOF	LnPOP
Test İstatistiği	724.95	1170.22	7598.84	848.64	6804.37
Olasılık Değeri	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Tablo 2'de tahmin sonuçları verilen Swamy eğim homojenliği test bulgularına göre ise serilerin her birinin kendi bireyselinde heterojen bir yapısı olduğu sonucu ortaya çıkmaktadır. Yatay kesit bağımlılığı ve serilerin eğim heterojenliği özelliği göstermesi durumunda kullanılabilen

ikinci nesil birim kök testlerinden CIPS testi bulguları Tablo 3'te yer almaktadır.

**Tablo 3.** CIPS Birim Kök Testi Bulguları

Değişkenler	CIPS Birim Kök Testi		
	Düzy Seviyede	1. Farkında	Sonuç
LnMÜL	-1.73	-4.24***	I(1)
LnFAID	-2.71***	-	I(0)
LnGDP	-1.547	-2.86***	I(1)
LnKOF	-2.01	-4.49***	I(1)
LnPOP	-3.022***	-	I(0)

**Not:** \*\*,\*\*\*; sırasıyla % 5 ve % 1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Kritik Değerler: %10(-2.1), %5(-2.22), %1(-2.44)

CIPS birim kök testi bulgularına göre LnFAID, LnPOP değişkenleri düzeyde durağan I(0) iken, LnMÜL, LnGDP ve LnKOF değişkenleri birinci farkında I(1) durağanlık göstermektedir. Yapılan analizin devamında, seçilen ülkelerdeki değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişki analiz edilmektedir. Bu doğrultuda uygulanan Panel ARDL testi bulguları Tablo 4'te verilmektedir. Yapılan Hausman testi bulgularına göre, olasılık değerinin % 5'ten büyük olması dolayısıyla Panel ARDL/PMG testi bulgularının yorumlanması gerektiği sonucuna ulaşılmıştır.

**Tablo 4:** Panel ARDL/PMG Testi Bulguları

Değişkenler	Katsayı	Olasılık
<b>Kısa Dönem</b>		
lnFAID	-0.717	0.005
lnGDP	2.779	0.656
lnKOF	-0.536	0.863
lnPOP	211.703	0.390
ECT(-1)	-0.44	0.092
<b>Uzun Dönem</b>		
lnFAID	1.546	0.000
lnGDP	2.502	0.000
lnKOF	1.878	0.050
lnPOP	-3.974	0.000
Sabit	5.733	0.006
Hausman Testi $\chi^2$ (Olasılık)	1.71 (0.425)	

Elde edilen panel ARDL testi bulgularına göre seçilmiş ülkelerde uzun dönemde, dış yardımlar mülteci sayısını pozitif yönde etkilemekte-

dir. Ayrıca mülteci sayısı ile ekonomik büyüme ve küreselleşme arasında da benzer biçimde pozitif yönlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Belirlenen değişkenlerden nüfus artışı ise mülteci sayısını uzun dönemde negatif yönde etkilemektedir. Ayrıca kısa dönemde, mülteci sayısı ile dış yardımlar arasındaki ilişkinin istatistiki olarak anlamlı olmakla birlikte negatif yönlü olduğu görülmektedir. Kurulan model için belirlenen hata düzeltme katsayısının negatif yönlü ve istatistiki olarak anlamlı olması, modelde oluşabilecek olan şokların ortalama iki yıl içerisinde etkisinin ortadan kalkacağını, dolayısıyla hata düzeltme mekanizmasının işleyeceğini göstermektedir.

Elde edilen bulgular, dış yardım faktörünün ülkelerin mülteci kabulüne pozitif etkisi olduğunu göstermektedir. Bu ülkeler dış yardım aldıkça mültecilere yönelik programları hayata geçirebilecek kaynaklara sahip olabilmektedir. Dreher vd. (2019)'ye göre dış yardımın etkinliğini artırabilmek ve hızlı sonuçlar alabilmek için politika yapıcıların yardımları ya doğrudan insani yardım şeklinde yapmaları veya doğrudan mülteci gönderen ülkeler yerine bu ülkelerin komşularına yapmaları gerekmektedir (Dreher vd., 2019: 144). Bu açıdan mülteci gönderen ülkelerin komşusu veya yakını konumundaki ülkelere yapılan yardımlar bu ülkelerin yakın çevresinden gelen mültecileri kabul etmelerinde etkili faktörlerden birisi olabilmektedir.

## 5. Sonuç

21. yüzyılın uluslararası ekonomi-politik yapısına yön veren gelişmelerinden birisi mülteci krizidir. Birçok disiplinin yakından ele aldığı göç olgusundan daha dinamik ve bir o kadar da kompleks yapıya sahip olan mülteci akımları küresel koordinasyonun gerekliliğini öne çıkaran temaların başında gelmektedir. Çok geniş ölçekte ele alınan göç olgusunda ekonomik, politik, sosyal, kültürel, teknolojik hususların önemli rol oynadığı bilinen bir gerçektir. Daha iyi ekonomik ve yaşam koşullarına sahip ülkelere giden göçmenleri bu kararlarından caydıracak araçlardan birisi dış yardımlardır. Buna göre göç veren ülkeye yönelik olarak göç alan (donör) ülkeler dış yardımda bulunarak bu ülkelerde eğitim, sağlık, temel ihtiyaçlar ve kamusal hizmetler gibi alanlarda iyileştirmeler sağlanarak göç etmeyi cazip olmaktan çıkarmak istemektedir. Elbette ki doğrudan dış yardımla göçün önüne geçilebilmesi için göç veren ülkedeki politik ve kurumsal yapının da iyileşmesi gerekmektedir. Çünkü donör ülkelerin yaptığı yardımın etkili sonuçlar verebilmesi bu kaynaklara erişimin önünde engellerin olmamasına bağlıdır.

2010'lu yılların başında Orta Doğu'da başlayan toplumsal hareketler sonucunda başka yerlere göç etmeye başlayan bireyler birtakım sorunlarla karşılaşmışlardır. Özünde göçten ziyade mülteci ve sığınma kategorilerine dâhil olan hareketlilik, dünyanın gündemine oturan en önemli sorun haline gelmiştir. Bu sorunların yarattığı etkileri en yakından hisseden ülke Türkiye olmuştur. Bu açıdan Türkiye'nin mülteci kabulü noktasında özel bir yeri vardır. Türkiye ile birlikte AB ülkeleri söz konusu sürece dâhil olan diğer gruptur. Mülteci akımlarının Türkiye ile AB'yi yakından etkilemesinin nedeni önemli derecede mülteci akımıyla karşı karşıya kalmalarıdır. Özellikle AB ülkeleri mültecilerin girişini engellemek adına sınır güvenliğini artırmıştır. Daha da önemlisi önemli bir kısmının Türkiye'de kalması için finansal yardımla beraber Türk vatandaşlarına vize kolaylığı sağlama ve AB üyeliğinde yeni adımların atılması gibi konularda Türkiye ile Mart 2016'da anlaşma yapmıştır. Yapılan finansal yardımın Türkiye'nin mülteci kabulünde ne kadar etkili olacağı merakla beklenen bir soru olmuştur.

Bunun yanında söz konusu süreçte Türkiye ile birlikte mülteci girişleri diğer birçok ülkeyi de etkilemiştir. Bu amaçla Birleşmiş Milletler Mülteciler Yüksek Komiserliği (UNHCR)'nin 2018 yılı raporuna göre en fazla mülteci barındıran on ülke için (Türkiye, Pakistan, Uganda, Demokratik Kongo Cumhuriyeti, İran, Lübnan, Bangladeş, Etiyopya, Sudan ve Ürdün) dış yardım-mülteci akımı arasındaki ilişki farklı bir perspektiften ele alınarak dış yardımın mülteci kabulüne etkisi araştırılmıştır. Panel ARDL yöntemiyle yapılan tahmin sonuçları incelendiğinde dış yardım, ekonomik büyüme ve küreselleşme mülteci sayısını pozitif etkilerken nüfus artışı negatif etkilemektedir.

UNHCR (2019) belirttiği gibi mülteci akımlarının çok önemli bir bölümü (dörtte üçü) genellikle komşu ülkelere yöneliktir. Gelişmiş ülkeler daha iyi yaşam standardı gibi nedenlerle kendilerine yönelik mülteci akımını engellemek veya kısıtlamak adına mülteci gönderen ülkelerin komşusu konumundaki ülkelere dış yardımda bulunma gibi politikalar aracılığıyla mültecileri komşu ülkelerin kabul etmesini talep edebilmektedir.

Mülteci kabulü noktasında dış yardım faktörünün literatürdeki yeri göz önüne alındığında çok geniş olmadığı görülmektedir. Güncelliğini ve önemini koruyan bu konuda farklı ülke gruplarında mülteci kabulünü etkileyebilecek diğer faktörlerin de etkisi dikkate alınarak dış yardım-mülteci kabulü ilişkisinin belirli derinliğe erişebileceği düşünülmektedir.

## Kaynakça

- Azam, J. P. & Berlinschi, R. (2009). The Aid Migration Trade-Off. Toulouse School of Economics Working Paper Series 09-077, 1-33.
- Bermeo, S. B. & Leblang, D. (2015). Migration and Foreign Aid. *International Organization*, 69, 627-657. doi:10.1017/S0020818315000119.
- Berthelemy, J. C., Beuran, M. & Maurel, M. (2009). Aid and Migration: Substitutes or Complements?. *World Development*, 37(10), 1589-1599.
- Clist, P. & Restelli, G. (2020). Development Aid & International Migration to Italy: Does Aid Reduce Irregular Flows?. *World Economy*. doi: 10.1111/TWEC.13017.
- Dreher, A., Fuchs, A. & Langlotz, S. (2019). The Effects of Foreign Aid on Refugee Flows. *European Economic Review*, 112, 127-147.
- Gamso, J. & Yuldashev, F. (2017). Targeted Foreign Aid and International Migration: Is Development Promotion an Effective Immigration Policy?. *Aid Data Working Papers*, 1-32.
- Gamso, J. & Yuldashev, F. (2018). Does Rural Development Aid Reduce International Migration?. *World Development*, 110, 268-282.
- Gygli, S., Haelg, F., Potrafke, N. & Sturm, J. E. (2019). The KOF Globalisation Index-Revisited. *Review of International Organizations*, 14(3), 543-574. <https://doi.org/10.1007/s11558-019-09344-2>.
- <https://www.bbc.com/turkce/haberler-dunya-51724776>, Erişim Tarihi: 11.08.2020.
- Idriz, N. (2018). The EU-Turkey Statement or the 'Refugee Deal': The Extra-legal Deal of Extraordinary Times?. In Dina Siegel & Veronika Nagy (Eds.), *The Migration Crisis?: Criminalization, Security and Survival* (pp. 61-84). Den Haag: Eleven International Publishing.
- Janati, M. & Thiele, R. (2017). The Impact of Foreign Aid on Migration Revisited. *European University Institute Working Papers*, 1-30.
- Magweva, R. & Sibanda, M. (2020). Inflation and Infrastructure Sector Returns in Emerging Markets-Panel ARDL Approach. *Cogent Economics & Finance*, 8(1730078), 1-17.
- Mallick, L., Mallesh, U. & Behera, J. (2016). Does Tourism Affect Economic Growth in Indian States? Evidence from Panel ARDL Model. *Theoretical and Applied Economics*, XXIII, 1, 183-194.
- Menard, A. & Gary, A. (2018). Aid, Trade and Migration: How Do Bilateral Flows Interact?. *World Economy*, 41, 431-456.
- Murat, M. (2020). Foreign Aid, Bilateral Asylum Immigration and Development. *Journal of Population Economics*, 33, 79-114. <https://doi.org/10.1007/s00148-019-00751-8>.
- Nazlıoğlu, Ş. (2011). Tarımsal Fiyatlarda Hedefi Aşma Hipotezi: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkeler İçin Panel ARDL Analizi. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 48(556), 67-80.



- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634.
- Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. CESifo Working Paper Series No. 1229; IZA Discussion Paper No. 1240. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=572504>
- Pesaran, M. H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Schilling, T., Rauscher, S., Menzel, C., Reichenauer, S., Muller-Schilling, M., Schmid, S. & Selgrad, M. (2017). Migrants and Refugees in Europe: Challenges, Experiences and Contributions. *Visceral Medicine*, 33, 295-300. DOI: 10.1159/000478763.
- Swamy, P. A. (1970). Efficient Inference in a random Coefficient Regression Model. *Econometrica*, 38(2), 311-323.
- Tatođlu, F. (2017). Panel Zaman Serileri Analizi. İstanbul: Beta Yayınevi.
- Ugarte, D. & V. Verardi, V. (2010). Does Aid Induce Brain Drain? The Effect of Foreign Aid on Migration Selection. *CRED Working Papers*, 1-38.
- UNHCR (2018). *Global Trends: Forced Displacement in 2018*.
- UNHCR (2019). *Global Trends: Forced Displacement in 2019*.
- World Bank (2020). *World Development Indicators*, <https://data.worldbank.org/indicator>, Erişim Tarihi: 28.06.2020.
- Yıldız, F. (2019). Akdeniz'de Düzensiz Göç ile İnsan Ticaretinin Türkiye'nin Güvenliğine Etkileri. (Hasret Çomak & Burak Şakir Şeker, Editörler). *Akdeniz Jeopolitiği içinde* (ss. 699-716). Ankara: Nobel Akademik Yayıncılık.



# Sektörel Maliyetlerin Takipteki Krediler Üzerine Etkisi: İnşaat Sektörü Üzerine Bir İnceleme<sup>1</sup>

Osman Emre ARLI<sup>2</sup> - Ali BAYRAKDAROĞLU<sup>3</sup>

**Makale Gönderim Tarihi:** 20 Aralık 2020

**Makale Kabul Tarihi:** 20 Ocak 2021

## Öz

Bu çalışmada sektörel maliyetlerdeki değişim ile takipteki krediler arasındaki ilişkinin tespit edilmesi amaçlanmaktadır. TÜİK'in 2015 baz yılı olarak hazırlanmış olduğu inşaat maliyet endeksi ile BDDK'nın aylık bankacılık sektörü verilerinden bir zaman serisi oluşturulmuştur. 2015 Ocak-2019 Kasım dönemleri arasında aylık verilerden oluşmakta ve 59 gözlem içermektedir. Sektörel maliyetler ile takipteki kredi arasındaki ilişkiyi ifade edebilmek için, Birim Kök Testleri, Johansen Eşbütünlük Testi ve Granger Nedensellik analizleri yapılmıştır. Buna göre inşaat sektörü maliyeti ile inşaat sektörüne ait takipteki kredilerin hem kısa dönemde hem de uzun dönemde eşbütünlük olduğu görülmüştür. Yapılan Granger nedensellik analizine göre sektörel maliyetler ile takipteki krediler birbirinin nedeni konumundadır.

**Anahtar Kelimeler:** Takipteki Krediler, Sektörel Maliyetler, Eşbütünlük, Nedensellik

**Jel Sınıflandırması:** G21, G32

<sup>1</sup> Bu makale 15-17 Ekim 2020 tarihleri arasında Konya'da düzenlenen 4. Ekonomi Araştırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresinde (IERFM)" sözlü bildiri olarak sunulmuş ve kongre bildiri kitabında özeti yayınlanmış bildirinin genişletilmiş halidir.

<sup>2</sup> Öğr. Gör., Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi, Muğla Meslek Yüksekokulu, emrearli@mu.edu.tr, Orcid: 0000-0002-7756-9372

<sup>3</sup> Prof. Dr., Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü, abayrakdaroglu@mu.edu.tr, Orcid: 0000-0003-3402-4855

## The Effect Of Sectoral Costs On The Non-Performing Loans: An Investigation On The Construction Industry

### Abstract

In this study, it is aimed to determine the relationship between changes in sectoral costs and non-performing loans. With the construction cost index prepared by TUIK as the base year of 2015, a time series was created from the BDDK's monthly banking sector data. It consists of monthly data between January 2015 and November 2019 and includes 59 observations. In order to express the relationship between sectoral costs and non-performing loan, Unit Root Tests, Johansen Cointegration Test and Granger Causality analyzes were conducted. Accordingly, it has been observed that the construction sector cost and the non-performing loans of the construction sector are co-integrated both in the short term and the long term. According to the Granger causality analysis, sectoral costs and non-performing loans are the causes of each other.

**Keywords:** Non-performing Loans, Sectoral Costs, Cointegration, Causality

**Jel Classification:** G21, G32

### 1. Giriş

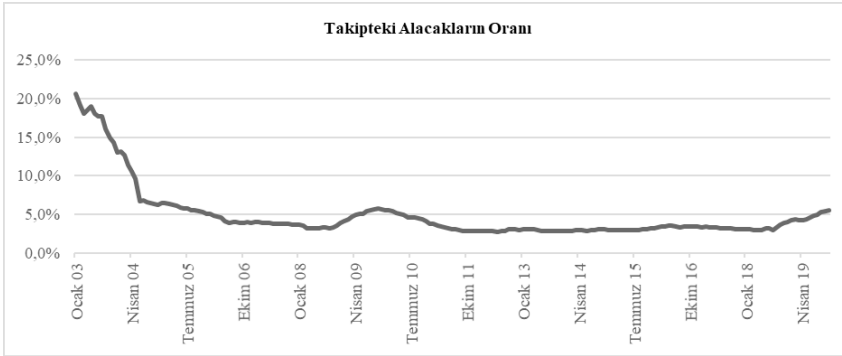
Bankalar ekonomi sistemi içinde mevduat toplama, kredi verme, kambiyo işlemleri, aracılık işlemleri, portföy yönetim işlemleri gibi önemli işlevleri yerine getirmektedir. Bu işlevlerin belki de en önemlisi, tasarruf sahiplerinden topladıkları mevduatları verimli yatırım alanlarına kredi olarak kullanarak etkin bir piyasa oluşturmaktır. Bu etkin piyasa sistemi sayesinde ülke kaynaklarının doğru yatırım alanlarına yönlendirilmesi ve bu sayede kaynak etkinliğinin yüksek seviyelere ulaşması beklenmektedir. Fakat her zaman bu beklenti, hedefine ulaşmayabilmekte, bankaların kullandıkları kredilerin tahsilinde birtakım sıkıntılar yaşanabilmektedir. Bu sıkıntılar, kredi kullanan müşterilerin kredi geri ödemelerini geciktirme şeklinde olabileceği gibi kredilerin tamamen geri ödenmemesi şeklinde de olabilmektedir. Bu hem kaynak etkinliğini hem de bankacılık sektörü bilançolarını olumsuz yönde etkilemektedir.

2008 yılında ABD merkezli yaşanan küresel ekonomik krizin temel çıkış noktası, finansal kuruluşlar tarafından kullanılan kredilerin

geri ödemelerinde yaşanan olumsuzluklar olmuştur. Özetle ABD'deki bankaların özellikle konut kredisi alanında ödeme gücü gözetmeksizin müşterilerine daha fazla kredi kullanırmayı hedeflemesi bankaların kredi risklerini oldukça arttırmıştır. Sonrasında konut fiyatları piyasasında yaşanan hızlı düşüşler ile riskli müşterilerin kredi ödemeleri sürecinde temerrüde düşmeleri finansal bir krize sebep olmuştur. Krizin küresel ölçekte etkisinin hissedilmesinin temel nedeni ise bankalar tarafından verilen kredilerden türetilen menkul kıymetlerin finansal piyasalarda işlem görmesi, bu türev ürünlerin pek çok küresel hedge fonu ve küresel varlık şirketi tarafından yaygın olarak kullanılması olmuştur.

Anapara ve faiz geri ödemelerinin 90 gün ve daha fazla gecikmesi kredileri donuk alacak haline getirmektedir. Donuk alacaklar bir başka ifade ile takipteki kredilerdeki artış bankaların bilançolarını etkilemekte, karlılıklarını azaltmakta ve likidite riskiyle karşı karşıya gelmelerine neden olmaktadır. Bu riskler karşısında bankalar kredi verme konusunda daha çekingen davranabilmekte bu durum reel sektörün krediye ulaşımını zorlaştırabilmektedir. Buna benzer birçok neden doğrultusunda takipteki krediler, ekonomide önemli bir gösterge haline gelmiştir. Grafik 1'de Türkiye bankacılık sektöründeki takipteki kredilerin seyri verilmiştir.

**Grafik 1:** Türkiye Bankacılık Sektörünün Yıllar İtibariyle Toplam Kredileri İçindeki Takipteki Alacakların Oranı



Kaynak: BDDK, Son Erişim Tarihi: 20.12.2019

Literatürde de takipteki kredilerin belirleyicileri hakkında oldukça fazla çalışmaya rastlamak mümkündür. Hem bankacılık sektörünü hem de ekonomiyi etkileyen makroekonomik bir değişken haline gelen takipteki kredilerin, farklı bir bakış açısıyla incelenmesi adına bu çalışmada reel sektör ile ilişkisinin ortaya koyulması amaçlanmıştır. Buradan hare-

ketle takipteki krediler ile reel sektörün maliyetleri incelenmiş iki değişken arasındaki nedenselliğin varlığı araştırılmıştır. Küresel finans krizinin de sebepleri arasında yer alan inşaat sektörü araştırmanın çıkış noktasını oluşturmuş, Türkiye’de inşaat sektörünün kullandığı kredilerin takibe düşmüş kısmı ile inşaat sektörünün maliyetleri arasındaki ilişki sorgulanmıştır. Araştırmanın 2. Bölümünde takipteki kredilerin belirleyicilerine ilişkin literatür taraması yapılmış 3. Bölümde ise araştırmaya ilişkin analiz ve sonuçlara yer verilmiştir.

## 2. Literatür Taraması

Literatürde takipteki kredilerin banka değişkenleri ve makroekonomik belirleyicileri üzerine yapılmış pek çok ampirik çalışma vardır. Fakat belirli bir sektörü ele alarak sektöre verilen kredilerin takibe düşmüş kısmı ile sektörün maliyetlerini karşılaştıran bir çalışmaya rastlanılmamıştır. Bu yönüyle yapılan bu çalışma literatürdeki diğer çalışmalardan ilk olması bakımından ayrılmaktadır. Yalnızca Keeton ve Morris’in (1987) çalışması bazı sektörlerdeki yavaşlamanın takipteki kredileri etkilediğini ortaya koymuşlardır. Diğer çalışmalar daha çok bankacılık sektörü ve makroekonomik değişkenler üzerine yoğunlaşmaktadır. Öncelikle bankacılık değişkenleri üzerinde durulan çalışmalara bakarsak, Ranjan ve Dhal (2003) Hindistan ticari bankaları üzerine yaptıkları çalışmada banka büyüklükleri ve risk tercihleri ile makroekonomik şokların takipteki krediler üzerinde etkisini göstermiş, uygun iş koşulları ve uygun makroekonomik ortamın takipteki kredileri aşağı çektiğini tespit etmişlerdir. Yine Hindistan’da bu çalışmayı destekler bir görüş, Reddy (2004) bankaların kredi politikalarının takipteki krediler üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu savunmaktadır. Berger ve DeYoung (1997) yine bankacılıkla ilgili değişkenleri ele alarak takipteki kredilere olan etkisine nedensellik temelli incelemiştir. Ele aldığı bankacılık değişkenleri; kredi kalitesi, maliyet etkinliği ve banka sermayesidir. Sermaye ile takipteki kredilerin ters yönlü ilişkili olduğunu, kredi maliyeti etkinliğinin ise takipteki kredilerin nedeni olduğunu ortaya koymuşlardır. Gezu (2014) banka karlılığının ve bankanın sermaye yeterliliğinin takibe düşmüş alacaklar ile ters yönlü bir ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Boudriga vd. (2010) Ortadoğu ve Kuzey Afrika Bölgesindeki (MENA) araştırmalarında bankaya özgü faktörler arasında; gelişmiş ülkelerin katılımı, kredi büyümesi ve kredilere ayrılan karşılıkların takipteki kredi seviyesini düşürdüğünü, kredi kalitesinin ise olumlu etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Keeton (1999) kredilerdeki hızlı büyümenin banka karlarını olumlu etkileyebileceği gibi kredi kayıplarını da arttıracığını savunmaktadır. Fries vd. (2002) kredilerdeki

hızlı büyüme ile takipteki krediler arasındaki ilişkiyi destekler niteliktedir. Sharon (2007) kredi mevduat oranı, sermaye yeterlilik, aktif getiri ve özkaynak getiri oranları ile takipteki kredileri değerlendirmiş özkaynak karlılığı, banka sermaye yeterlilik oranı ve kredi verme oranı açısından ölçülen banka karlılıkları ile takipteki krediler arasında negatif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir sonuca ulaşmıştır. Bankanın devlet bankası olması, takipteki krediler seviyesi üzerinde etkiye sahip olabilir. Salas ve Saurina (2002) devlet bankalarının kalkınma ve büyüme için daha riskli projeleri finanse etmesinin takipteki kredileri arttıracığı yönünde görüş belirtmektedir.

Takipteki krediler ile diğer makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki literatürde incelendiğinde geniş bir yazın karşımıza çıkmaktadır. Louzis vd. (2012) Yunan bankacılık sektöründeki takipteki kredilerin belirleyicileri üzerine hem makroekonomik hem de bankacılığa özgü değişkenleri ele almışlar ve kredi kalitesi üzerinde her iki bakış açısının da etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Das ve Ghosh (2007) Hindistan bankacılık sistemi üzerine yaptıkları çalışmada, GSYH büyümesi ile bankaya özgü kredi büyümesi, işletme giderleri, banka büyüklüğünün takipteki krediler üzerinde etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Öte yandan inşaat ve yatırım harcamalarının, yüksek enflasyon oranları ile işsizliğin artması Vogiazas ve Nikolaidou'a (2011) göre kredilerin sorunlu hale gelmesinde önemli rol oynamaktadır. Yüksel (2016) dolar kurundaki artışın takipteki krediyi pozitif, faiz geliri ve ülke büyümesinin negatif yönde etkilediğini belirlemiştir. Poyraz ve Arlı (2019) döviz kurlarındaki dalgalanmanın takipteki krediler üzerinde etkili olduğunu ortaya koymuşlardır. Siddiqui vd. (2012) sorunlu kredilerin faiz oranlarındaki oynaklıktan etkilendiği sonucuna ulaşmışlardır. Castro (2013) faiz oranlarına ek olarak işsizlik oranı, kredi büyümesi ve reel döviz kurlarındaki artışlar takipteki kredileri arttırdığı yönünde bulgular ortaya koymuştur. Mileris (2012) takipteki kredilerin belirlenmesi için bir model önerisinde bulunmuş makroekonomik değişkenlerin etkili olduğu sonucuna ulaşmıştır. Tekşen ve Çelik (2018) Türkiye bankacılık sistemi üzerine yaptıkları çalışmada enflasyon, aktif büyüklüğün takipteki krediler üzerinde pozitif ve anlamlı etkisi olduğunu göstermiştir. Başka bir çalışmada Farhan vd. (2012) Pakistan bankacılık sektöründe enflasyon, işsizlik ve döviz kurlarındaki artışın takipteki kredileri pozitif yönde, ülke büyüme oranının ise negatif yönde etkilediği şeklindedir. Bhattarai (2014) Nepalli bankacıların takipteki kredilerin belirleyicileri hakkındaki algısını ölçmüş, döviz

kuru ve faiz oranlarından etkilenmediği fakat ülke büyüme oranından negatif yönde etkilendiği sonucunu elde etmiştir.

Yapılan pek çok çalışmada makroekonomik ve bankacılık sektörüne özgü değişkenlerin takipteki kredilerin belirleyicileri arasında sayıldığı söylenebilir. Yapılan bu çalışmada ise farklı bir perspektifle konu ele alınarak reel sektörün maliyetlerindeki artışlar, kullanılan kredilerin geri ödenmesinde olumsuzluklara neden olup olmadığı incelenmektedir. Bu açıdan çalışmanın literatüre farklı bir bakış açısıyla katkıda bulunması beklenmektedir.

### 3. Amaç, Model ve Yöntem

Bu çalışmada bankacılık sektöründe takibe düşmüş alacakların belirlenmesi için farklı bir bakış açısı ortaya koyulmaktadır. Takipteki kredilerin belirleyicisi olarak literatürde bankacılık sektörüne ait değişkenler ile makroekonomik değişkenler hakkında oldukça çalışma vardır. Fakat bankadan kredi kullanan taraf olan reel sektörün, birtakım dinamikleri ele alınarak yapılan çalışmalara çok az rastlanılmıştır. Reel sektörün maliyetlerindeki değişimlerin sektördeki oyuncuları etkileyebileceği ve mali yapılarında bozulmalara neden olabileceği, ileriki dönemde ise kredi geri ödemeleri noktasında sorunlar yaşayabilecekleri düşünülmektedir. Bu noktadan hareketle reel sektördeki maliyet değişimlerinin takipteki kredileri nasıl ve hangi yönde etkilediğinin zaman serisi analizi yöntemleriyle ampirik olarak araştırılması amaçlanmıştır. Bunun için Türkiye'deki önemli sektörler arasında yer alan inşaat sektörü seçilmiştir.

İnşaat sektöründeki maliyetlerin takip edilebilmesi adına Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından hesaplanan inşaat maliyet endeksi ile Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu (BDDK) tarafından hazırlanan sektör bilançosundan inşaat sektöründe takibe düşmüş alacaklar araştırmanın değişkenlerini oluşturmaktadır. Araştırmada inşaat sektörüne ait takipteki krediler (TAKIP) bağımlı, inşaat maliyetleri endeksi (INSAAT) bağımsız değişkeni oluşturmaktadır. İnşaat maliyetleri endeksi hesaplaması 2015 Ocak itibarıyla başlamış ve aylık olarak hesaplanmaktadır. Araştırmadaki veri seti 2015 Ocak ile 2019 Kasım aylık dönemlerini içeren 59 gözlemden oluşmaktadır. Bu haliyle veri seti zaman serisi analizlerine uygundur.

İnşaat sektöründeki takibe düşmüş alacaklar ile inşaat sektörü maliyetlerinin ele alındığı bu çalışmada zaman serisi analizlerinden Johansen (1988) eşbütünlük testi ile Granger (1969) nedensellik analizleri



kullanılmıştır. Analizlere geçmeden önce model kurulmuş ve modelin anlamlılık düzeyine bakılmış daha sonra serinin durağanlığı sorgulanarak ve birim kök testi uygulanmıştır. Aşağıda Denklem 1'de model Tablo 1'de modele ilişkin bilgiler verilmiştir.

$$TAKIP_t = a_0 + a_1 INSAAT_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

**Tablo 1:** Araştırma Modeli Değerleri

Bağımlı Değişken TAKIP				
Bağımsız Değişken	Katsayı	Standart Sapma	t-İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
INSAAT	119.398,40	7.989,47	14,94	0,00
C	-8.890.123,00	1.134.507,00	-7,84	0,00

Tablo 1'e göre modelin olasılık değeri 0,05 kritik değerinin altındadır ve model anlamlıdır. Johansen eşbütünleşme testi iki ya da daha fazla değişkenin seviye düzeyde durağan olmadığı fakat aynı seviyede farkları alınarak durağanlaştırıldığı durumlarda uygulanabilir (Sevüktekin ve Çınar, 2017; 557-562). Serilerin durağanlığını test etmek için birim kök testleri uygulanmaktadır. Bu çalışmada serilerin durağanlığını test etmek için Genişletilmiş Dickey-Fuller (1981) birim kök testi (ADF) kullanılmıştır. Serilerin durağanlığını test ederken sabitsiz, sabitli ve sabitli-trendli model olmak üzere üç süreç izlenmektedir. Dickey-Fuller (1979) birim kök testine bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri eklenecek oluşturulan ADF testi, serinin otokorelasyona sahip olmadığı varsayımını ortadan kaldırmayı hedeflemiştir. Aşağıda verilen model ile ifade edilmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2017; 336).

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

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

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Yukarıda verilen modelde gecikme uzunluklarının belirlenmesinde farklı yöntemler kullanılmaktadır. Bu yöntemlerden bazıları Akaike Son Tahmin Hatası (FPE), Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri(SIC) dir (Sevüktekin ve Çınar, 2017; 336-337). Elde edilen birim kök sonuçları MacKinnon (1996) kritik değerleri ile bakılarak  $H_0$  hipotezi test edilir. Burada MacKinnon kritik değerleri %1, %5 ve %10 şeklindedir. Hipotezler şu şekilde olacaktır;

$H_0$ :  $\delta = 0$  ise,  $Y_t$  birim kök içerir ve durağan değildir.

$H_1: \delta < 0$  ise,  $Y_t$  birim kök içermez ve durağandır.

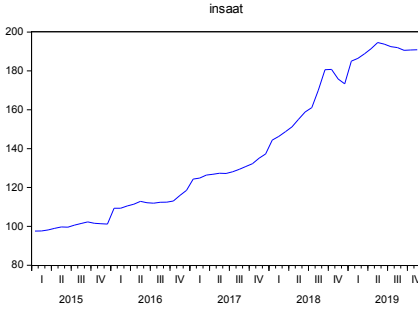
Çalışmada eşbütünleşme analizine başlamadan önce ADF birim kök testi yapılarak serilerin durağanlık koşulunu sağlayıp sağlamadıklarına bakılmıştır. Tablo 2’de serilere ait düzey değerinde ADF birim kök testi sonuçları yer almaktadır.

**Tablo 2:** ADF Birim Kök Testi Düzey Değer

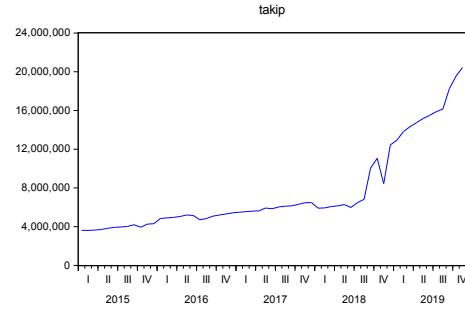
Değişkenler	t-İstatistik Değeri	Test Kritik Değerlerine Göre t-İstatistik			Olasılık Değeri
		1%	5%	10%	
TAKIP	3,4478	-2,5812	-1,9431	-1,6152	0,9998
INSAAT	4,1860	-2,6054	-1,9465	-1,6132	1,0000

Tablo 2’de inşaat sektöründe takibe düşmüş alacakları gösteren TAKIP serisi %5 kritik değerden büyüktür ve düzey değerinde durağan değildir. Yine inşaat maliyet endeksini gösteren INSAAT serisinin olasılık değeri %5 kritik değerden büyüktür ve seri durağan değildir. Aşağıda yer alan grafiklerde serilerin birim kök içerdiği net olarak görülmektedir.

**Grafik 2:** INSAAT Serisi Grafiği



**Grafik 3:** TAKIP Serisi Grafiği

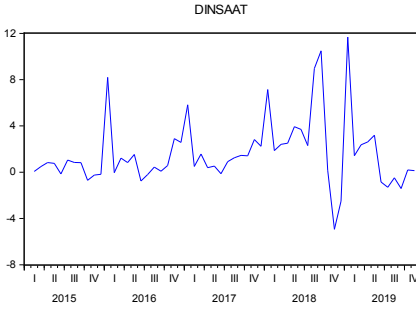
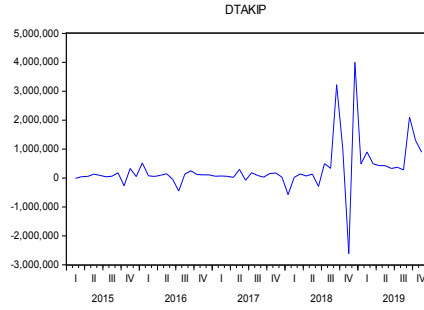


Grafik 2 ve 3 ‘te değişkenlerin sabit ve trend içerdikleri görülmektedir. Her iki seri de düzey değerinde durağan değil birim kök içermektedir. Serilerin 1. dereceden farkları alınarak tekrar birim kök testi uygulanmıştır. Sonuçlar Tablo 3’te ve Grafik4, Grafik 5’te yer almaktadır.

**Tablo 3:** ADF Birim Kök Testi 1. Dereceden Farkları Alınmış

Değişkenler	t-İstatistik Değeri	Test Kritik Değerlerine Göre t-İstatistik			Olasılık Değeri
		1%	5%	10%	
TAKIP	-9,.6021	-4.1273	-3,4907	-3,1739	0,0000
INSAAT	-6,0400	-4,1273	-3,4907	-3,1739	0,0000

Yapılan fark alma işleminden sonra seriler Tablo 3'te görüldüğü gibi durağan hale gelmiştir. TAKIP serisinin olasılık değeri %5 kritik değerin altında, yine INSAAT serisinin olasılık değeri % 5 kritik değerin altındadır. Grafik 4 ve Grafik 5'te farkları alınan serinin son durumu verilmiştir. Seriler düzey değerinde durağan değil 1. farkları alınarak durağanlaştırılmıştır. Johansen eşbütünlük testi, durağan olmayan serilerin aynı düzeyde durağanlığı yakalaması ön koşulunun yakalandığı görülmektedir. Bir sonraki aşama olan Johansen eşbütünlük testi uygulanacaktır.

**Grafik 4:** D(INSAAT) Serisi Grafiği**Grafik 5:** D(TAKIP) Serisi Grafiği

Eşbütünlük testi, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı test etmeyi amaçlayan bir yöntemdir. Johansen (1988) eşbütünlük testi, denklemde yer alan her değişkenin kendisi ve gecikmeli değerinin yer aldığı vektör otoregresif modele (VAR) dayanmaktadır (Coşkun ve Ümit, 2016; 57). Öncelikle bir VAR modeli oluşturulur ve modelin gecikme uzunluklarına bakılır. Uygun gecikme uzunluğunu elde etmek için; LR (ardışık modifiye edilmiş LR test istatistiği), FPE (son tahmin hata kriteri), AIC (Akaike bilgi kriteri), SC (Schwarz bilgi kriteri) ve HQ (Hannan-Quin bilgi kriteri) bakılarak karar verilir. Yapılan çalışmada uygun gecikme uzunluğu 3. gecikme olarak bulunmuştur. VAR modeli aşağıdaki şekilde oluşturulur;

$$X_t = \mu + \phi D_t + \Pi_p X_{t-p} + \dots + \Pi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (t = 1, 2, \dots, T) \quad (5)$$

Eşbütünlük ilişkisi şu hipotezlerle kurulur;

$H_0$ : Seriler eşbütünlük vektörüne sahip değildir.

$H_1$ : Seriler en az bir eşbütünlük vektörüne sahiptir.

Seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemek adına Johansen (1988) eşbütünlüşme testi yapılmıştır. Sonuçlar Tablo 4 ve Tablo 5'te verilmiştir.

**Tablo 4:** INSAAT-TAKIP Serileri Johansen Eşbütünlüşme Analizi İz Değer

Hipotezler	Özdeğer	İz İstatistik	%5 Kritik Değer	Olasılık Değeri
H <sub>0</sub>	0,3764	30,4171	20,2618	0,0014
H <sub>1</sub>	0,0775	4,4397	9,1645	0,3506

Tablo 4'te H<sub>0</sub> hipotezi eşbütünlüşme ilişkisinin olmadığını ifade etmektedir. H<sub>0</sub> hipotezinde yer alan %5 kritik değer iz istatistik değerden küçüktür ve anlamlıdır. İz değer tablosuna göre H<sub>0</sub> hipotezi reddedilir ve değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisi olduğu savunulabilir.

**Tablo 5:** INSAAT-TAKIP Serileri Johansen Eşbütünlüşme Analizi Maksimum Öz Değer

Hipotezler	Özdeğer	Maksimum Öz Değer İstatistik	%5 Kritik Değer	Olasılık Değeri
H <sub>0</sub>	0,3764	25,9773	15,8921	0,0010
H <sub>1</sub>	0,0775	4,4397	9,1645	0,3506

Öz değer istatistiğini gösteren Tablo 5'te MacKinnon vd. (1999) tarafından hesaplanan %5 kritik değer, maksimum öz değer istatistiğinden küçüktür ve anlamlıdır. Buna göre H<sub>0</sub> hipotezi reddedilir. Tablo 4 ve Tablo 5'te verilen iz değer ve maksimum öz değer istatistiklerine göre INSAAT ve TAKIP değişkenleri arasında eşbütünlüşme ilişkisi vardır.

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini analiz etmek için ise Granger (1969) nedensellik testi uygulanmıştır. Granger nedensellik testi, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı ve yönünü analiz etmek için kullanılır. Testte bağımsız değişkenlere ait gecikmeli değerlerin katsayıları, anlamlılık düzeyinde sifıra eşit olup olmadığı test edilerek yapılmaktadır (Öner, 2018; 322). Granger nedensellik testi aşağıdaki VAR modeli ile ifade edilebilir (Brooks, 2008; 297);

$$y_{1t} = \alpha_{10} + \beta_{11}y_{1t-1} + \beta_{12}y_{2t-1} + \gamma_{11}y_{1t-2} + \gamma_{12}y_{2t-2} + \delta_{11}y_{1t-3} + \delta_{12}y_{2t-3} + u_{1t} \quad (6)$$

$$y_{2t} = \alpha_{20} + \beta_{21}y_{1t-1} + \beta_{22}y_{2t-1} + \gamma_{21}y_{1t-2} + \gamma_{22}y_{2t-2} + \delta_{21}y_{1t-3} + \delta_{22}y_{2t-3} + u_{2t} \quad (7)$$

"Nedensellik testi y<sub>1</sub>'deki değişiklikler y<sub>2</sub>'de değişikliklere neden olur mu? sorusunu yanıtlamaya çalışır. y<sub>1</sub> y<sub>2</sub>'ye neden oluyorsa y<sub>1</sub> gecikmelerinin y<sub>2</sub> denkleminde anlamlı olması gerektiğini izler. Eğer durum buyusa ve tersi değilse, y<sub>1</sub> 'Granger'in y<sub>2</sub>'ye neden olduğu veya y<sub>1</sub>'den

y2'ye tek yönlü nedensellik olduğu söylenebilir. Öte yandan, y2 y1'e neden oluyorsa, y2'nin gecikmeleri y1 denkleminde anlamlı olmalıdır. Her iki gecikme kümesi de önemli olsaydı, "iki yönlü nedensellik" veya "iki yönlü geribildirim" olduğu söylenebilirdi" (Brooks, 2008; 298). Tablo 6'da Granger nedensellik testine ait elde edilen bulgular sunulmuştur.

**Tablo 6:** INSAAT -TAKIP Serileri Granger Nedensellik Testi

Nedensellik Yönü			Ki-Kare Değeri	Gecikme Uzunluğu	Olasılık Değeri
INSAAT	→	TAKIP	11,6374	3	0,0087
TAKIP	→	INSAAT	25,2837	3	0,0000

Tablo 6'ya göre yapılan Granger nedensellik testi sonuçlarında INSAAT ve TAKIP değişkenleri 3. gecikme uzunluğunda ve %5 anlamlılık düzeyinde birbirinin Granger nedeni konumundadır.

#### 4. Sonuç

Fon fazlası olanlar ile fon açığı olanların buluşmasında aracılık hizmeti veren bankaların en önemli işlevlerinden olan kredi kullandırma, ekonomideki kaynak dağılımı etkinliğinin de sağlanması bakımından oldukça önemlidir. Bankalar fon fazlası verenlerin uygun bir faiz karşılığı mevduatlarını kabul eder ve fon açığı olan kişi ve kurumlara yine uygun bir faiz karşılığı kredi olarak kullandırır. Bu sayede fon fazlası olanların mevduatları, yatırıma dönüşebilmekte ve ekonomi sistemi içinde daha etkin bir şekilde kullanılabilir. Fakat fon açığı bulunan kredi kullanıcıları bazen kredi geri ödemeleri sürecinde temerrüde düşmesi bu sisteme zarar verebilmektedir. Bankalar bilançolarında temerrüt nedeniyle yasal takibe düşmüş alacaklarını "takipteki alacaklar" olarak adlandırmaktadır. Takipteki alacaklar literatürdeki ifadesi ile takipteki krediler oranındaki göreceli artış hem bankacılık hem de ekonomi sistemine zarar verebilmektedir. Bu nedenle günümüzde önemli bir makroekonomik değişken olarak izlenmektedir.

Bu çalışmada da literatürde yer alan çalışmalara farklı bir bakış açısı getirmesi amacıyla ampirik bir araştırma yapılmıştır. Literatürde genelde takipteki kredilerin belirleyicileri olarak bankacılığa ilişkin değişkenler ile makroekonomik değişkenler karşılaştırılmış ve birçoğunun takipteki krediler üzerinde etkili olduğu ortaya konulmuştur. Bu çalışmada ise fon açığı bulunan reel sektördeki oyunculara ait dinamiklerin takipteki kredileri etkileyeceği yönündeki hipotezi test ediyoruz. Reel sektörün önemli dinamikleri arasında yer alan maliyet faktöründeki değişimler ile

takipteki krediler arasında ilişki olabileceği savunulmaktadır. Nitekim elde edilen bulgular bunu doğrular niteliktedir.

Çalışmada reel sektörün önemli iş kolları arasında yer alan inşaat sektörü seçilmiştir. İnşaat sektörü araştırmaya konu olan Türkiye'nin lokomotif sektörü arasında yer almaktadır. İnşaat maliyetlerine ait veriler TÜİK tarafından Ocak 2015'ten itibaren hesaplanan inşaat maliyeti endeksi araştırmada değişken olarak ele alınmıştır. Diğer bir değişken olan takipteki krediler ise BDDK'nın aylık hesaplamış olduğu sektör bilançosundan inşaat sektörüne kullandırılan kredilere ait takipteki alacaklar veri seti olmuştur. 59 gözleme sahip olan veri setinde zaman serisi analizleri uygulanmıştır. Öncelikle serilere ADF birim kök testi uygulanmış, aynı mertebeden durağanlığı sağlayan serilere Johansen eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Yapılan test sonucu seriler %5 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme vektörüne sahiptir. Takipteki krediler ile inşaat sektörünün maliyetleri arasında uzun dönemli denge ilişkisi olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiş alternatif hipotez reddedilmemiştir. Yine Granger nedensellik testi uygulanarak seriler arasındaki nedensellik ilişkisine bakılmıştır. Yapılan test sonucu seriler birbirinin nedeni konumunda olduğu sonucuna ulaşılmıştır. İnşaat sektöründeki maliyet artışları ile inşaat sektörüne kullandırılan kredilerin takibe düşmüş alacakları hem eşbütünleşik hem de birbirine neden olduğu görülmüştür. Bu çalışma literatürdeki diğer çalışmalardan farklı olduğu için literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Bu çalışmanın devamı niteliğinde farklı sektörlerdeki farklı dinamikler ele alınarak takipteki kredilerin belirleyicileri üzerine araştırmalar yine literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

## Kaynakça

- Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu, Takipteki Krediler. <https://www.bddk.org.tr/BultenAylık>, Erişim Tarihi: 20.12.2019
- Berger, A. N., Deyoung, R. (1997). "Problem Loans And Cost Efficiency in Commercial Banks", *Journal of Banking & Finance*, 21(6), 849-870.
- Boudriga, A., Taktak, N. B., Jellouli, S. (2010). "Bank Specific, Business And Institutional Environment Determinants Of Banks Nonperforming Loans: Evidence From Mena Countries", In *Economic Research Forum, Working Paper* (Vol. 547, pp. 1-28).
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics For Finance*, Cambridge University Press, Second Edition, New York.
- Castro, V. (2013). "Macroeconomic Determinants Of The Credit Risk In The Banking System: The Case Of The GIPSI", *Economic Modelling*, 31, 672-683.
- Coşkun, Y., Ümit, A. Ö. (2016). "Türkiye'de Hisse Senedi ile Döviz, Mevduat, Altın, Konut Piyasaları Arasındaki Eşbütünleşme İlişkilerinin Analizi", *Business & Economics Research Journal*, 7(1), 47-69.
- Das, A., Ghosh, S. (2007). "Determinants Of Credit Risk In Indian State-Owned Banks: An Empirical Investigation", Published in: *Economic Issues*, Vol. 12, No. 2 (September 2007): pp. 48-66.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1981). "Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With A Unit Root", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- Farhan, M., Sattar, A., Chaudhry, A. H., & Khalil, F. (2012). "Economic Determinants Of Non-Performing Loans: Perception Of Pakistani Bankers", *European Journal Of Business And Management*, 4(19), 87-99.
- Fries, S., Neven, D., Seabright, P. (2002). "Bank Performance In Transition Economies", Working Paper N. 76, European Banks for Reconstitution and Development.
- Gezu, G. (2014). *Determinants Of Nonperforming Loans: Empirical Study In Case Of Commercial Banks In Ethiopia* (Doctoral Dissertation Jimma University).
- Granger, C. W. (1969). "Investigating Causal Relations By Econometric Models And Cross-Spectral Methods", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Granger, C. W. (1969). "Investigating Causal Relations By Econometric Models And Cross-Spectral Methods", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis Of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 2-3, pp. 231-254.
- Keeron, W.R. (1999). "Does Faster Loan Growth Lead to Higher Loan Losses?", *Economic Review*. Second Quarter. pp. 57-75.
- Keeton, W. R., Morris, C. S. (1987). "Why Do Banks' Loan Losses Differ?", *Economic Review*, 72(5), 3-21.

- Mackinnon, J. G. (1996). "Numerical Distribution Functions For Unit Root And Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618.
- Mackinnon, J. G., Haug, A. A., Michelis, L. (1999). "Numerical Distribution Functions Of Likelihood Ratio Tests For Cointegration", *Journal of applied Econometrics*, 14(5), 563-577.
- Mileris, R. (2012). "Macroeconomic Determinants of Loan Portfolio Credit Risk in Banks", *Engineering Economics*, 23(5), 496-504.
- Öner, H. (2018). "Tüketici Ve Üretici Fiyat Endeksleri Arasındaki İlişkinin Granger Nedenlilik Testi Yoluyla İncelenmesi", *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi (FESA)*, 3(1), 318-327.
- Poyraz, E., Arlı, O. E. (2019). "Dövizdeki Volatilitenin Takipteki Krediler Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği", *Journal of Accounting & Finance*, 84.
- Rajan, R., Dhal, S. C. (2003). "Non-Performing Loans And Terms Of Credit Of Public Sector Banks In India: An Empirical Assessment", *Reserve Bank Of India Occasional Papers*, 24(3), 81-121.
- Reddy, Y.V., (2004), "Credit Policy, Systems, and Culture", *Reserve Bank of India Bulletin*, 58(3), 303-311.
- Salas, V., J. Saurina. (2002). "Credit Risk in Two Institutional Regimes: Spanish Commercial and Savings Banks", *Journal of Financial Services Research*. Vol. 22, N. 3, pp.203-224.
- Sevüktekin, M., Çınar, M. (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi EViews Uygulamalı*, Dora Yayıncılık, 5. Baskı, Bursa.
- Siddiqui, S., Malik, S. K., Shah, S. Z. (2012). "Impact of Interest Rate Volatility on Non-Performing Loans in Pakistan", *International Research Journal of Finance and Economics*, 84, 66-70.
- Tekşen, Ö., Çelik, M. (2018). "Kredi Türlerinin Takipteki Krediler Oranına Etkisi: Varlık Temelli Krediler Yüksek Takipteki Krediler Oranı İçin Bir Kalkan Mı?", *Journal of Accounting & Finance*, (79).
- Türkiye İstatistik Kurumu, İnşaat Maliyeti Endeksi. <https://biruni.tuik.gov.tr/medas/?kn=143&locale=tr>, Erişim Tarihi: 20.12.2019
- Vogiazas, S. D., Nikolaidou, E. (2011). "Investigating The Determinants Of Nonperforming Loans In The Romanian Banking System: An Empirical Study With Reference To The Greek Crisis", *Economics Research International*, 1-13.
- Yüksel, S. (2016). "Bankaların Takipteki Krediler Oranını Belirleyen Faktörler: Türkiye İçin Bir Model Önerisi", *Bankacılar Dergisi*, 98, 41-56.



# Sürdürülebilir Büyümede Enerjinin Rolü: Türkiye'nin Kaynak Bolluğu-Enerji Kıtlığı Paradoksu<sup>1</sup>

Rabia Aktaş ŞENKARDEŞLER<sup>2</sup>

**Makale Gönderim Tarihi:** 20 Aralık 2020

**Makale Kabul Tarihi:** 20 Ocak 2021

## Öz

Dünya üzerinde orantısız dağılmış olan fosil yakıtların bir gün tükenecek olması ve çevreye verdikleri zararlar sebebiyle yenilenebilir enerji kaynakları tüm ülkeler için önemli hale gelmiştir. Bu çalışmanın amacı Türkiye'nin kendi enerji potansiyelinden yeterince faydalanmadığını ve bu sebeple atıl kapasiteyle üretime devam ettiği için büyümesinin sürdürülebilir olamayacağını ampirik olarak ispatlamaktır. Bu amaçla elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Granger Nedensellik Testi sonucuna göre incelenen dönemde Türkiye'de net elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme oranları arasında nedensellik ilişkisi olmadığı saptanmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Sürdürülebilir Büyüme, Yenilenebilir Enerji, Elektrik, Hata Düzeltme Modeli, Nedensellik

**JEL Sınıflandırması:** E00, F43, O44, O47, O43

<sup>1</sup> Bu makale 15-17 Ekim 2020 tarihleri arasında Konya'da düzenlenen 4. Ekonomi Araştırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresinde sözlü bildiri olarak sunulmuş ve kongre bildiri kitabında özeti yayınlanmış bildirinin genişletilmiş halidir.

<sup>2</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Beykoz Üniversitesi, rabiasenkardesler@beykoz.edu.tr, Orcid ID:0000-0003-4198-5101

## The Role Of Energy In Sustainable Growth: Turkey's Resource Abundance-Energy Scarcity Paradox

### Abstract

Renewable energy resources have become important for all countries due to the fact that fossil fuels, which are disproportionately distributed around the world, will one day run out and they cause damage to the environment. The aim of this study is to prove empirically that Turkey does not make enough use of its own energy potential and therefore its growth can not be sustainable because it continues to produce with inert capacity. For this purpose, the causal relationship between electricity consumption and economic growth was investigated. According to the results of the Granger causality test, it was found that there was no causal relationship between net electricity consumption and economic growth rates in Turkey during the period studied.

**Key Words:** Sustainable Growth, Renewable Energy, Electricity, Error Correction Model, Causality

**JEL Classification:** E00,F43,O44,O47,O43

### 1. Giriş

Türkiye birincil enerji kaynakları bakımından zengin bir ülke değildir. Faktör donatımındaki bu dezavantaj Türkiye'yi enerjide dışa bağımlı kılmaktadır. Bu durum ithal girdi sebebiyle döviz rezervlerinde azalma, döviz kurlarındaki artışa bağlı olarak maliyet enflasyonu ve ithal girdi talebindeki artış sebebiyle cari açık sorununa sebep olmaktadır. Tüm bunlara ek olarak birincil enerji kaynağı kullanımının çevreye verdiği zararlar da hesaba katıldığında ekonomik büyümenin sürdürülebilir olması pek muhtemel gözükmemektedir. Tüm bu olumsuzluklara rağmen, Türkiye güneş, rüzgâr, su gibi yenilenebilir enerji kaynakları bakımından oldukça zengindir. Bu kadar kaynak bolluğuna rağmen enerji kıtlığı çekiyor olması Türkiye için paradoksal bir durumdur. Bu çalışmanın amacı Türkiye'nin sahip olduğu doğal kaynaklardan yeterince faydalanmadığını ve bu sebeple sürdürülebilir büyüme hedefine ulaşmasının zor olduğunu ampirik olarak ortaya koymaktır.

### 2. Sürdürülebilir Büyümede Enerji Faktörü

Sürdürülebilirliğin ortak kabul görmüş tanımı, gelecek nesillerin ihtiyaçlarını karşılama imkânlarını tüketmeden bugünün ihtiyaçlarını karşı-

lamaktır. Sürdürülebilir büyüme birbirinin tamamlayıcısı olan ekonomik, sosyal ve çevresel sorunların bir bütün olarak değerlendirilip aralarında ki dengenin korunmasını hedefler.

Sanayi devrimi ekonomi tarihi açısından bir dönüm noktasıdır. Buhar gücünün keşfi üretim yapısında köklü değişimlere sebep olmuş ve üretimde enerjinin önemi anlaşılmıştır. Üretimin kolaylaşması ve hızlanması teknolojik gelişmeleri de hızlandırmıştır. Batılı ülkeler teknolojik yenilikler sayesinde zenginleşmiş, zenginleştikçe yeni teknolojiler için daha çok kaynak yaratabilmişlerdir. Teknolojik yeniliklere sahip olan ve olmayan ülkeler arasında gelişmişlik farkı daha da belirgin hale gelmiştir. Bu sebepten enerji ülkelerin gelişmişlik düzeylerinde oldukça etkilidir. Uluslararası analizlerde kişi başına düşen birincil enerji kaynaklarının tüketim oranı, ülkelerin refah seviyelerinin tespit edilmesinde belirleyici bir faktördür.

Kapitalist sistemde bireyler satın alma gücündeki artışla yaşam standardı artışını aynı görmekte-dirler. Daha fazla tüketme isteği ise daha fazla üretmenin motivasyonu olmaktadır. Üretim artışı ekonomik büyümeyi tetiklese de kaynakların plansız tüketimi bir sonraki dönemin üretimini riske atmaktadır. Enerji büyümenin, büyüme hırsı da çevre sorunlarının sebebi olmaktadır. En önemli çevre sorunları fosil enerji kaynaklı küresel ısınma ve iklim değişikliğidir. Çevre kirliliğinin sebep olduğu hastalıklardaki artış yaşam standardını ve sosyal hayatı olumsuz etkilemektedir.

Büyüme kaynaklı gelir artışı ithal ürün talebini de artırmaktadır. Buna ilaveten birçok ülke üretimde temel girdi olan enerjiyi ithalat yoluyla karşılamak zorundadır. İthalata bağımlı büyüyen ekonomiler cari açık, enflasyon ve kur sarmalından kurtulamamaktadırlar. Diğer makroekonomik göstergelerde bozulmalara yol açan büyümenin sürdürülebilir olması imkânsızdır.

19. yüzyılın başından itibaren maliyet avantajından dolayı üretimde fosil yakıtlar tercih edilmiştir ancak 1973'te yaşanan petrol krizi ile enerji arz güvenliğinin ve yenilenebilir enerji kaynaklarının önemi anlaşılmıştır. Petrol fiyatlarındaki hızlı artış sonucu petrol üreten ülkeler önemli gelirler elde ederken petrol ithal eden ülkelerin ekonomileri büyük zarar görmüştür. Enerji fiyatlarındaki artış maliyet enflasyonuna, yeterli enerjiye ulaşamamak ise üretimin ciddi miktarlarda azalmasına sebep olmuş ve stagflasyon yaşanmıştır. Enerji ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki teori olmaktan çıkıp realiteye dönüşmüştür.

Sanayileşme, şehirleşme ve nüfus artışına paralel olarak sürekli artan enerji talebine karşılık enerji kaynaklarının sürekli azalıyor olması büyümenin devamlılığını tehlikeye sokacağından yenilenebilir enerji kaynaklarının önemi artmıştır. Üretimde fosil yakıtlar yerine yenilenebilir kaynaklara dönüşümü zamanında tamamlayamayan ülkeler sanayi devrimini kaçıran ülkelerle aynı kaderi yaşayacaklardır.

### **2.1. Enerji Ve Ekonomik Büyüme Üzerine Teorik Tartışmalar**

Enerji kullanımının ekonomik büyüme üzerindeki etkisine ait literatürde birbirine zıt iki görüş bulunmaktadır. Birinci görüş enerji kullanımının ekonomik büyüme üzerinde bir etkisi olmadığını, enerji maliyetlerinin üretim maliyetleri içindeki payının düşük olduğunu savunmaktadır. Diğer görüş ise enerji olmadan emek ve sermayenin kullanılamayacağından değeri yaratan kaynak olarak enerjiyi görmektedir.

Neo-klasik iktisadın üretim fonksiyonu emek ve sermaye faktörleriyle sınırlıdır. Ekonomik büyüme ise bu faktörlerin sayısında veya verimliliklerindeki artış oranıyla ölçülmektedir. Verimlilik artışına sebep olabilecek enerjiyi ve doğal kaynakların üretimdeki rolünü ihmal eden bu görüş çevre iktisatçıları tarafından eleştirilmiştir.

Georgescu-Roegen(1971, 1975) üretim teorisinde enerjinin de bir üretim faktörü olarak dahil edilmesi gerektiğini belirtmiştir. Neoklasiklerce üretim faktörü yerine ara girdi olarak görülen enerji ekolojik üretim modelinde üretim faktörü olarak görülmektedir. Beaudreau(1998) ve Kummel v.d.(2000)'e göre üretim enerji tüketiminin sonucunda ortaya çıkmaktadır ve temel üretim faktörleri emek, sermaye ve enerjidir. Ayres ve Warr(2005) enerji yerine enerji verimliliğini kullanmışlardır.

Enerji kaynakları ve ekonomik büyüme ilişkisi ilk olarak Roshe ve Tatom(1977) tarafından üretim fonksiyonları kullanılarak incelenmiştir. Kraft ve Kraft(1978)'in çalışması ise enerji ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi nedensellik araştırması yaparak inceleyen öncü çalışmadır. Kraft ve Kraft(1978) Amerika için GSMH ve enerji tüketimi ilişkisini Sims(1972)'in nedensellik testini kullanarak 1947-1974 yılları için incelemişler ve çalışmanın sonucunda GSMH'dan enerji tüketimine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi saptamışlardır. Akarca ve Long(1980) sadece iki yıl sonra aynı yöntem ve verileri kullanıp incelenen periyodu iki yıl kısaltarak tekrar test etmişler ve iki değişken arasında anlamlı bir ilişki olmadığını tespit etmişlerdir. Bu çelişki literatürün devamında da görülmektedir.

Enerji ve ekonomik büyüme ilişkisi üzerine oldukça geniş bir literatür olmasına rağmen konuyu elektrik tüketimi özelinde inceleyen çalışmalar nispeten sınırlıdır. İncelenen dönem, ülke ve metodolojiye bağlı olarak farklı sonuçlar elde edildiği elektrik tüketimi ve büyüme ilişkisini inceleyen çalışmalarda da görülmektedir. Bu konuda literatürde bir görüş birliği olmadığını söylemek mümkündür. Aşağıda elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme ilişkisini önce sadece Türkiye, ardından da çeşitli ülke ve ülke grupları için yapılmış ampirik çalışmalara ait literatür sunulmuştur.

### **3. Literatür Araştırması**

Bu bölümde elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme ilişkisini inceleyen çalışmalar kronolojik olarak özetlendikten sonra, aynı ilişkiyi çeşitli ülke ve ülke grupları için inceleyen literatür özeti tablo olarak sunulmuştur.

#### **3.1. Elektrik Tüketimi Ve Ekonomik Büyüme İlişkisini Türkiye Özelinde Ampirik Olarak İnceleyen Literatür Özeti:**

1950-1991 yıllarına ait verilere Hata Düzeltme Modeli çerçevesinde uyguladığı nedensellik testi sonucuna göre elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit eden Terzi (1998), elektrik arzını artırıcı politika izlenmesini tavsiye etmiştir.

Elektrik tüketiminden büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi saptayan Nişancı (2005), 1970-2003 dönemi verilerine eş bütünleşme ve vektör hata modeli uyguladığı çalışmasında nüfus artışının elektrik talebini de artıracığına dikkat çekmiş ve elektrik üretim yatırımlarının artması gerektiğini belirtmiştir.

Altınay ve Karagöl(2005), 1950-2000 dönemini kapsayan dataya uyguladıkları Granger nedensellik testi sonucunda elektrik tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik saptayarak ekonomik büyümenin sürdürülebilir olması için elektrik arzının hayati rol oynadığını öne sürmüşlerdir.

Karagöl, Erbaykal ve Ertuğrul (2007), sınır testi yaklaşımıyla 1974-2004 yıllarının verileri ile çalışmışlar ve elektrik tüketimi ve büyüme arasında kısa dönemde pozitif, uzun dönemde ise negatif ilişki olduğunu tespit etmişlerdir.

Kar ve Kınık (2008), 1975-2005 dönemini kapsayan çalışmalarda uzun dönemli ilişkinin varlığını Johansen Eşbütünleşme yardımıyla

belirlemişlerdir. Vektör Hata Düzeltme mekanizmasını kullanarak elektrik tüketiminden büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi buldukları çalışmalarında enerji arzının önemine vurgu yapmışlardır.

Kısa dönemde çift yönlü, uzun dönemde ise büyümeden elektrik tüketimine tek yönlü nedensellik ilişkisi saptayan Aktaş ve Yılmaz (2008), 1970-2004 yıllarına ait verilere uyguladıkları Granger nedensellik testi bulgularına göre elektrik üretim kapasitesinin artırılması gerektiğini belirtmişlerdir.

Aktaş (2009), Granger nedensellik testi yardımıyla 1970-2006 dönemini inceleyerek kısa ve uzun dönemde ekonomik büyümeden elektrik tüketimine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu tespit etmiştir.

1975-2006 dönemi için Johansen Eşbütünleşme testi uygulayarak elektrik tüketimi ve GSYH arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını tespit eden Kapusuzoğlu ve Karan (2010), VHDM'ne dayanan Granger Nedensellik analizi sonucunda ise GSYH'dan elektrik tüketimine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığını saptamışlardır. Elde ettikleri bulgulara göre elektrik enerjisinin elde edilmesinde kullanılan birincil kaynakların temin edilmesinin ekonomik faaliyetlerin aksamaması için önemli olduğunu ifade etmişlerdir.

Polat, Uslu ve San (2011), 1950-2006 dönemi için yaptıkları çalışmada ARDL sınır testine göre uzun dönemde istihdam, elektrik tüketimi ve GSMH arasında uzun dönemde eşbütünleşme tespit etmişlerdir. Kısa dönem araştırması için kullandıkları Granger nedensellik testi sonucuna göre ise, istihdam ve elektrik tüketiminden GSMH 'ya yönelik uzun dönem bir nedensellik olmadığını tespit ettikleri çalışmalarında elektrik tüketimini teşvik edici politikaların yalnız uzun dönemde büyümeye olumlu katkısı olacağını ortaya koymuşlardır.

1998-2011 dönemini inceleyen Ertuğrul (2011), Johansen Eşbütünleşme analizi bulgularına dayanarak elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Dataları Kalman Filtresi yaklaşımıyla incelediğinde ise Elektrik tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde incelenen dönem boyunca giderek artan bir etkisi olduğunu tespit ettiğinden enerji arz güvenliğinin önemine dikkat çekmiştir.

Bayraktutan, Uçak ve Bicil (2012), aralarında Türkiye'nin de bulunduğu on iki ülkenin 1980-2008 verilerini kullanarak yaptıkları çalışmada Granger nedensellik testine göre şu sonuçlara ulaşmışlardır:

Arjantin, Güney Kore, Portekiz ve Türkiye’de elektrik tüketimi ile büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi vardır. Meksika ve Filipinler’de elektrik tüketiminden büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Çin, Hindistan ve Şili’de büyümeden elektrik tüketimine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi vardır. Macaristan da ise bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Akbaş ve Şentürk (2013), aralarında Türkiye’nin de bulunduğu dokuz Mena ülkesi için 1978-2009 dönemine ait elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme ilişkisini incelemişlerdir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını Pedroni ve panel CUSUM eşbütünleşme testleriyle ortaya koymuşlardır. Hata Düzeltme Modeline dayalı Granger nedensellik testi sonucuna dayanarak elektrik tüketimi ve GSYH arasında çift yönlü ilişki tespit etmişler ve karar vericilerin elektrik tüketimini koruyucu politikalarının ekonomik büyümeyi yavaşlatabileceğini ifade etmişlerdir.

Saatçi ve Dumrul(2013)’un 1960-2008 verilerini kullanarak FMOLS ve DOLS yöntemiyle yürüttükleri çalışmanın sonucuna göre uzun dönemde her %1’lik elektrik tüketimi artışı büyümeyi % 0,33 – 0,37 oranında artırmaktadır.

Nazlıoğlu, Kayhan ve Adıgüzel (2014), 1967-2007 dönemini kapsayan çalışmalarında eşbütünleşmeyi ARDL sınır yaklaşımıyla, nedenselliği ise doğrusal ve doğrusal olmayan Granger yöntemiyle test etmişlerdir. Hata Düzeltme Modeline dayalı doğrusal Granger testine göre hem kısa hem de uzun dönemde elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir. Doğrusal olmayan nedensellik test sonucuna göre elektrik koruma politikasının Türkiye’de ekonomik büyümeye zarar vermeyeceği sonucuna varmışlardır.

Shahbaz, Öztürk ve Ali (2015), 1971-2009 verileriyle elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi finansal gelişme, emek ve sermaye faktörleri ile birleştirerek ARDL sınır testi yaklaşımıyla incelemişlerdir. Uzun dönemde tüm değişkenlerin ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkilerinin olduğunu tespit ettikleri çalışmada enerji sektörüne yapılacak yatırımlardaki artışın büyümeyi hızlandıracağını savunmuşlardır.

Otuz OECD ülkesi için 1980-2010 yıllarını Panel Vektör Hata Düzeltme Modeli ile inceleyerek GSYH ile elektrik tüketimi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit eden Ergun ve Polat (2015), fosil kaynak tüketiminin çevre sorunları yarattığını belirterek yenilenebilir enerji kaynaklarını önermişlerdir.

İsmiç (2015), aralarında Türkiye'nin de bulunduğu sekiz ülkenin 1990-2012 dönemi üzerine Tesadüfî Katsayılar Modeli ve Görünüşte İlişkisiz Regresyon Modeli ile yaptığı araştırmasında ekonomik büyümenin elektrik tüketiminde artışa sebep olduğunu saptamıştır. Elektriğin üretildiği birincil kaynakların sınırlı olduğunu ve yenilenebilir enerjinin yaygınlaşması gerektiğini ifade etmiştir.

Acaravcı, Erdoğan ve Akalın (2015), 1974-2013 dönemi için elektrik tüketiminden kişi başına Gayri Safi Milli Hâsıla'ya doğru tek yönlü ilişkinin hem kısa hem de uzun dönem için geçerli olduğunu Granger Nedensellik Testi kullanarak tespit etmişlerdir. Elektrik tüketimindeki artışın büyümeyi artıracığından yeni elektrik santrallerinin planlanması gerektiğini ifade etmişlerdir.

Eren, Polat ve Aydın (2016), 1975-2013 dönemine ilişkin elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme ilişkisini yapısal kırılmalı yöntemle incelemişler ve uzun dönemde elektrik tüketimindeki % 1'lik artışın ekonomik büyümeyi %0,06 oranında artıracığını tespit etmişlerdir.

Savaş ve Durğun (2016), 1980-2010 yılları için elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını sorgulamak için Johansen Eşbütünleşme, ilişkinin yönünü saptamak içinse Granger Nedensellik testini kullanmışlardır. Büyümeden elektrik tüketimine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit ettikleri çalışmalarında, elektrik piyasasına uygulanacak koruma politikalarının büyüme üzerinde olumsuz bir etki yaratmayacağını öne sürmüşlerdir.

Yıldırım ve Dağdemir (2018), 1991-2015 verilerini Granger nedensellik testi ile ölçerek elektrik tüketiminden GSYH' ya doğru tek yönlü nedensellik tespit etmişlerdir.

Aydın ve Bozdağ (2018)'in yenilenebilir enerji kaynaklarına yönelmeyi önerdikleri çalışmaları 1977-2014 dönemini kapsamaktadır. Çalışmalarında Johansen eşbütünleşme analizine göre elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme değişkenlerinin uzun dönemde birlikte dengeye geldiğini, Granger nedensellik analizine göre ise elektrik tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu gözlemlemişlerdir.



### 3.2 Elektrik Tüketimi Ve Ekonomik Büyüme İlişisini Çeşitli Ülke Ve Ülke Grupları İçin Ampirik Olarak İnceleyen Literatür Özeti:

Yazarlar	Dönem	Örneklem	Yöntem	Sonuç
Murray ve Nan (1994)	1970 - 1990	Almanya, İsrail, Portekiz, Amerika, İngiltere, Zambiya, Fransa ve Norveç	Granger Nedensellik	ELT~Y
Yang (2000)	1954 - 1997	Tayvan	EngleGranger	ELY $\leftrightarrow$ Y
Ghosh (2002)	1950 - 1997	Hindistan	Granger Nedensellik	Y@ELT
Stern ve Enflo (2003)	1850 - 2000	İsveç	Granger Nedensellik	Y@ELT
Ghali ve El Sakka (2004)	1961 - 1997	Kanada	Vektör Hata Düzeltme Modeli	ELT $\leftrightarrow$ Y
Shiu ve Lam (2004)	1971 - 2000	Çin	Hata Düzeltme Modeli	ELT@Y
Lee (2005)	1975 - 2001	18 Gelişmekte olan ülke	Panel Eşbütünleşme Testi	ELT@Y
Narayan ve Smith (2005)	1966 - 1999	Avustralya	ARDL Sınır Testi	Y@ELT
Mozumder ve Marathe (2007)	1971 - 1999	Bangladeş	Vektör Hata Düzeltme Modeli	Y@ELT
Ho ve Siu (2007)	1966 - 2002	Hong - Kong	Vektör Hata Düzeltme Modeli	ELT@Y
Narayan ve Prasad (2008)	1960 - 2002	30 OECD Ülkesi	Granger Nedensellik	ELT@Y(Avustralya,İtalya, Slovak Cumhuriyeti, Çek Cumhuriyeti, Portkeiz) Y@ELT (Finlandiya, Macaristan, Hollanda) ELT $\leftrightarrow$ Y(İzlanda, Kore, BirleşikKrallık) ELT~Y(Almanya, Avusturya, Belçika,Kanada, Danimarka, Fransa, Yunanistan, Japonya,Lüksemburg, Meksika, Yeni Zelanda, Norveç, Polonya, İspanya, İsveç, İsviçre, Türkiye, Amerika) ELT $\leftrightarrow$ Y (Mısır, Gabon, Morokko)
WoldeRufael (2006)	1971 - 2001	17 Afrika Ülkesi	ARDL Sınır Testi	ELT~Y (Cezayir, Kongo Cumhuriyeti, Kenya, Sudan ve Güney Afrika) ELT@Y(Benin, Demokratik Kongo Cumhuriyeti, Tunus) Y@ELT (Kamerin, Gana, Nijerya, Senegal, Zambiya, Zimbabve)
Zhang ve Chang (2009)	1960 - 2007	Çin	Toda -Yamamoto Testi	Y@ELT
Belloumi (2009)	1971 - 2004	Tunus	Vektör Hata Düzeltme Modeli	ELT@Y
Tsani (2010)	1960 - 2006	Yunanistan	Toda -Yamamoto Testi	ELT@Y
Zhang (2011)	1970 - 2008	Rusya	Toda -Yamamoto Testi	Y@ELT
Öztürk ve Acaravcı (2011)	1971 - 2006	MENA Ülkeleri	Hata Düzeltme ve ARDL Sınır Testi	ELT~Y
Dogher ve Yacoubian (2012)	1980 - 2009	Lübnan	TodaYamamoto Testi	Y@ELT
Dergiades vd. (2013)	1960 - 2008	Yunanistan	Parametrik Olan ve Olmayan Sınır Testleri	ELT@Y
Iyke ve Odhiambo (2014)	1971 - 2012	Gana	ARDL Sınır Testi	Y@ELT

Ampirik bulgulara dayanan farklılıkları açıklayabilmek için dört temel hipotez geliştirilmiştir. Bu hipotezler büyüme, muhafaza, geri besleme ve yansızlık kuramlarıdır.

Büyüme kuramı ekonomik büyüme ile enerji kullanımı arasında tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığını ve nedenselliğin yönünün enerji kullanımından ekonomik büyümeye doğru olduğunu kabul eder. Bu kurama göre enerji tüketimindeki artış ekonomik büyümeyi olumlu yönde desteklemektedir(Öztürk,2010). Bu bilgi politika yapıcılara elektrik tüketimini azaltmaya yönelik enerji tasarrufu politikası uygulamamaları gerektiği sinyali vermektedir(Şenkardeşler,2019).

Büyümeden enerji kullanıma doğru tek yönlü nedenselliğin varlığı muhafaza hipotezini desteklemektedir. Ekonomik büyümedeki artış enerji tüketiminin artmasına sebep olmaktadır(Squalli,2007). Bu durumda enerji arzının, artan gelire paralel olarak artacak enerji talebini karşılayacak düzeyde olması önemlidir (Şenkardeşler,2019).

Geri besleme kuramında iki yönlü nedensellik vardır. Kuram enerji kullanımı ve ekonomik büyümenin birlikte belirlendiğini ve birbirini aynı yönde etkilediğini belirtmektedir.

Enerji kullanımı ile ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisinin bulunmadığı durum yansızlık kuramı ile açıklanmaktadır. Bu koşulda enerji kullanımını artıran veya enerji tasarrufu sağlayan politikalar ekonomik büyüme üzerinde bir etki yaratmayacaktır. Ayrıca büyüme de enerji kullanımında artışa ya da azalışa sebep olmamaktadır. Bu kurama göre enerji büyümeyi destekleyen temel üretim faktörü olamaz.

#### 4. Türkiye’de Elektrik Enerjisi: 1975-2017 Dönemi

**Tablo-1:** Net elektrik tüketiminin sektörlere göre dağılımı

Distribution of net electricity consumption by sectors

Yıl	Toplam	Mesken	Ticaret	Resmi daire	Sanayi	Aydınlatma	Diğer <sup>(1)</sup>
Year	Total	Household	Commercial	Government	Industrial	Illumination	Other <sup>(1)</sup>
	(GWh)	(%)					
1975	13.492	17,5	4,9	3,7	64,8	1,9	7,2
1985	29.709	19,0	5,5	3,0	66,0	1,4	5,1
1995	67.394	21,5	6,2	4,5	56,4	4,6	6,8
2005	130.263	23,7	14,2	3,6	47,8	3,2	7,5
2015	217.312	22,0	19,1	3,7	47,6	1,9	5,7
2016	231.204	22,2	18,8	3,9	46,9	1,8	6,4
2017	249.023	21,8	19,8	4,1	46,8	1,8	5,7

**Kaynak:** TEDAŞ, Türkiye Elektrik Dağıtım ve Tüketim İstatistikleri

İkincil enerji kaynağı olan elektrik tüm birincil kaynaklardan üretilebilmekte ve hayatın her alanında kullanılmaktadır.

Net elektrik tüketiminin sektörlere göre dağılımı incelendiğinde en büyük paya sahip olan sektörün sanayi sektörü olduğu görülmektedir. Fakat yıllar itibariyle incelendiğinde sanayide elektrik kullanım oranının sürekli azaldığı görülmektedir. Bu durum sanayide ithal enerji kullanımının giderek arttığını göstermektedir. Evlerde kullanılan birçok alet elektrikle tamamlayıcılık ilişkisi içinde olduğundan elektrik tüketiminde mesken de önemli bir yer tutmaktadır. Ticari kesimin ise elektrik tüketimi sürekli artış göstermiştir.

Kurulu güç bir elektrik üretim tesisinin üretebileceği enerji miktarını göstermektedir. Aşağıdaki grafikte Türkiye’de Kurulu gücün yıllar itibariyle gelişimi gösterilmektedir.



**Kaynak:** TEİAŞ, Türkiye Elektrik Kurumu

İncelenen dönem içerisinde kurulu güç sürekli arttığı görülmektedir fakat Türkiye’nin elektrik üretebilme potansiyeli göz önünde bulundurulduğunda bu düzey çok yetersizdir. Aşağıdaki tabloda elektrik santrallerinin brüt üretimi ve Türkiye’nin net elektrik tüketimi gösterilmektedir.

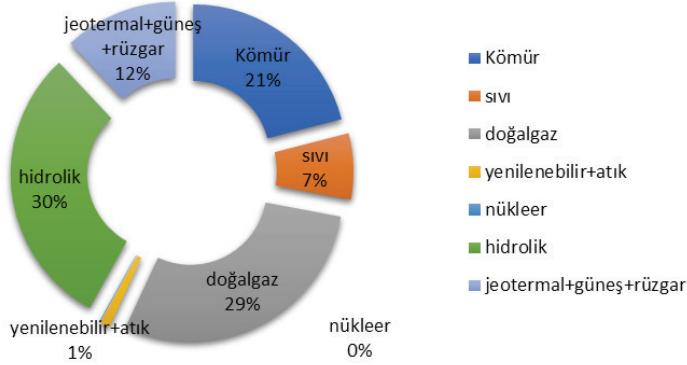
**Tablo-2:** Elektrik santrallerinin toplam kurulu gücü, brüt üretimi, net elektrik tüketimi

Power installed of power plants, gross generation and net consumption of electricity			
Yıl	Toplam kurulu güç	Brüt Üretim	Net tüketim
Year	Total power installed	Gross generation	Net consumption
	(MW)	(GWh)	
1975	4 186,6	15 622,8	13 491,7
1985	9 121,6	34 218,9	29 708,6
1995	20 954,3	86 247,4	67 393,9
2005	38 843,5	161 956,2	130 262,9
2010	49 524,1	211 207,7	172 050,6
2015	73 146,7	261 783,3	217 312,3
2016	78 497,4	274 407,7	231 203,7
2017	85 200,0	297 277,5	249 022,6

Kaynak: TEDAŞ

1975-2017 yılları arasında toplam kurulu güçteki artışa bağlı olarak brüt elektrik üretimi ve net elektrik tüketimi de artmıştır. Net üretim ve tüketimin neredeyse eşit olmasının sebebi elektrik enerjisinin depolanma özelliğinin olmamasıdır, elektrik üretildiği anda tüketilmesi gereken bir enerji kaynağıdır. Bu tablodan elektrik talebinin arzına eşit olduğu anlaşılmaktadır. Elektrik arzının artırılmasıyla talebin de artması beklenebilir. Elektrik kullanımının diğer enerji kaynaklarına göre sınırlı olmasının sebebi tüketicinin tercihi değil, arzının kısıtlı olmasıdır. Yerli kaynaklardan elde edilecek kurulu gücün artırılması Türkiye açısından faydalı olacaktır.

Doğal kaynakların dünya üzerinde orantısız dağılımı sonucu Türkiye birincil enerji kaynaklarına yeterli oranda sahip değildir. Buna karşın coğrafi konumu sebebiyle oldukça avantajlı bir durumdadır. Fakat aşağıdaki grafikten de açıkça görüldüğü gibi, bu avantajını değerlendirilmemektedir.

**Grafik 2:** Türkiye Kurulu Gücünün Kaynaklara Göre Dağılımı

**Kaynak:** OECD

Elektrik enerjisini elde edildiği fosil kaynaklara göre incelediğimizde doğalgaz birinci kömür ikinci sıradadır. Maliyet avantajından dolayı tercih edilen kömür de tıpkı doğalgaz gibi ithal üründür ve her ikisi de çevreye ciddi zararlar vermektedirler.

Yenilenebilir enerji kaynakları arasında teknolojik gelişim bakımından en ileri düzeyde olan enerji çeşidi hidrolik enerjidir. Türkiye’de yenilenebilir enerji üretiminde en önemli paya sahip olan hidrolik enerji, işletme bakım giderlerinin az olması ve yakıt giderinin olmaması sebebiyle verimli bir enerji kaynağıdır.

Türkiye iklim koşulları bakımından birçok ülkeye oranla avantajlı durumdadır. Türkiye’nin ortalama yıllık toplam güneşlenme süresi 2640 saat ve günlük 7.2 saattir (MGM,2017). Buna rağmen 2017 yılı itibarıyla güneş enerjisi kurulu güç kapasitesi 2246 megavattır. Bu kapasitesiyle dünyada 15. Sırada yer almaktadır. Güneşlenme saati olarak Türkiye’ye göre dezavantajlı konumda bulunan Çin, Japonya ve Almanya ilk üç sırayı paylaşmaktadırlar(Enerji Atlası,2017).

Elektrik üretim tesisleri içerisinde rüzgâr enerjisi santralleri, çevre kirliliğine sebep olmaması, kurulum süreçlerinin kısa ve kolay oluşu, yatırım maliyetlerinin nispeten az olması ve elektrik enerjisine kolaylıkla dönüştürülebilir enerji çeşidi olması sebepleriyle birçok ülkede tercih edilmektedir. Türkiye rüzgâr potansiyeli bakımından zengin ülkeler arasındadır. 2017 yılı itibarıyla Türkiye’nin rüzgâr enerjisi santralleri kurulu gücü 37785 megavattır. (TÜREB,2017).

Grafik bir bütün olarak değerlendirildiğinde Türkiye'nin elektrik üretiminde nükleer enerjiden hiç faydalanmadığı, avantajlı olabilecek yenilenebilir kaynaklarından potansiyelinin altında yararlanarak kaynaklarını etkin kullanmadığı, ithalat yoluyla karşıladığı ve çevreye zararlı olan fosil yakıtlardan elektrik üretmeye devam ettiği anlaşılmaktadır.

## 5. Metodoloji

Ampirik analizin amacı Türkiye için 1974-2017 dönemine ait elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme oranları arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktır.

1973'te yaşanan petrol krizi sebebiyle Türkiye'nin ekonomik büyüme oranı bir önceki yıla göre %4.22 azalmış ve petrol ithal eden bir ülke olduğu için dış ticaret açığı yaklaşık %13 artmıştır. 1974 yılı Türkiye'nin enerji politikalarını revize etmeye ve alternatif enerji kaynağı olan elektrik tüketimini artırmaya başladığı yıldır. Bu sebeple analiz döneminin başlangıç yılı 1974 olarak seçilmiştir.

Araştırmada kullanılan değişkenler net elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme oranlarıdır. Enerji kaynakları arasından elektrik enerjisinin değişken olarak seçilmesinin sebepleri şunlardır: Elektrik enerjisi tüm enerji kaynaklarından üretilebildiği için arz güvenliği olan, hayatın her alanında ihtiyaç duyulduğu için kullanımı yaygın ve çevreye zararsız bir enerji kaynağıdır. Ekonomik büyüme ise Türkiye'nin temel hedefi olduğu için değişken olarak seçilmiştir. İncelenen literatürün tamamında ekonomik büyümeyi temsilen GSYH verilerinin kullanıldığı tespit edilmiştir. Bu çalışmada GSYH verileri değil, GSYH' daki değişim oranlarıyla ölçülen ekonomik büyüme oranları kullanılmıştır, çünkü incelenen seride negatif büyümenin yaşandığı yıllar da mevcuttur.

Çalışmada kullanılan datalar OECD, TÜİK ve TEİAŞ tarafından sunulan istatistiklerden elde edilmiştir.

Ampirik analiz Eviews paket programı kullanılarak yapılmıştır.

İncelenen dönem için oluşturulan seriler zaman içerisinde sistematik bir değişim gösteriyorsa yapılacak testler anlamsız olacağından analize birim kök testi yapılarak başlanmıştır. Serilerin durağanlığı ADF yöntemiyle sınanmıştır. Ardından değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı Johansen Eş bütünleşme Testi ile sınanmıştır. Eş bütünleşmenin test edilebilmesinin ön koşulu serilerin aynı düzeyde durağan olmalarıdır. Bu amaçla yapılan fark alma işlemi sırasında uzun dönem bilgisinde kayıplar oluşmakta ve bu kayıplar dengesizliklere sebep ol-

maktadır. Kayıplardan kaynaklanan dengesizlikleri gidermek için Hata Düzeltme Modeli uygulanmıştır. Son olarak değişkenler arasında nedensellik ilişkisi olup olmadığını anlamak ve böyle bir ilişki varsa yönünü tespit etmek amacıyla Granger Nedensellik Testi uygulanmıştır. Bu çalışmada Granger Nedensellik Testi hem VAR hem de Pairwise metotlarıyla uygulanmıştır.

### 5.1. Ampirik Analiz

Geçmiş dönem verilerinden etkilenme eğiliminde olan zaman serileri ardışık bir şekilde gözlemlenen sayısal değerlerdir (Sevüktekin ve Nargeleçeken, 2007:41). İncelenen seriler eğer zaman içerisinde sistematik bir değişim gösteriyorsa seri üzerinde yapılan çalışmalar anlamlılığını yitirecektir. Bu sebeple zaman serisi analizlerinde en önemli konulardan biri durağanlıktır.

Bir zaman serisinin ortalaması ve varyansı zaman içerisinde değişmiyorsa ve bu iki dönem arasındaki kovaryans hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı ise o zaman serisi durağandır (Gujarati,1999:713).

Durağan olmayan serilerle çalışmak iki temel soruna sebep olur. Bunlardan ilki elde edilen regresyon modelleri ile yapılacak tahminler güvenilir olmaz. Diğeri ise sahte regresyon sorunudur (Yıldıratan,2010:244). Sahte regresyon iki değişken arasındaki ilişkinin gerçek derecesini değil, içlerinde bulunan ortak eğilimi yansıtır.

Bu çalışmada durağanlık sınaması Birim Kök Testi kullanılarak yapılmıştır.

#### 5.1.1. Birim Kök Testi

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

(1)Nolu denklemde  $u_t$  stokastik bir hata terimi olup,  $E(u_t)=0$ ,  $Var(u_t)=\sigma^2$  ve  $Kov(u_t, u_{t-s})=0$ ,  $s \neq 0$  için. Zaman serisi analizlerinde ortalaması ve kovaryansı sıfır, varyansı sabit olan hata terimi beyaz gürültü hata terimi olarak adlandırılır. Bu model 1. Dereceden otoregresif model olup AR(1) diye belirtilir. (1) nolu denklemde  $Y_{t-1}$ 'in katsayısı 1'e eşitse ( $\rho=1$ ), birim kök sorunu vardır yani  $Y$  değişkeni kendisinin bir dönem önceki değerleri ile ilişkili olması sebebiyle seri durağan değildir. Bu durumda (1)nolu denklem

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

şeklini alır. Bu çalışmada Birim Kök Sınaması Dickey-Fuller (1979) yöntemiyle yapılmıştır. Dickey-Fuller (1979) testinde  $H_0: \rho = 1$  hipotezinin %1, %5 ve %10 düzeylerine göre kabul-red sınırları MacKinnon (1991,1996) kritik değerleri tarafından belirlenmiştir. Tau istatistiğinin olasılık değeri 0.05'ten büyük ise  $H_0$  kabul edilir ve serinin birim kökten arındırılması gerekmektedir.

Dickey-Fuller (1979) testine güvenilebilmesi için hata terimlerinin otokorelasyonsuz ve sabit varyanslı olması gerekmektedir. DF denkleminde otokorelasyonu ortadan kaldırmak için ADF denklemlerinin tahmin edilmesi gerekmektedir.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 + \delta Y_{t-1} + \sum \Delta y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

(3)nolu denkleme DF sınaması uygulanırsa ADF sınaması yapılmış olur. Bu denkleme  $\delta=0$  ise  $H_0$  hipotezi kabul edilir.

Null Hypothesis: NETCONS has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic – based on SIC, maxlag=9)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey - Fuller Test Statistic		11.45900	1.0000	
Test critical values	1% level	-2.621185		
	5% level	-1.948886		
	10% level	-1.611932		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
NETCONS(-1)	0.058058	0.005067	11.45900	0.0000
R-squared	0.430551	Mean dependent var		5607.819
Adjusted R-squared	0.430551	S.D. dependent var		4808.618
S.E. of regression	3628.673	Akaike info criterion		19.25464
Sum squared resid	5.40E+08	Schwarz criterion		19.29602
Log likelihood	-403.3475	Hannan-Quinn criter		19.26981
Durbin-Watson stat	1.783419			

ADF birim kök testi için uygun gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Tablodan da görüldüğü gibi ADF test istatistiğinin olasılık değeri 0.05' ten büyük olduğundan  $H_0$  hipotezi kabul edilmiştir. Seride birim kök problemi olduğundan seriye fark alma işlemi uygulanmadır.



Null Hypothesis: D(NETCONS) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 8 (Automatic – based on SIC, maxlag=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey - Fuller Test Statistic			-5.588227	0.0003
Test critical values		1% level	-4.262735	
		5% level	-3.552973	
		10% level	-3.209642	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
D(NETCONS(-1))	-7.121567	1.274388	-5.588227	0.0000
D(NETCONS(-1),2)	5.950112	1.209203	4.920687	0.0001
D(NETCONS(-2),2)	5.230174	1.116301	4.685270	0.0001
D(NETCONS(-3),2)	4.318577	0.973817	4.434690	0.0002
D(NETCONS(-4),2)	3.646536	0.822109	4.435587	0.0002
D(NETCONS(-5),2)	2.812430	0.672936	4.179344	0.0004
D(NETCONS(-6),2)	2.128292	0.515999	4.124606	0.0004
D(NETCONS(-7),2)	1.585453	0.380268	4.169308	0.0004
D(NETCONS(-8),2)	1.224046	0.325303	3.762792	0.0011
C	-9788.131	2424.353	-4.037419	0.0006
@TREND("1975")	1846.715	326.6456	5.653573	0.0000
R-squared	0.780628	Mean dependent var	443.8273	
Adjusted R-squared	0.680913	S.D. dependent var	5322.151	
S.E. of regression	3006.364	Akaike info criterion	19.11605	
Sum squared resid	1.99E+08	Schwarz criterion	19.61489	
Log likelihood	-304.4149	Hannan-Quinn criter	19.28389	
F-statistic	7.828622	Durbin-Watson stat	1.627428	
Prob(F-statistic)	0.000032			

Fark alma işleminde uygun gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. ADF test istatistiği olasılık değeri 0.05 ten küçük, ADF test istatistiği kritik değerlerden büyük ve ADF test istatistiği mutlak değer olarak en büyük olduğundan  $H_0$  reddedilir. Sabit ve trend eklenmiş olan seriye 1. fark alma işlemi uygulandıktan sonra serinin durağan hale geldiği görüldüğünden başlangıçtaki rastsal yürüyüş serisinin 1. Dereceden bütünleşik olduğu anlaşılmaktadır.

Seriler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı eş bütünleşme analizi kullanarak belirlenebilir. Eş bütünleşme analizi durağanlık özelliğine sahip olmayan zaman serilerine ait değişkenlerin tümleşme derecelerinin aynı olması durumunda, söz konusu değişkenlerin doğrusal bileşenlerinin durağan olup olmadığının incelenmesini sağlar. Bu çalışmada

değişkenler arasındaki eş bütünleşmenin varlığı Johansen Eşbütünleşme Testi yardımıyla incelenmiştir.

### 5.1.2. Johansen Eşbütünleşme Testi

Johansen ve Juselius (1990), eşbütünleşme hipotezini test etmek için en çok benzerlik yöntemi ve Benzerlik Oranı Testlerini geliştirmişlerdir. Johansen Eşbütünleşme Testi birinci farkların Hata Düzeltme Modeli formu şöyledir;

$$\Delta X_t = \Gamma_t \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k+1} \Delta X_{t-k} + \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \text{ ve } \varepsilon_t \sim N(0, \Lambda) \quad t = 1, \dots, T.$$

Burada  $\Pi$ ,  $(n \times n)$  matris,  $\Gamma_t, \dots, \Gamma_{k+1}$  parametrelerin matrisi,  $X_t$   $(n \times n)$  birinci derece birim kök vektörü,  $\mu$   $(n \times 1)$  vektör sabit değer,  $\varepsilon_t$  hata terimi vektörü ve  $\Lambda$   $(n \times n)$  kovaryans matrisini göstermektedir. Eşitlikte  $\Delta X_t \sim I(0)$  olduğundan sağ tarafın durağan olması ancak  $\Pi X_{t-k}$ 'nin durağan olmasıyla gerçekleşir.

Eş bütünleşme testinde Johansen yaklaşımı Benzerlik Oranı Testine dayalıdır ve n-r hipotezine karşı n-r-1 alternatif hipotezine göre test edilir. Trace ve max statistic testi olmak üzere iki ayrı test kullanılmaktadır.

$$\Lambda_{\max} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \Lambda_i), \quad r = 0, \dots, n-1.$$

Burada  $\Lambda_i$  en yüksek Öz değerdir.

Max statistic testi ise,

$$\Lambda_{\max} = -T \ln(1 - \Lambda_i) \text{ şeklindedir.}$$

Date: 01/06/19 Time: 14:16  
 Sample (adjusted): 1981 2017  
 Included observations: 37 after adjustments  
 Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)  
 Series: GROWTH DNETCONS  
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. Of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None*	0.484352	37.97202	25.87211	0.0010
At most 1*	0.305067	13.46578	12.51798	0.0346

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\* MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. Of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.484352	24.50623	19.38704	0.0082
At most 1*	0.305067	13.46578	12.51798	0.0346

Max- eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\* MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'\*S11\*B=I):

GROWTH	DNETCONS	@TREND(76)
-0.321518	-0.000754	0.198429
-0.741835	0.001091	-0.258340

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D (GROWTH)	3.106903	0.455921
D (DNETCONS)	2118.117	-1316.254

1 Cointegrating Equation (s):                      Log likelihood    -443.6656

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

GROWTH	DNETCONS	@TREND(76)
1.000000	0.002344	-0.617163
	(0.00070)	(0.18000)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D (GROWTH)	-0.998924
	(0.00070)
D (DNETCONS)	-681.0120
	(200.076)

Yukarıda sunulan Eş bütünlüşme analizi sonuçlarına göre, İz ve Maksimum Öz değer istatistikleri iki eştümleştirici denklem saptamışlardır. Seriler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu anlaşılmıştır.

### 5.2.3. Hata Düzeltme Modeli

Hata düzeltme modeli uzun dönemdeki dengeden sapmayı gösterir. Bu nedenle sadece değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunda kullanılabilir. Uzun dönemli ilişkinin varlığı Johansen Eşbütünlüşme Analizi ile ortaya konmuştur. Eşbütünlüşmenin olabilmesi için serilerin durağan olması gerektiğinden serilere fark alma işlemi uygulanmıştır. Fark alma işlemi sırasında uzun dönem bilgisinde kayıplar

oluşmaktadır. Kayıplardan kaynaklanan dengesizlikler hata düzeltme modelleri kullanılarak ortadan kaldırılmaya çalışılır. Bu sebeple ampirik analize dahil edilen HDM'ne ait bulgular aşağıda verilmiştir.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
DNETCONS	0.000758	0.000154	4.912503	0.0000
C	3.604498	1.090888	3.304187	0.0020
@TREND	-0.153219	0.060460	-2.534234	0.0154
R-squared	0.394285	Mean dependent var		4.559524
Adjusted R-squared	0.363223	S.D. dependent var		4.349996
S.E. of regression	3.471224	Akaike info criterion		5.395641
Sum squared resid	469.9265	Schwarz criterion		5.519760
Log likelihood	-110.3085	Hannan-Quinn criter		5.441136
F-statistic	12.69336	Durbin-Watson stat		2.016244
Prob(F-statistic)	0.000057			

Yukarıdaki tabloda görüldüğü gibi tüm değişkenlere ait istatistiklerin olasılık değerleri ve F istatistiğinin olasılık değeri 0.05 ten küçüktür. Değişkenlerin tamamının anlamlı olduğu anlaşıldığından hata terimlerinin düzey değerde durağan olup olmadıklarını sınama aşamasına geçilebilir.

Null Hypothesis: HATATERIMLERI has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic – based on SIC, maxlag=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey - Fuller Test Statistic			-6.603832	0.0000
Test critical values	1% level		-4.198503	
	5% level		-3.523623	
	10% level		-3.192902	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
HATATERIMLERI(-1)	-1.050155	0.159022	-6.603832	0.0000
C	-0.542851	1.122657	-0.483541	0.6315
@TREND("1975")	0.019216	0.044967	0.427326	0.6716
R-squared	0.534499	Mean dependent var		-0.203846
Adjusted R-squared	0.509999	S.D. dependent var		4.862568
S.E. of regression	3.403800	Akaike info criterion		5.358017
Sum squared resid	440.2624	Schwarz criterion		5.483401
Log likelihood	-106.8394	Hannan-Quinn criter		5.403675
F-statistic	21.81627	Durbin-Watson stat		1.946857
Prob(F-statistic)	0.000000			

Hata terimlerinin olasılık değeri 0.05'ten küçük olduğu için  $H_0$  hipotezi reddedilir. Hata terimleri düzey değerinde durağanlık şartını sağlamaktadır. Bu aşamadan sonra HDM kurulabilir.

Dependent Variable: GROWTH Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
DNETCONS	0.000517	0.000117	4.412796	0.0001
HATATERIMLERI(-1)	-0.056802	0.167539	-0.339037	0.7364
C	1.482008	0.869631	1.704181	0.0965
R-squared	0.339140	Mean dependent var		4.414634
Adjusted R-squared	0.304358	S.D. dependent var		4.300207
S.E. of regression	3.586595	Akaike info criterion		5.462639
Sum squared resid	488.8194	Schwarz criterion		5.588023
Log likelihood	-108.9841	Hannan-Quinn criter		5.508297
F-statistic	9.750403	Durbin-Watson stat		1.894663
Prob(F-statistic)	0.000382			

Bu aşamada kontrol edilmesi gereken bir kısıt vardır. Birinci farkı alınmış hata terimlerinin katsayısının -1 ile 0 aralığında olması gerekmektedir. Tablodan da görüldüğü gibi hataterimleri(-1)'in katsayısı -0,056802'dir. Hata düzeltme mekanizmasının çalıştığı anlaşılmaktadır. Geçen yıl dengedeki bozulmanın bu yıl yaklaşık %0.57'si düzeltilmektedir.

#### 5.2.4. Granger Nedensellik Testi

Nedenselliğin varlığını ve yönünü istatistiksel açıdan belirleyen nedensellik analizi Granger(1969) tarafından geliştirilmiştir. Granger (1969)'a göre değişkenler arasında bir ilişkinin varlığı, aralarında bir nedensellik ilişkisi olduğunu garanti etmez.

Bu çalışmada nedensellik analizi için hem VAR hem de Pairwise Granger nedensellik testleri kullanılmıştır. İki yöntemde de aynı sonuca ulaşılmıştır.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Dependent variable: DNETCONS			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
GROWTH	3.219102	4	0.5219
All	3.219102	4	0.5219
Dependent variable: GROWTH			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
GROWTH	4.118741	4	0.3902
All	4.118741	4	0.3902

Bağımlı değişken olarak önce net elektrik tüketimi sonra ekonomik büyüme oranı kullanılmıştır. Değişkenlere ait olasılık değerleri 0.05 ten büyük olduğu için  $H_0$  hipotezi kabul edilmiştir. Tabloya göre büyüme oranı net elektrik tüketiminin nedeni değildir ve net elektrik tüketimi büyüme oranının nedeni değildir. VAR yöntemine dayalı Granger Nedensellik analizi sonucuna göre değişkenler arasında nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır.

Pairwise Granger Causality Tests			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
GROWTH does not Granger Cause DNETCONS	38	0.80478	0.5322
DNETCONS does not Granger Cause GROWTH		1.02969	0.4087

Pairwise yöntemiyle uygulanan Granger Nedensellik Testine göre ekonomik büyüme oranları ile net elektrik tüketimi arasında nedensellik ilişkisi yoktur.

## 6. Bulgular Sonuç Ve Öneriler

Johansen Eştleme Testi sonucuna göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki mevcuttur. Varyans araştırmasına dayanan Granger Nedensellik Testi sonucuna göre ekonomik büyüme ve elektrik tüketimi arasında bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Pairwise yöntemine dayanan Granger Nedensellik Testi de bu sonucu doğrulamaktadır. Ampirik analizden elde edilen bulgular yansızlık kuramını desteklemektedir. Değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisi tespit edilememesinin sebebi elektriğin diğer enerji kaynaklarından elde ediliyor olmasıdır. Aynı ilişki ekonomik büyüme ve doğalgaz, petrol, kömür arasında araştırılıyorsa veya ekonomik büyüme ve enerji tüketimi olarak genel bir yaklaşım izlenseydi sonuçlar farklı olabilirdi. Bulguları literatürdeki diğer çalışmalarla karşılaştırdığımızda sadece Narayan ve Prasad(2008)'in 30 OECD

ülkesi için Granger Nedensellik Testi uyguladığı çalışmasında Türkiye için benzer sonuca ulaşıldığı görülmektedir. İncelenen ülke ve kullanılan metot aynı olsa da çalışılan dönem aynı olmadığı için bu benzerlik tam bir bilgi sağlamamaktadır.

Ekonomik büyüme için üretim gereklidir. Üretim ise enerji kullanımını gerektirir. Türkiye’de üretim tesislerinde en çok kullanılan enerji türleri sırasıyla doğalgaz, elektrik, kömür ve petroldür. Birincil enerji kaynaklarına yeterince sahip olmayan Türkiye enerjide dışa bağımlıdır. İthalat yoluyla karşılanan enerji cari açık sorununun en önemli sebeplerinden birisidir. Kullanılan enerji yerli kaynak olmadığı için enerji arz güvenliği Türkiye için bir tehdit oluşturmaktadır. Üstelik yeterli döviz rezervine sahip olmayan Türkiye her zaman kur riskiyle karşı karşıyadır. Artan döviz kurları enerji maliyetlerini ve dolayısıyla üretilen malları pahalılaştırmakta ve enflasyona sebep olmaktadır. Bu şekilde ekonomik büyüme sağlansa bile bunun sürdürülebilir olması mümkün değildir. Bu bilgilere dayanarak Türkiye’nin yenilenebilir enerji kaynaklarına yatırımlarını artırması önerilebilir. Elektrik üretimini yenilenebilir ve yerli kaynak olan güneş, rüzgâr, su enerjisi kullanarak sağlamak ekonomide enerjinin yükünü hafifletecek, diğer makroekonomik göstergelerde bozulmalara yol açmayacak, enerji arz güvenliğini tehdit olmaktan çıkaracak ve çevreye verilen zararlar en aza indirgenmiş olacaktır. Bu sayede ekonomik büyümenin sürdürülebilirliği sağlanabilir.

## Kaynakça

- Acaravcı, A. ve Öztürk, I. (2010), "On The Relationship Between Energy Consumption, CO2 Emissions and Economic Growth in Europe", *Energy*, 35(12), 5412-5420.
- Acaravcı, A., Erdoğan, S. ve Akalın, G. (2015) "The Electricity Consumption, Trade Openness and Foreign Direct Investment: The Empirical Evidence From Turkey", *International Energy Economics and Policy*, 5(4), s.1050-1057
- Akarca, A. ve Long, T.V. (1980) "Relationship Between Energy And GNP: A Reexamination", *Journal of Energy&Finance Development*, 5:2(2), s.326-331
- Akbaş, E.Y., ve Şentürk, M. (2013) "MENA Ülkelerinde Elektrik Tüketimi ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Karşılıklı İlişkinin Analizi", *Erciyes Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi Sayı:41, s.45-67*
- Aktaş, C. ve Yılmaz, V. (2008) "Causal Relationship Between Electricity Consumption and Economic Growth in Turkey", *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 4(8), s.45-54
- Altınay, G. ve Karagöl, E. (2005) "Electricity Consumption and Economic Growth: Evidence From Turkey", *Energy Economics*, 27, s.849-856
- Aydın, B. ve Bozdağ, E.G. (2018) "Elektrik Tüketimi ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Avrupa Birliği ve Türkiye Örneği", *International Journal of Academic Value Studies*, 4(18), s.70-80
- Ayres, R. U. and B. Warr (2005) "Accounting For Growth; The Role of Physical Work", *Structural Change and Economic Dynamics*, 16(2), s. 181-209.
- Bayraktutan, Y., Uçak, S. ve Bici, İ.M (2012). "Yükselen Piyasalarda Elektrik Tüketimi-Büyüme İlişkisi: Nedensellik Analizi", *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 21(1), s.241-254
- Beaudreau, Bernard C. (1998) *Energy and Organization: Growth and Distribution Reexamined*. Westport, CT: Greenwood Press.
- Belloumi, M. (2009). "Energy Consumption and GDP in Tunisia: Cointegration and Causality Analysis" *Energy Policy*, 37 s.2745-2753.
- Dagher, L., and T. Yacoubian (2012). "The Causal Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Lebanon". *Energy Policy* 50, s.795-801
- Dergiades, T., G. Martinopoulos, and L. Tsoulfidis (2013). "Energy Consumption and Economic Growth: Parametric and Non-Parametric Causality Testing for the Case Greece". *Energy Economics*, 36, s.686-697.
- Dickey, D. A. and W.A. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root" *Journal of the American Statistical Association* Vol. 74, No. 366, s. 427-431
- Enerji Atlası: <https://www.enerjiatlası.com/ulkelere-gore-gunes-enerjisi.html>
- Eren, M.V., Polat, M.A. ve Aydın, H.İ. (2016) "Türkiye'de Yapısal Kırımlı Testlerle Elektrik Tüketimi ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Analizi", *Akademik Bakış Dergisi* sayı:56, s.275-289
- Ergün, S. ve Polat, M.A. (2015) "OECD Ülkelerinde CO2 Emisyonu, Elektrik Tüketimi ve Büyüme İlişkisi" *Erciyes Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, sayı:45, s.115-141.



- Ertuğrul, H.M. (2011) "Türkiye'de Elektrik Tüketimi ve Büyüme İlişkisi" Enerji Piyasa ve Düzenleme,2, s.49-73
- Georgescu-Roegen, N.(1971) The Entropy Law And The Economic Process. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Georgescu-Roegen, N." Energy And The Economic Myths". Southern Economic Journal, 41(3), s.347-381.
- Ghali, K. H., and M. I. T. El-Sakka(2004). "Energy Use and Output Growth in Canada: Multivariate Cointegration Analysis", Energy Economics, 26(2), s. 225–258
- Granger, C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relations By Econometric Models And Cross-Spectral Methods", Econometrica, 37, s.424-438.
- Gujarati, D.N.(2011). Temel Ekonometri, (Çeviri: G. G. Şenesen/ Ü. Şenesen ), Literatür Yayınları:33, İstanbul.
- Iyke,N.B. and Odhiambo N.M. (2014). "The Dynamic Causal Relationship Between Electricity Consumption And Economic Growth In Ghana: A Trivariate Causality Model". Managing Global Transitions 12 (2), s. 141–160
- İsmiç,B. (2015) "Gelişmekte Olan Ülkelerde Elektrik Tüketimi, Ekonomik Büyüme ve Nüfus İlişkisi" Çankırı Karatekin Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi,5(1),s.259-274
- Johansen,S. ve K. Juselius (1990). " Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co-integration with Applications to The Demand For Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52(2), s.169-210
- Kapusuzoğlu,A. ve Karan, M.B. (2010), "Gelişmekte Olan Ülkelerde Elektrik Tüketimi ile Gayri Safi Yurtiçi Hasıla Arasında Eş-Bütünleşme ve Nedensellik İlişkinin Analizi: Türkiye Üzerine Ampirik Bir Çalışma" İşletme ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi, 1(3), s. 57-68
- Kar,M. Ve Kınık,E.(2008), "Türkiye'de Elektrik Tüketimi Çeşitleri ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Bir Analizi" Afyon Kocatepe Üniversitesi, İ.İ.B.F. Dergisi,10(2), s.333-353
- Karagöl,E., Erbaykal,E.ve Ertuğrul,H.M. (2007), "Türkiye'de Ekonomik Büyüme İle Elektrik Tüketimi İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı" Doğuş Üniversitesi Dergisi, 8(1), s.72-80
- Kraft,J. Ve Kraft,A. (1978) "On The Relationship Between Energy And GNP" The Journal of Energy And Development,3(2),s.401-403
- Kummel, R., D. Lindenberger, and W. Eichhorn (2000) "The Productive Power of Energy and Economic Evolution," Indian Journal of Applied Economics, Special Issue on Macro and Micro Economics. S.231-262
- Lee, C. C. (2005). "Energy Consumption And GDP in Developing Countries: A Cointegrated Panel Analysis", Energy Economics,27 (3), s. 415–427.
- MacKinnon, J. G. (1991), "Critical Values For Cointegration Tests," Chapter 13 in Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, ed. R. F. Engle and C. W. J. Granger. Oxford, Oxford University Press.
- MacKinnon, J. G. (1996), "Numerical Distribution Functions For Unit Root And Cointegration Tests," Journal of Applied Econometrics, 11, s.601–618.

- MGM, Meteoroloji Genel Müdürlüğü <https://www.turkiye.gov.tr/meteoroloji-genel-mudurlugu>
- Mozumder, P., Marathe, A., (2007). "Causality Relationship Between Electricity Consumption and GDP in Bangladesh". *Energy Policy* 35, s.395–402.
- Murray, D.A. ve Nan, G.D., (1994). "A Definition of The Gross Domestic Product–Electrification Interrelationship". *Journal of Energy and Development* 19(2),s. 275–283.
- Narayan, P. K., and R. Smyth(2005). "The Residential Demand for Electricity in Australia: An Application of the Bounds Testing Approach to Cointegration", *Energy Policy*,33, s.467–474
- Narayan, P.K., Prasad, A., (2008). "Electricit Consumption—Real GDP Causality Nexus: Evidence From A Bootstrapped Causality Test For 30 OECD Countries". *Energy Policy* 36, s.910–918.
- Nazlıoğlu,S., Kayhan,S. ve Adıgüzel, U. (2014) "Electricity Consumption And Economic Growth In Turkey:Cointegration, Linear and Nonlinear Granger Causality" ,*Energy Sources,PartB: Economics, Planning and Policy*, 9(4), s.315-324
- Nişancı,M. (2005) "Türkiye’de Elektrik Enerjisi Talebi ve Elektrik Tüketimi İle Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki", *Sakarya Üniversitesi İ.İ.B.F. Sosyal Bilimler ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 5(9), s.107-121
- OECD,The Organisation for Economic Co-operation and Development <http://www.oecd.org/>
- Öztürk,I.ve A. Acaravci (2011). "Electricity Consumption and Real GDP Causality Nexus: Evidence From ARDL-Bounds Testing Approach for 11 MENA Countries", *Applied Energy*, 88 (8),s. 2885–2892
- Öztürk,I.(2010). "A Literature Survey On Energy-Growth Nexus", *Energy Policy*, 38(1), s.340-349
- Polat,Ö., Uslu,E.E. ve San,S. (2011) "Türkiye’de Elektrik Tüketimi, İstihdam ve Ekonomik Büyüme İlişkisi" *Süleyman Demirel Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 16(1), s.349-362
- Rashe,R.H.ve Tatom,J.A. (1977) "Energy Resources And Potential GNP", *Federal Reserv Bank of St. Louis Review*, June 1977, s.10-24
- S. Ghosh (2002). "Electricity consumption and economic growth in India" *Energy Policy*, 30, s.12-129
- Saatçi,M. Ve Dumrul,Y. (2013) "Elektrik Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Dinamik Bir Analizi: Türkiye Örneği", *Uludağ Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*,32(2), s.1-24
- Savaş,B. ve Durğun,B. (2016) "Elektrik Tüketimi İle Ekonomik Büyüme Arasında Nedenellik İlişkisi: Türkiye Örneği", *Dicle Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 6(1), s.213-244
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi EViews Uygulamalı*. Nobel Yayım Dağıtım, Ankara. 2007
- Shahbaz,M.,Öztürk,İ.ve Ali,A. (2015) "Electricity Consumption And Economic Growth Causality Revisited: Evidence From Turkey", *Bulletin of Energy And Economics*, 3(4), s.176-193
- Shiu, A. Ve Lam, P.L., (2004). "Electricity Consumption And Economic Growth In China". *Energy Policy* 32, s.47–54.

- Sims,C.A.(1972). "Money, Income and Causality", American Economic Review,62,s.540-552
- Squalli, J. (2007), "Electricity Consumption And Economic Growth: Bounds and Causality Analysis Of OPEC Members", Energy Economics, Vol. 29, No. 6,s. 1192-1205
- Stern, D. I., and K. Enflo(2013). "Causality Between Energy and Output in the Long-Run", Energy Economics, 39, s.135–146
- Şenkardeşler Aktaş R.(2019). "Ekonomik Büyüme ve Elektrik Tüketimi Arasında Nedenellik Araştırması" ierfm.com/wp-content/uploads/2020/02/KONGRE-KİTABI-26.02.2020-2.pdf
- TEİAŞ,Türkiye Elektrik Kurumu <https://www.teias.gov.tr/tr-TR/>
- Terzi,H. (1998) "Türkiye’de Elektrik Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Sektörel Bir Karşılaştırma"İktisat, İşletme ve Finans, Mart 1998, s.62-71
- Tsani, S. Z. (2010). "Energy Consumption and Economic Growth: A Causality Analysis for Greece", Energy Economics, 32 (3), s.582–590
- TÜİK, Türkiye İstatistik Kurumu <http://tuik.gov.tr>
- TÜREB, Türkiye Rüzgâr Enerjisi Birliği <https://www.tureb.com.tr/en/publications/turkish-wind-energy-statistics-report-january-2017>
- Wolde-Rufael, Y. (2006). "Electricity Consumption and Economic Growth: A TimeSeries Experience for 17 African Countries",Energy Policy, 34(10), s.1106–1114
- Yang, H.Y., (2000). "A Note On The Causal Relationship Between Energy And GDP In Taiwan". Energy Economics 22, s.309–317.
- Yıldırım,C. ve Dağdemir,Ö. (2018) "Türkiye’de ekonomik Büyüme ve Elektrik Tüketimi İlişkisi", Sakarya İktisat Dergisi, 7(4), s.57-76
- Yıldırım D.Ç. (2010). Eviews Uygulamalı Temel Ekonometri Makro Ekonomik Verilerle, Türkmen Kitabevi.
- Zhang, X. P., and X. M. Cheng (2009). "Energy Consumption, Carbon Emissions, and Economic Growth in China", Ecological Economics 68 (10),s.2706–2712
- Zhang, X., ve Cheng, X. (2009). "Energy Consumption, Carbon Emissions, And Economic Growth In China". Ecological Economics, 68, s.2706–2712



# Dinamik ve Yüksek Frekanslı Fiyat Endeksi: Türkiye'nin Günlük ve Saatlik Bazda Enflasyon Hesaplaması<sup>1</sup>

Serkan GENÇER<sup>2</sup> - Veysel ULUSOY<sup>3</sup>

**Makale Gönderim Tarihi:** 23 Aralık 2020

**Makale Kabul Tarihi:** 20 Ocak 2021

## Öz

Resmi istatistikleri tamamlayıcı nitelikte olması amacı ile online fiyatlardan günlük veya saatlik yani daha sık frekanslı fiyat endeksleri oluşturulabilir. Bu çalışma, günlük takip edilen faiz ve enflasyon oranı ile finansal piyasalardaki getirilerin yanına onları etkileyen ve reel getiriye ölçmek için gerekli olan günlük ya da saatlik enflasyonu ölçmeyi amaçlar. Ayrıca, bu çalışma ile Türkiye İstatistik Kurumu'nun (TÜİK) aylık bazda ölçtüğü resmi enflasyon rakamlarının yapılan bu sistem ve yöntem ile karşılaştırmalı, geliştirici ve kontrol edici fonksiyonlarını değerlendirme amaçlanmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Finansal Ekonomi, Alternatif Enflasyon Hesaplaması, Online Enflasyon, Dinamik ve Yüksek Frekanslı Fiyat Endeksi, Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)

**JEL Sınıflandırması:** B41, C63, C82, C88, E31

<sup>1</sup> Bu makale 15-17 Ekim 2020 tarihleri arasında Konya'da düzenlenen 4. Ekonomi Araştırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresinde sözlü bildiri olarak sunulmuş ve kongre bildiri kitabında özeti yayınlanmış bildirinin genişletilmiş halidir.

<sup>2</sup> Yeditepe Üniversitesi, Finansal İktisat Doktor Adayı, Alan Yatırım, Hazine Müdürü, serkan-gen@hotmail.com, Orcid ID: 0000-0003-4310-6852

<sup>3</sup> Prof. Dr., Yeditepe Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, vulusoy@yeditepe.edu.tr, Orcid ID: 0000-0001-7227-894X

## Dynamic And High Frequency Price Index: Calculation Of Turkey's Daily And Hourly Inflation

### Abstract

The Prices collected from online resources can be used to construct daily or hourly price indexes that complement official statistics. This paper aims to measure daily or hourly inflation rate which is necessary to measure real return and affects them deeply together with returns obtained from financial markets and daily monitored interest and inflation rates. In addition, this study aimed to evaluate the ability of comparison, improving and control functions of our system and method against the official inflation rates obtained by Turkish Statistical Institute (TSI) on a monthly basis

**JEL Classification:** B41, C63, C82, C88, E31

**Keywords:** Financial Economics, Alternative Inflation Calculation, Online Inflation, Dynamic and High Frequency Price Index, Turkey Statistics Institute (TSI)

### 1. Giriş

2000 yılının başlarından itibaren internetin ve teknolojinin geldiği noktalara baktığımız zaman bilginin fazlaşması ve kolay ulaşılabilir olması, çalışmalarını da bir o kadar hızlandırmıştır. Merak edilen herhangi bir konu internet ortamında bir cümle yazılarak bulunabilmekte veya istenilirse öğrenilebilmektedir. Bunun ile beraber alışveriş alışkanlıklarımızda da bu süre zarfında toplum olarak gözle görülür değişiklikler yaşıyoruz.

Bu nedenle, insanlar yerinde gidip görmekten çok internet üzerinden online olarak inceleyip bu ürün ve hizmetleri herhangi bir efor sarf etmeden almak istemektedir. Özellikle Covid-19 salgınından sonra insanlar dışarı çıkmak istememekte ve toplu bir şekilde bulunmaktan kaçınmaktadırlar. Ülkeler, online ders ve uzaktan çalışma gibi yöntemlere muhafazakar yaklaşırsalar da bu yöntemleri uygulamak zorunda kaldılar ve online hayat daha önemli bir hal aldı. Toplantılar, görüşmeler, yapılan alışverişler uzaktan online bir şekilde yapılmaya başlandı. Global olarak yaşanmakta olan pandemi önümüzdeki senelerde azalsa veya tamamen bitse bile bu tüketici davranışlarının ve alışkanlıklarının çok değişken olmasını beklemiyoruz. Buna bağlı olarak, online yaşamın artık

daha fazla önem kazandığına ve geleneksel çalışmaların da buna ayak uydurması gerektiğine inanıyoruz.

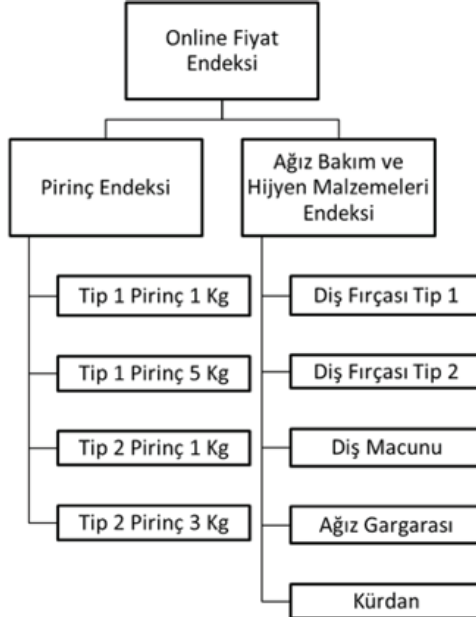
Online fiyatlar, internetin global yapısından dolayı ülke bazında bize online fiyat endeksi oluşturabilme imkanı sağlamaktadır. Bu oluşturulan online fiyat endeksleri ile ÜFE, TÜFE, Konut endeksi gibi çeşitli endeksleri oluşturabilmemiz mümkündür. Ancak, bu çalışmamızın kapsamı ve konusu gereği bu online fiyatlar ile enflasyon hesaplamasını sadece Türkiye bazında yaptık. Türkiye'nin resmi istatistik kurumu olan TÜİK'in elde ettiği verilerin aksine topladığımız mikro datalar TÜİK'in topladığı veri miktarından kat ve kat fazladır. Bu mikro data toplama işlemi kendi oluşturduğumuz özel bir yazılım ile gerçekleştirilmektedir. Belirtildiği gibi bu çalışmanın pek çok potansiyel kullanımı olup, gelişmekte olan ülkelerde yaşanan ekonomik zorlukların kaynağını oluşturan enflasyonun ekonomik hayatı her dakika etkilemesi ve fiyat artışlarının alım gücünü günlük bazda etkileyerek hem hane halkı tüketimini hem de yatırım harcamalarını etkilemesi çalışmamızın önemini artırmaktadır.

Bu çalışma sonucunda elde edilen veriler, öncelikli olarak resmi tahminleri karşılaştırma, kontrol ve değerlendirme amacı ile kullanılacak olup, resmi verilerin benzer metodolojik yaklaşımlarını ve özellikle ağırlıklarını kullanmamız açısından, küçük yaklaşım değişiklikleri ile dinamik enflasyon ölçümünde nelerin hangi hızda yanıt verdiğini elde etmemiz açısından önemlidir. Özellikle pandemi döneminde tüketim ve tasarruf alışkanlıklarının yeniden şekillenmesi ile TÜFE sepet yapısı da değişime uğramış, yeniden dizayn edilen ağırlık ve sepet içeriği gibi oluşumları hemen görme olasılığı ortaya çıkmaktadır. Ayrıca, gün bazında olabilecek herhangi bir zam, indirim ve benzeri durumlarda online endeksimizin bu fiyatları enflasyona nasıl yansıttığını da ayrıca inceleyeceğiz.

Data toplama çalışmasının başlangıç baz gününü 26 Ağustos 2020 olarak belirledik. O günden itibaren tüm data toplama ve saklama ve hesaplama çalışmaları günlük bazda oluşturduğumuz yazılım programı tarafından yürütülmektedir. Bu yazılım her gün kullanıcının belirlediği matris girdisi ile ilgili kalem bazında ürünleri ve hizmetleri taramaktadır ve her ürün ve hizmet bazında fiyat bilgisini almaktadır. Bu çalışmada 30'dan fazla kurumsal ve özel/kamusal yapıdan oluşan online fiyat endeksi bu çalışmada analiz edilecektir. Sözü edilen ve fiyatların alındığı yapılar/kurumlar, Türkiye içinde faaliyet göstermekte olup, bazıları sadece online veya fiziki, bazıları ise her iki şekilde hizmet verebilmektedir.

Oluşturduğumuz online fiyat endeksi, standart TÜİK'in kullandığı Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) metodolojisini ve ağırlıklarını kullanmaktadır. Buna karşın, yazılımımız kalite ve standardizasyon takibi yapmaktaki olup, bu takip yerine 1713 yılında İsviçreli matematikçi Jacob Bernoulli'nin Ars Conjectandi isimli kitabında kanıtladığı "Büyük Sayılar Yasasına" istinaden birbiri ile aynı kategoride olan olabildiğince fazla fiyat bilgisi alıp dağılımda olabildiğince normalleşme ile olması gereken teorik ortalamayı bularak son endekse gitme yöntemi tercih edilmiştir. Bu yöntemde önemli olan havuza girecek olan fiyatların kalem bazında birbiri ile alakalı veya aynı olabilmesidir. Yazılımımız, örneğin, "Dana Eti" kaleminde müşteriye sunulan tüm çeşit ağırlık ve türdeki ürünlerin fiyat verilerini almaktadır. Diğer taraftan üst kalem daha kapsayıcı bir isim barındırıyor ise örneğin "ağız ve diş bakım ürünleri", bu kaleminde daha fazla ürün çeşitliliği bulunacağı için yazılım üst endekslemenin altında bir alt endeksleme daha oluşturmaktadır. Ürün çeşitliliğinden kaynaklanan fiyat farklılıkları ve endekslemede ortalama bazında küçük rakamların katkısı küçük olacaktır. Bunun için alt endeks hesaplamalarında geometrik ortalamayı kullanarak sayısal küçüklükteki fiyatlarda olası bir değişimde etkisinin sayısal büyüklükteki rakamlar ile aynı olması amaçlanmaktadır.

**Figür 1:** Endeks Oluşturma Metodolojisi Örnek Diagram





Fiyat verilerinin alındığı kaynakların özellikle popülasyonun tamamını ve gelir dağılımlarını olabildiğince temsil edebilmesini önemsemekteyiz. Buna bağlı olarak örneğin, Türkiye popülasyonunun yüzde kaçını bu fiziki ya da online satış sisteminden faydalanabiliyor, mevcut market veya marketler zinciri her şehirde var mı, var ise her ilçede var mı, en azından büyük şehirlerde var ise satış segmenti iskonto perakendecisi bazında mı yoksa orta gelir grubuna mı hitap ediyor? şeklindeki sorulara yanıt verebilmektedir. Genelde tek kalem bazında bakıldığında sadece bir kaynaktan değil çoklu kaynaktan mikro datayı almaya ve her tüketici kesimini ve popülasyonu olabildiğince temsil etmesini sağlamaya çalışıyoruz. Hazırlamış olduğumuz yazılım programı bu kıstaslar üzerinden bu mikro data alımlarına öncelik sağlamaktadır.

## 2. Literatür Taraması

Buna benzer bir çalışma yaklaşık 12 yıl önce iki kişi tarafından başlatılmış olup, ilgili çalışma enflasyonist sorunlar yaşayan Arjantin ile başlamıştır. Söz konusu kişiler şu anda Harvard Business School'da profesör olan Alberto Cavallo ve MIT profesörü Roberto Rigobon, bu çalışmaların ilk örneklerini akademik araştırma olarak ortaya koymuştur ve bu çalışma metodolojisi ile ilgili bugüne kadar yeni bir çalışma ortaya atılmamıştır. Bunun yerine genelde finansal enstrümanlardan oluşan endeksler yaratılmaya çalışılmış ve günlük ölçümler buna göre yapılmaya çalışılmıştır ki bu gerçek bir enflasyon göstergesi olarak kabul edilemez.

Yapılan bu çalışma ile mevcut geçmişteki akademik çalışmalar karşılaştırıldığında, izlenen yöntem benzerlikler göstermektedir ve bu çalışmamızda da Alberto Cavallo çalışmasında olduğu gibi "web scraping" yöntemi kullanılmaktadır.

Ayrıca Cavallo'nun ülke bazında yaptığı pek çok sağlık testleri, herhangi bir mikro data elde etme veya metodolojik değişikliğin, hesaplanan online enflasyon verisi ile resmi açıklanan enflasyon tahminleri arasında çok ciddi farklar yaratmaması gerektiğini göstermektedir (Cavallo 2013).

## 3. Model Hakkında

Oluşturduğumuz online fiyat endeksimizdeki yazılım programı, online fiyat bilgisi ile resmi kategori ağırlıklarını kullanmakta olup, kalite ve standardizasyon takibi yerine olması gereken teorik ortalamayı "Büyük Sayılar Kuramına" göre olabildiğince çok örneklem alarak dalgalanmayı minimuma indirmeye çalışmakta ve kalem bazında olabilecek

teorik bir ortalama fiyat ortaya çıkarmaktadır. Genelde, Dünya’da faaliyet gösteren resmi istatistik kurumları, global ve genel kabul görmüş metodolojiyi kullanırlar. Nitekim, resmi istatistik kurumumuz TÜİK de aynı metodolojiyi kullanmaktadır. Bu bağlamda yazılımımızda yukarıdaki belirttiğimiz değişiklik dışında aynı süreç izlenmektedir.

Öncelikli olarak günlük fiyat endeksini elde etmek için tüm TÜİK kapsamındaki kalemlerden bir matris oluşturulur. O matris kapsamında alınabilen kaynaklar incelenir ve yazılım programına ilgili kaynak okutulur. Bu işlem mikro data elde etme işlemi gerçekleşir. Bu işlem sonrasında alınan kaynak bazında data saklaması sağlanır.

İkinci işleme geçmeden önce kaydedilen kaynaklarda bir hata olup olmadığını yazılım programı kontrol eder. Cavallo’nun bahsettiği hata kaynaklı “endeks boşlukları”nın oluşmaması için hata varsa yazılım programı bir listesini çıkarır. Bu hata, iç yazılım kaynaklı ise düzeltmesini yapıp tekrar devam eder, ancak, dışarı kaynaklı bir sorun yaşar ise bunun bildirimini yapar.

İkinci aşama olarak, bir sorun yok ise endeks kalemlerinin hesaplamasına geçilir ve kaydedilen bu mikro veriler kullanılır. Her kalem ve kaynak bazında verilen matrise alt endeks hesaplamasını geometrik ortalama ile  $j$  kategorisinde ve  $t$  günde  $p$  fiyatını alarak yapan sistem:

$$R_{t,t-1}^j = \prod_i \left( \frac{p_t^i}{p_{t-1}^i} \right)^{1/n_{jt}} \quad (1)$$

Her endeksin alt kalemindeki alınan kurumların kendi içinde geometrik ortalamasını oluşturduktan sonra o kalem altında ne kadar kurum var ise mevcut endeks değerlerinin aritmetik ortalaması alınır.

$$I_j = (R_{j1} + R_{j2} \dots R_{jn})/n \quad (2)$$

Formülizasyonuna göre R endeksleri hesapladıktan sonra üst kalem bazında hesap yapmak için aritmetik ortalamayı kullanarak I üst endeksini elde etmekteyiz. Aritmetik ortalama ile avantaj ve dezavantajlarına bakılmaksızın farklı gelir grupları ve farklı popülasyon kesimlerini öğrendiğince Türkiye çatısı altında alabilmek amaçlanmaktadır. Örneğin Dana eti kaleminin alındığı 5 market var ise bunların bazıları indirim perakendecisi olup, toplumun belli bir gelir grubundaki nüfusu müşteri hedefi olarak seçiyor olabilir. Kimi market kendini orta gelir için konumlandırıp buna göre fiyatlandırma politikası izliyor olabilir. Başka bir örnek olarak, bir marketin sadece büyük şehir merkezlerinde mağazaları olduğunu, ancak, 120 çeşit et ürünü sattığını varsayalım. Diğer bir tarafta ise

her şehir ve her ilçede faaliyet gösteren, ancak kalem bazında 30 çeşit et ürünü satan bir market olduğunu düşünelim. Bu açıdan bakıldığında, 30 et ürününün popülasyonun daha fazlasına ulaşma imkanı olmasına karşın, kalite ve standardizasyon takibi yapılamadığı için ise sayıların çokluğu gerektiği için aynı miktarda 120 çeşit et ürünü satan marketin de aynı önemi vardır. İkisinin eşit önemi olduğu varsayımı ile dana eti kategorisinde kaç market var ise hepsinin aritmetik ortalaması bu sebep ile yazılımda yer alır.

Son olarak, her kalem bazında son endeks rakamları oluşturulduktan sonra ağırlıklı ortalaması alınarak endeks oluşturulur. Bu noktada 2 yöntem kullanılmaktadır. İlk yöntem yatay hesaplama ile kalem bazında bileşik getiri hesaplamasından sonra son endeks hesaplaması yapılır:

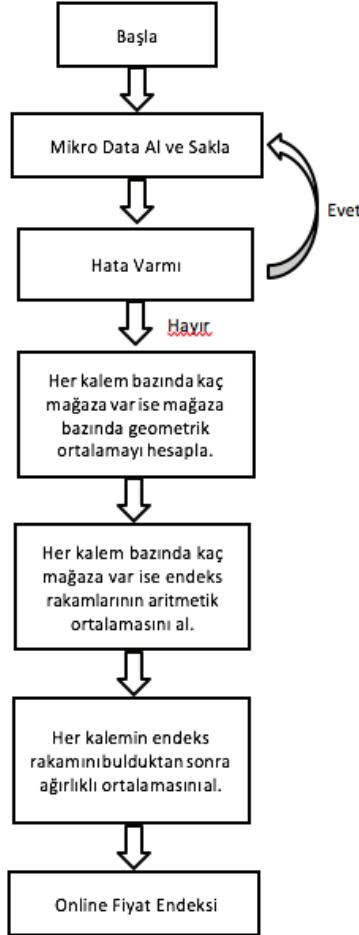
$$I_t^j = R_{1,0}^j \cdot R_{2,1}^j \cdot \dots \cdot R_{t,t-1}^j \quad (3)$$

İkinci yöntem ise, dikey hesaplama ile önce her kalemin günlük bazda ağırlıklı ortalaması alınarak günlük bazda son endeksin takibi yapılır:

$$S_t = \sum_j \frac{W^j}{W} I_t^j \quad (4)$$

Buna göre, yazılım günlük online fiyat endeksini elde eder. Ayrıca, olabilecek hatalardan kaynaklı boşluklar için uluslararası standartlarda Bureau of Labor Statistics'in de kullandığı "cell-relative adjustments" yöntemi kullanılabilir. Şu ana kadar yazılım programımızda herhangi bir hata kaynaklı gap yaşanmamış olup, ihtiyatlı olma açısından ilgili yöntem gerektiğinde kullanılabilir.

Günlük olarak hesaplanan günlük fiyat endeksinden aylık, hatta yıllık enflasyon tahminleri de elde edilebilir. Ancak, aylık hesaplamaların ve karşılaştırmanın yapılabilmesi için 2 aylık bir süre, yıllık bazda bu verileri değerlendirmek adına ise, cari yılın önceki yıl ile karşılaştırması için 2 yıl geçmelidir. Ancak, biz bu çalışma ile günlük bazda takip yapıyoruz ve baz gün oluşturarak bir ayda endeks ne kadar artış göstermiş sorusunu cevaplayarak tahmini online enflasyon verisine ulaşmaktayız. Burada önem vererek takip ettiğimiz en önemli etken fiyat endeksinin oluşmasıdır. Bu endeks kapsamında çeşitli yan endeks ölçümleri ve benzeri çalışmaların yapılması mümkündür. Ayrıca belirtmeliyiz ki mevcut sistemimiz ve belirttiğimiz çalışma sadece günlük ve aylık enflasyon hesaplaması yapıyor şeklinde olsa bile, sistemimiz tarafından ayrıca değişik frekanslarda (haftalık, saatlik) enflasyon hesabı yapılabilmektedir.

**Figür 2:** Yazılım Sistem Algoritma Diagramı

## 4. Ampirik Sonuçlar

### 4.1. TÜİK ile Karşılaştırma

Alberto Cavallo'nun çalışmasında belirtilen fiyatların alındığı yapılar, ülke bazında yaklaşık resmi TÜFE'nin en fazla %55 ağırlığını aldıklarını göstermekte olup, bu veri de fiyat alınan marketin piyasa paylarından kaynaklıdır. Ancak, Cavallo çalışmalarında bu oranın da resmi enflasyon tahminlerinin kontrolü için yeterli olacağını belirtmektedir (Cavallo 2013). Biz çalışmamızda bu ağırlıklarda teorik olarak TÜİK'in %95'lik enflasyon sepetine kadar çıkabilmekteyiz. Şu an itibari



## 4.2. Varsayımlar

Yaptığımız bu çalışmada bazı varsayımlar ortaya konulmuştur. Oluşturduğumuz sistem bölgesel fiyat değişimlerini dikkate alamadığından dolayı, bir şirketin kar maksimizasyonu mantığında her sattığı bölgede fiyatlar farklı olsa bile satması gereken kar marjının bir ortalaması olması gerektiği ve şirketin fiyatlama politikasını buna göre yaptığı varsayılmıştır. Yani, şirket kendine finansal tablolar bazında %5 net kar marjı hedefi koymuş ise, lojistik giderlere bağlı olarak daha ucuza sattığı bölge olabileceği gibi daha pahalıya satabileceği bölgelerde olacaktır, ancak finansal planlama ve bütçeleme bazında %5 kar marjı hedefine ulaşmak isteyecektir. Buna göre, şirketin finansal tahmin veya kar tahmini planlamaları çerçevesinde bu kar marjına göre bir ortalama fiyatlama politikası uygulayacağını varsaymaktayız.

Bir diğer varsayımımız, fiyatlarda olabilecek volatilitenin sebepleridir. Buna göre, ilgili kalemdeki ürünleri satan kurumsal yapı, ilgili ayın belli dönemlerinde aşırı indirim veya kampanyalar yapabilir. Sonraki günlerde tekrar önceki günlerdeki fiyatlarına dönüş görülebilir. Bu durum fiyatlarda volatilitenin yaratsa bile günlük bazda enflasyon hesaplaması yaptığımız için mevcut günde ürün çeşitleri o fiyattan tüketiciye sunulabilmektedir ve tüketici belirtilen indirimli fiyatlardan alabilmektedir. Yani, günlük bazda görülebilen düşüşler rasyonel bir mantığı barındırmaktadır.

Bir önceki varsayımımıza istinaden bazı ürünlerdeki volatilitenin envanter değişikliğinden kaynaklanabilir. Bu envanter değişikliği olsa bile, endeks kalemlerinin altında sistem ayrı bir ara endeks hesaplamasına gittiği için ve tüketicinin bu ürün çeşitliliğine sadece o gün ulaşabileceğini varsayarak o gün endeks havuzunda bulunan tüketim ürünlerinin bir üst endeksi temsil ettiğini varsayabiliriz.

Eğer kalem bazında endekse daha farklı bir şirket eklenir yada çıkarılır ise fiyat serisi geriye dönük bir şekilde kendini çıkacak ortalamaya göre düzeltebilir. Böylelikle sistem fiyat bütünlüğünü korumuş olur.

Bazı alınan datalar devlet kontrollü olup bunlara kesikli fiyatlar diyebiliriz. Yani, bu fiyatların güncellenmesi günlük bazda olmayıp aylık bazda ya da çeyrek dönem bazında yapılmaktadır. Örneğin, akaryakıt fiyatları yurtdışındaki spot fiyatlardan etkilendiği gibi, döviz kurundaki herhangi bir yükselme ya da azalma resmi kurumların dağıtım fiyatlarında düzensiz güncelleme yapmasına sebep olmaktadır. Ancak, biz her

halükarda bunların fiyatlarını da günlük almaktayız. Ancak, elektrik, doğalgaz gibi ürünlerin fiyatları sezonluk etkilenmekte ve gerek görüldüğü şekilde yine resmi düzenleyici kurumların dönemsel fiyat güncellemeleri olarak tüketiciye yansımaktadır. Bu durumda da yine fiyatlar yatay seyretse bile günlük takip etmekteyiz.

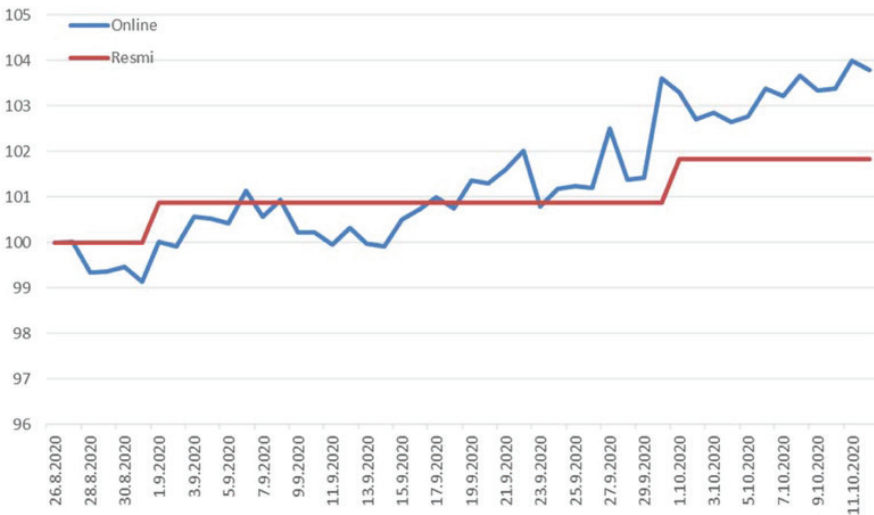
Şirket birleşmeleri veya dağılmaları gibi durumlarda ise örneklem sayısında azalma ya da artış gözlemlenebilir. Bu gibi durumlarda sistem yeniden kendini geçmişe yönelik güncelleyerek data bütünlüğünün bozulmasını önleyebilir.

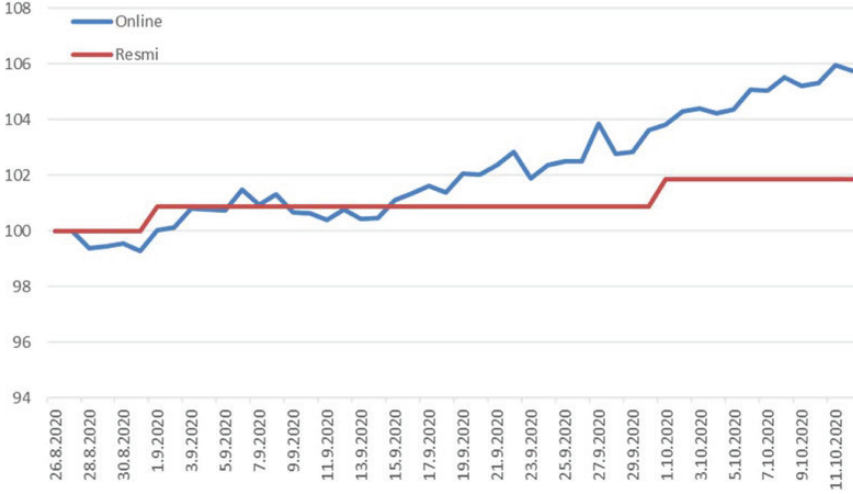
Enflasyonun daha da artması durumunda diğer Arjantin yada Venezüella gibi ülkelerde olduğu gibi ürünlerde devlet kontrolü gelebilir ancak bu durumda karaborsa gibi piyasalar oluşabilir ve endekste volatilité yaratabilir. Bu kontrol kalktığı zaman şirketler fiyatlamayı daha agresif bir şekilde yapabilir. Bu da fiyatların yeniden aşırı yükselmesine ve endekste volatilitéye sebep olabilir.

### 4.3. Çalışmanın İlk Sonuçları

26.08.2020 gününü baz gün olarak başlayan endeks 13.10.2020 tarihine kadar incelenmiş ve ilgili sonuçlar aşağıda detaylandırılmıştır. Öncelikli olarak bahsettiğimiz iki endeks hesaplama yöntemi sonucunda iki farklı endeks oluşmuştur. Birinin artış hızı daha az iken diğerinin artış hızı hem ilk yöntemden hem de resmi rakamlardan daha fazla olmuştur.

**Grafik 1:** Online Fiyat Endeksi (Online Enflasyon) Metodoloji 1



**Grafik 2:** Online Fiyat Endeksi (Online Enflasyon) Metodoloji 2

Grafiklerde görüldüğü gibi 2 yöntemde de farklı ancak açıklanan resmi rakamların üstünde bir enflasyon oranı hesaplanmıştır. Endeksimiz 26.08.2020 tarihinde başladığı için baz günü 100 ile başlatmış ve metodoloji 1 e göre 13.10.2020 tarihli endeks rakamı 103,78'e, metodoloji 2 ye göre ise 105,77 ye ulaşmıştır. Buna göre sonucumuz başlangıç gününden beri enflasyon metodoloji 1 göre %3,78, metodoloji 2 ye göre ise %5,77 artmıştır. TÜİK'in açıkladığı resmi rakamlarla karşılaştırmak için baz günümüzden itibaren resmi veriler de 100 ile başlatılmıştır. 2020 yılının Ağustos ayı enflasyonunun resmi rakamlara göre %0,86, Eylül ayı için ise bir önceki aya göre %0,97 arttığı TÜİK tarafından açıklanan enflasyon oranlarıdır. Ay bazlı açıklandığı için ay içindeki günlerin sabit olduğunu varsaymaktayız. Buna göre 13.10.2020 tarihli resmi endeks verimiz 101,84 olmuştur yani resmi rakamlara göre Türkiye enflasyonu baz gününden itibaren %1,84 oranında artmıştır.

Bu makasın gün geçtikçe daha açılacağı endeksteki pozitif eğim ile görülmektedir. Mevcut online fiyat endekslerindeki iki metodolojinin de artış hızı resmi rakamlardan fazla. hesaplanmıştır. Buna göre zaman serisinde ilerleme yaşandıkça iki serinin de korelasyon açısından ayrışabileceği düşünülmektedir. Cavallo'nun önceki çalışmalarda bulunduğu sonuçlarla çalışmamız benzerlik içermektedir. Arjantin ve Venezüella üzerinden çalışma yapılmış ve Arjantin'in karşılaştırılması için diğer Güney Amerika ülkelerinde ölçüm yapılmıştır. Metodoloji olarak bizim



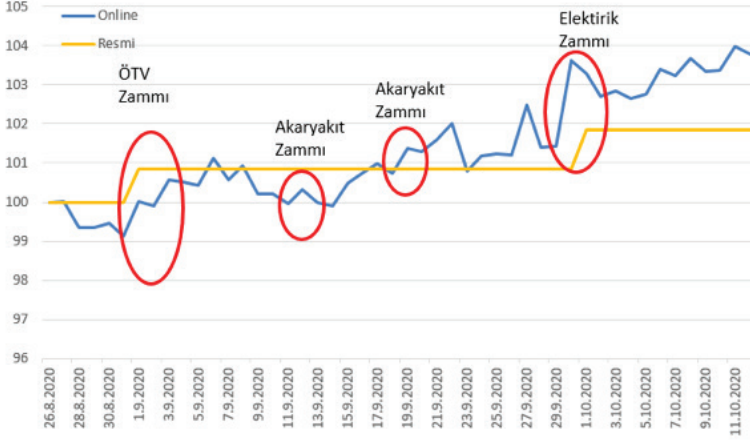
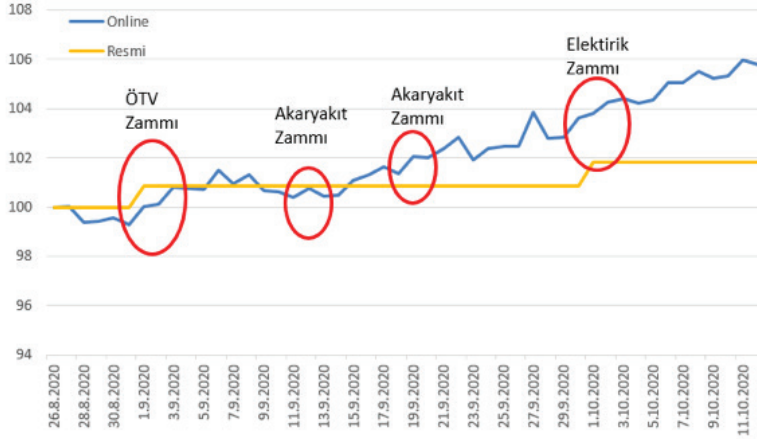
çalışmamızla benzer yöntemi uygulayan Cavallo enflasyonist sorunlar yaşamayan ülkelerde benzer veya yakın enflasyon oranları bulmuş, ancak, Arjantin'in enflasyon oranını açıklanan resmi rakamların 2-3 katı üstünde hesaplamıştır. Şu ana kadar elde ettiğimiz sonuçlara göre Aylık bazda olmasa bile günlük bazda bu makasın Türkiye açısından da açıldığını görmekteyiz. TCMB beklenti anketine göre (TCMB, 2020) beklenen 2020 enflasyonu %11,46 olmasına rağmen bizim yılsonu beklentimiz yaklaşık %31 seviyelerindedir. Bu da yaklaşık açıklanan resmi enflasyon beklentilerinin neredeyse 3 katı olmaktadır.

**Tablo 2:** Online vs Resmi Seriler

<b>Online vs Resmi İstatistikler (26.08.2020 - 12.10.2020)</b>	<b>Türkiye</b>
Ortalama Günlük Enflasyon (%)	
Online Endeks Metodoloji 1	1,250%
Online Endeks Metodoloji 2	2,130%
Resmi Endeks	0,997%
Online ve Resmi Data Arasındaki Korelasyon Online Endeks Metodoloji 1	0,887
Online Endeks Metodoloji 2	0,890
Online ve Resmi Data Arasındaki Regresyon Metdoloji 1	
Sabit	0,378
Sabit p-değeri	0,000
R2 değeri	0,786
Metodoloji 2	
Sabit	0,260
Sabit p-değeri	0,000
R2 değeri	0,791

#### **4.4. Zam Haberlerine Online Fiyat Endeksinin Tepkisi**

2020 Eylül ayı içinde pek çok kalemde zam haberleri yayımlandı. Bunlardan en önemlisi ise Eylül ayı başında otomative yapılan %8'lik ÖTV zammı oldu. Türk Hükümeti, alınan araçlardan belirli isimler altında vergi almakta ve bunlardan biriside Özel Tüketim Vergisi yani "ÖTV"dir. Bu haber ile endeksimizde gözle görülür bir sıçrama gözlemlemekteyiz. 11.09.2020 ve 18.09.2020 tarihlerindeki iki akaryakıt zammı yine ufak sıçramalara neden olmuş asıl yükseliş ise 02.10.2020 tarihinde yapılan %5 e yakın elektrik zammı ile gözlemlenmiştir.

**Grafik 3:** Online Fiyat Endeksinde Görülen Haber Etkisi Metodoloji 1**Grafik 4:** Online Fiyat Endeksinde Görülen Haber Etkisi Metodoloji 2

## 5. Alternatif Uygulanabilecek Çalışmalar

Mevcut alt kalem bazında hesaplanan online endeksler aynı makroekonomik datalar için de kullanılabilir. Örneğin, emlak endeksi oluşturulup ayrıca konut piyasaları takip edilebilir. Piyasada olabilecek anomalilerin tespitinde de bu endeksler kullanılabilir. Örneğin COVID-19 pandemisi kaynaklı alternatif enflasyon sepetleri oluşturulabilir ve enflasyon bu bağlamda hesaplanabilir. Türkiye'ye COVID-19'un girişi 2020 Mart ayında olmuştur. Akabinde 3 ay hanehalkı evlerine kapanıp mümkün olduğunca dışarı çıkmamıştır. Bu dönemin enflasyonunu ince-

lediğimizde TÜİK tüm enflasyon sepetini hesaplasa da toplu taşımanın veya şehirler arası ya da ülkeler arası uçuşların olmaması bu kalemlerin ağırlığını neredeyse 0 a indirmektedir. Buna göre, pandemi sepeti oluşturulup bir enflasyon hesaplanması yapılması daha doğru olacaktır. Ancak, sistemimiz geriye dönük olası alternatif enflasyon sepetlerini de hesaplayabilmektedir. Burada önemli olan TÜİK'in hanehalkı tüketim anketini baz alarak tüketimlerin ne kadar hangi kalemden artıp azaldığının tespitidir. 3 aylık dönemde ülke içinde kolonya veya makarna stoklarının geçici olarak arz kaynaklı stoklarının tükenmesi buradaki tüketici davranış anomalisine önemli bir örnektir. 3 aylık dönemden sonra kademeli olarak hane halkı yeniden günlük yaşamına büyük ölçüde dönmeye bile üretim tarafında aynı geçiş kolay olmamıştır. Otomatik üretiminin geçen yıla göre düşüş göstermesi ikinci el araç pazarındaki araçların anormal fiyat artışlarına sebep olmuştur. Online endeksimiz bu anomaliyi de saptayabilmektedir. TÜİK otomotiv fiyatlarında sadece birinci el araçların fiyatlarını baz almaktadır. Bizde karşılaştırma açısından bu metodolojiye sadık kaldık. Ancak alternatif uygulama olarak ikinci el araç piyasasını da endekse ekleyerek bu anomaliyi saptayabiliriz ki sistemimiz bunu hesaplama için de entegre edilmiştir. Sadece TÜFE olarak değil ÜFE fiyatlarını da sistemimize entegre ederek online ÜFE endeksini oluşturabiliriz. Bu alternatif metodlar temelde online fiyat bilgisini aldığı için aynı metodolojilerin diğer makroekonomik data'lara uygulanması da uygundur ve sistem buna göre oluşturulmuştur.

### **5.1. Alternatif Metod Olarak GARCH Yönteminin Uygulanması**

Otoregressif koşullu değişken varyans (GARCH), 1982 yılında Robert F. Engle tarafından geliştirilmiştir. Model bir varyans modeli olup, finansal piyasalardaki volatilitiyi hesaplamak için kullanılmaktadır. Finansal piyasalarda olduğu gibi günlük enflasyon alt kalem endekslerimizde de volatilitiyeye görülmektedir. Mevcut modeli oluşturan alt endeks kalemlerindeki volatilitenin tahminlerde yaratacağı olumsuz etkiyi minimize etmekte kullanabiliriz. Bu model, sadece hesaplanan değil ileriye dönük alt endeks ve online fiyat endeksinin tahmininde yararlı olacaktır. Bunun dışında kalem bazında endeksler yerine "Gıda endeksi" gibi toplu endeksler oluşturulup birbirleri arasındaki geçişkenliğinde ölçülmesi yine GARCH yöntemi ile mümkündür. Bu sayede olası zamların geçişkenliğinin ölçülerek ileri yönelik tahminler yapabilmek mümkün olacaktır.

## 6. Sonuç

Günlük takip edilen faiz ve enflasyon oranı ile finansal piyasalardaki getirilerin yanına onları en derinden etkileyen ve reel getiriyi ölçmek için gerekli olan günlük ya da saatlik enflasyonu ölçmek, özellikle sıklık verileri kullanan araştırmacılar için bir dönüm noktası, finansal ve reel piyasa yatırımcıları için de getiri hesabında bir yardımcı faktör olarak görülmektedir.

Doğal olarak gelişmekte olan ülkelerde yaşanan ekonomik zorlukların kaynağını oluşturan enflasyonun ekonomik hayatı her dakika etkilemesi ve fiyat artışlarının alım gücünü günlük bazda etkileyerek hem hane halkı tüketimini hem de yatırım harcamalarını etkilemektedir. Bu kapsamda, bu sıklıktaki veri milli gelirin içeriği oluşturan tüketim ve diğer harcamaların daha rasyonel yapılmasının önünü açar ve piyasa etkinliğinin artmasına yardımcı olur.

Bu amaçlar doğrultusunda, çalışmamız sonucunda elde edilen Online fiyat endeksi online veri ve resmi metodolojinin kombinasyonundan oluşmuştur. Türkiye'yi temsil etmesi açısından her gelir gurubundan ve tüm nüfusu temel alan bir kapsam oluşturulmaya çalışılmıştır. Elde edilen günlük enflasyon verisinde stabil ve aşırı volatil olduğu dönemler söz konusu olup, bu durumun şirketlerin aylık ya da dönemsel fiyatlama politikalarının belirlenmesinde etkili olacağını düşünmekteyiz.

## Kaynakça

- Cavallo, Alberto; Online and official price indexes : Measuring Argentina's inflation, *Journal of Monetary Economics*; October, 9, 2012
- Central Bank of Turkey; Expectation Survey; October, 2020
- Barrionuevo, A.; 2011. Inflation, an old scourge, plagues Argentina again; *New York Times*; February 5, 2011.
- United Nations Department of Economic and Social Affairs; Classification of Individual Consumption According to Purpose (COICOP) 2018; New York, 2018
- Cavallo, Alberto; Cruces, Guillermo; Perez-Truglia, Ricardo; Learning From Potentially-Biased Statistics: Household Inflation Perception and Expectations in Argentina; *National Bureau of Economic Research*; March, 2016
- Hiris, Lorene S.; A Daily Inflation Index; *The American Economist*, Vol. 36, No. 2, pp. 19-29; Fall, 1992
- Wanabe, Kota; Wanabe, Tsutomu; Estimating Daily Inflation Using Scanner Data: A Progress Report; February, 16, 2014



# BİST 30 Hisse Senetlerinin Gelecekteki Değerlerinin Geometrik Brownian Hareketi İle Tahmini ve Arıma, Sarıma, Garch, Egarch, Gjr Modelleri İle Volatilite Analizi<sup>1</sup>

Sonat BAYRAM<sup>2</sup>

**Makale Gönderim Tarihi:** 22 Aralık 2020

**Makale Kabul Tarihi:** 20 Ocak 2021

## Öz

Geometrik Brownian Hareketi (GBM) ile BİST 30 hisse senetlerinin gelecek değerlerini tespit etmede, özellikle ilk otuz gündeki isabet oranının oldukça yüksek olduğu, süre uzadıkça dışsal şoklara bağlı olarak tahmin hatasının yükseldiği ve özellikle de düşük varyansa sahip hisse senetlerinin tahmin hatasının diğerlerinden daha düşük olduğu tespit edilmiştir. Geometrik Brownian Hareketi (GBM) ile üretilen zaman serilerinin otoregresif entegre hareketli ortalama mevsimsel ARIMA (SARIMA) (Gaussian Dağılım) modeli ile daha isabetli ölçümlendiği (12 şirket), ardından en iyi asimetri tipi volatilite modelinin sırasıyla EGARCH (11 şirket), GARCH (6 şirket), GJR (1 şirket) olduğu tespit edilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** GBM, Volatilite, EGARCH, GJR

**JEL Sınıflandırması:** G17

<sup>1</sup> Bu makale 15-17 Ekim 2020 tarihleri arasında Konya'da düzenlenen 4. Ekonomi Araştırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresinde sözlü bildiri olarak sunulmuş ve kongre bildiri kitabında özeti yayınlanmış bildirinin genişletilmiş halidir.

<sup>2</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Trakya Üniversitesi Uygulamalı Bilimler Fakültesi, Finans ve Bankacılık Bölümü, sonatbayram@gmail.com, ORCID: 0000-0001-9885-8707

## **Estimation Of The Future Values Of Bist 30 Shares With Geometric Brownian Motion And Volatility Analysis With Arıma, Sarıma, Garch, Egarch, Gjr Models**

### **Abstract**

In determining the future values of BIST 30 stocks with the Geometric Brownian Motion (GBM), it was found that the hit rate in the first thirty days is quite high, the prediction error increases due to external shocks as the time gets longer, and the prediction error of stocks with low variance is lower than the others. Time series produced by Geometric Brownian Movement (GBM) are measured more accurately with the autoregressive integrated moving average seasonal ARIMA (SARIMA) (Gaussian Distribution) model (12 companies), followed by the best asymmetry type volatility model respectively EGARCH (11 companies), GARCH (6 company), GJR (1 company).

**Key Words:** GBM, Volatility, EGARCH, GJR

**JEL Classification:** G17

### **1. Giriş**

Brown hareketi, 1828'de botanikçi Robert Brown tarafından gözlemlenen ve suda asılı duran polenin düzensiz hareketine verilen isimdir. Polenin su molekülleri tarafından tamponlanmasına atfedilen bu rastgele hareket, polenin dağılması veya yayılmasıyla sonuçlanır. Brownian hareketinin uygulama aralığı, süspansiyondaki mikroskobik parçacıkların çalışmasının çok ötesine geçmekte ve hisse senedi fiyatlarının, elektrik devrelerindeki termal gürültünün, kuyruk ve envanter sistemlerindeki belirli sınırlayıcı davranışların analiz edilmesinde, bunun yanında fizik, biyoloji, ekonomi ve yönetim sistemleri gibi farklı uygulama alanlarında kullanım imkânı bulmaktadır (Karatzas & Shreve, 1998, s.47).

Bugün "Wall Street'in rassal yürüyüşü" olarak bilinen nosyon Bachelier'den (1900) önemli bir destek almış, ancak Holbrook Working'in (1949) yılında gelecekteki fiyatlar üzerine yaptığı Stanford araştırması, rastgele sayı dizileri ile gerçek buğday ve hisse senedi fiyatlarının zaman profilleri arasındaki benzerlikleri belgelemiştir (Bachelier, 2011, s.8). Finans teorisinde, hisse senedi piyasalarında fiyat sisteminin evrimini modellemek için genellikle bir Brownian Hareketi kullanılmış,



örneğin Black&Scholes modelinde (Black&Scholes, 1973, s.637-659) dayanak varlığın fiyatı  $P_t$  dinamiği takip etmektedir:

$$dp_t := p_t \cdot (a \cdot dB_t + r \cdot dt), \quad (1)$$

buradaki  $B$  bir Brownian Hareketi,  $a$  bir volatilitite parametresi ve  $r$  ise faiz oranıdır. Brown hareketinin ortaya çıkmasının ilk gerekçesi dışsaldır: hem ajanların fayda fonksiyonları hem de firmaların üretkenliği, zaman içinde rastgele değişikliklere maruz kalan dışsal değişkenlere bağlıdır. Bir Brown hareketi oluşturmak için, bu rastgele değişiklikler sonsuz küçük olmalı ve sürekli bir zaman esasına göre gerçekleşmelidir: bu sonsuz küçük değişikliklerin toplamının, merkezi limit teoreminin sezgisel bir sonucu olarak bir tür Brown hareketinde toplanacağı kolaylıkla anlaşılabilir (De Meyer&Saley, 2003, s.285).

Bununla birlikte, birçok dışsal değişim birbirinden bağımsız olarak ve tipik olarak birbirini takip etmeyen nitelikte gerçekleşmekte ve bu durum hisse fiyatlarını etkilemektedir. Örneğin bir firma tarafından yeni bir üretim süreci keşfi veya gelecekteki büyüme potansiyelini değiştirebilecek ölçüde önemli bir olay etkisi ile hisse senedi fiyatlarında ciddi dalgalanmalar görülebilmektedir. Bu tür bir değişim sonsuz küçük karakterli değildir ve sürekli bir zaman temelinde gerçekleşmez. Böylesine büyük ve önemli olayların, piyasa üzerinde şok etkisi ile birlikte kesintili bir görünüm yarattığı gözlemlenmektedir.

Bu makalede, Brownian hareketinin ortaya çıkması için içsel bir gerekçe sağlanarak, geçmiş varyans düzeyinin sabit kalması koşuluyla, zamanı ileriye sürükleyerek BIST 30 hisse senedi fiyatlarının gelecekteki değerleri tahmin edilmiş, yapılan tahmin doğruluğu analiz edilerek gerçekleşmeler ile tahminler arasındaki fark dönemsel olarak ortaya konmuştur.

## 2. Literatür Araştırması

Kesirli Brownian hareketinin stokastik denklemi çeşitli parametreler ile Øksendal (2003, s.1) tarafından yapılan çalışmada denenmiştir. Fiyatların bu tür süreçler tarafından yönlendirildiği stokastik diferansiyel denklemlerin çözümleri ve bunların finansal piyasa uygulamaları üzerine tartışılmış ve (kesirli) yol modelinde arbitrajın varlığı ile Wick-Skorohod modelinde bir (güçlü) arbitrajın olmaması arasında bir anlaşmazlık olduğu belirtilmiştir.

Finansal modeller içerisinde kesirli Brown hareketinin kullanımı yaygındır. Uzun menzilli bağımlılık sergileyen kesirli Brown hareketinin elverişli zaman serisi özellikleri, görünüşte üstesinden gelinemez bir eksiklikle birlikte gelmiştir: arbitrajın varlığı. Son dönemde, kesirli Brownian hareketini kullanan birkaç yeni model yayınlanmıştır. Bununla birlikte, bu tür modellerin ekonomik açıdan makul seçimler olup olmadığına dair sorun hala çözülememiş durumdadır (Rostek&Schöbel, 2013, s.1).

Eğer  $0 < H < 1$  ise Hurst parametresi  $H$  ile kesirli Brown hareketinin Gauss süreci  $B_H(t); t \in \mathbb{R}$  ortalama  $E(B_H(t)) = 0$  ve kovaryans

$$E[B_H(t)B_H(s)] = \frac{1}{2} \{|t|^{2H} + |s|^{2H} - |t - s|^{2H}\} \quad (1)$$

hepsi için  $s, t \in \mathbb{R}$ 'dir. Burada  $E$ , olasılık yasasına ilişkin beklentiği ifade eder  $B_H = B_H(t, \omega)$ . Basit olması için  $B_H(0) = 0$  olduğu varsayılmaktadır.  $H = 1/2$  ise,  $B_H(t)$  standart Brown hareketi  $B(t)$  ile çıkarılır.  $H > 1/2$  ise,  $B_H(t)$  uzun menzilli bir bağımlılığa sahiptir ve

$$r(n) = \text{cov}(B_H(1), (B_H(n+1) - B_H(n))) \quad (2)$$

o zaman  $\sum_{n=1}^{\infty} r(n) = \infty$ 'dir. Herhangi bir  $H \in (0, 1)$  için  $B_H(t)$  süreci,  $B_H(\alpha t)$  herhangi bir  $\alpha > 0$  için  $\alpha^H B_H(t)$  ile aynı yasaya sahip olması anlamında benzerdir (Hu&Øksendal, 2003, s.2). Çoklu kesirli Brown hareketi literatürde sıkça başvurulan bir yöntemdir. Çoklu kesirli Brownian hareketi genellikle Black-Scholes pazarında opsiyon fiyatlandırma formüllerinde kullanılmaktadır (Elliott&Hoek, 2001, s.140).

Tamamen kesirli Black-Scholes modellerinde, kendi kendini finanse etme stratejilerinin, arbitrajsız ve ilgili seçenekleri kapsamaya yetecek kadar büyük olduğu bilinen hiçbir alt sınıfı yoktur. Tamamen kesirli Black-Scholes modelleri Wick'in (Stokastik Diferansiyel Denklemlerde Wick'in Ito formülü) kendi kendini finanse etme stratejileriyle arbitrajsız hale gelmektedir. Ancak Wick'in kendi kendini finanse eden portföyleri kavramı, gerçek dünyada yorumlanacaksa, sağlam bir ekonomik yorumdan yoksun görünmektedir. Piyasa gözlemi kavramına sadık kalınca ve dolayısıyla soyut bir dünyada Wick'in kendi kendini finanse eden özelliğine bakılırsa, arbitraj yeniden zayıf bir anlamda, yani bazı gözlemler altında ortaya çıkacaktır. Bu nedenle, fiyatlandırma modelleri olarak tamamen kesirli modelleri kullanmanın pek de mantıklı olmadığı sonucuna varılmıştır (Bender, Sottinen & Valkeila, 2007, s.32-33).

BİST-30, BİST-100 ve S&P 500 endekslerinin Geometrik Brownian Hareketi (GBM) sonucu ile ARIMA modeli tahmin sonuçları karşılaştırıldığına, Geometrik Brownian Hareketinin, tahmin performansının ARIMA modeline göre daha yüksek olduğu ve ARIMA modelinden daha az tahmin hatası yaptığı sonucuna ulaşılmıştır (Özkan & Güngör, 2017, s.394).

İnam (2011, s.66) tarafından yapılan çalışmada, hisse senedi fiyatlarının nasıl ve hangi limitler dahilinde hareket edebileceğini tahmin etmek üzere BIST 30'dan dört adet hisse senedi seçilerek Geometrik Brown Hareketi modellenmiş, Geometrik Brown Hareketi ile modellenen fiyatların normal dağılımdan daha sivri olduğu, daha çok lognormal dağılıma uyduğu, tahmin sonuçlarının bir yıllık süre için uygun olmakla birlikte, kısa dönem tahmin sonuçlarının daha tutarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Demireli&Hepkorucu (2010, s.47) tarafından yapılan çalışmada ise karbon türevlerinin fiyatlandırması analiz edilmiş ve alternatif baz mal hesaplamasında kirlilik derecesi kullanılmıştır. Kirliliğin derecesine bağlı olarak basit Avrupa karbon ticareti seçenekleri, başlangıçta geometrik Brownian hareketinden türetilen karbon salınımı sırasına göre analiz edilmiş ve Türkiye'de karbon türevi ürünlerin piyasa dışı fiyatlandırması açısından tatmin edici sonuçlar henüz elde edilemediği belirtilmiştir.

Alberg, Shalit & Yosef (2008, s.1207) tarafından yapılan çalışmada, iki Tel Aviv hisse senedi endeksi getirisi için farklı dağılımlar kullanarak birkaç GARCH modelinin tahmin performansı karşılaştırılmış ve EGARCH çarpık Student-t modelinin, seri korelasyon, asimetric volatilitate kümelenmesi ve leptokurtik inovasyon açısından altta yatan sürecini yansıttığı için bu geri dönüşlerin dinamik davranışını karakterize etmek için en umut verici model olduğu sonucuna varılmıştır. Sonuçlar ayrıca asimetric GARCH modellerinin tahmin performansını iyileştirdiğini de göstermektedir. Test edilen tahminler arasında EGARCH çarpık Student-t modeli GARGH, GJR ve APARCH modellerinden daha iyi performans göstermiştir. Bu sonuç daha sonra Tel Aviv hisse senedi endeksi getirileri için risk yönetimi stratejileri uygularken EGARCH modelinin diğer üç modelden daha faydalı olabileceğini ima etmektedir.

Brownian hareketi ile tahmin edilen gelecek değerlere en uygun volatilitate modeli ile gerçek değerlere en uygun volatilitate modelinin karşılaştırılması yoluyla, rassal olarak üretilmiş olan serinin performansı

hakkında fikir sahibi olunabilecektir. Bu nedenle, literatürde yaygın olarak kullanılan volatilité modelleri kullanılarak, BIST 30 hisse senetlerinin Brownian hareketi ile üretilen deęerleri ile gerek piyasa deęerlerine en uygun volatilité modelleri karřılařtırılmıřtır.

### 3. Verilerin Seimi

Arařtırmada kullanılan veriler BIST 30 hisse senetlerinin 1 Ocak 2019 ile 25 Aęustos 2020 tarihleri arasındaki gnlk kapanıř deęerlerinden elde edilmiřtir (İř Yatırım, 2020). Borsa İstanbul A.ř. tarafından revize edilen pay senedi sınıflandırması doęrultusunda, BIST 30 Endeks bileřeni olarak belirlenen 30 adet řirkete ait gnlk piyasa kapanıř deęerleri temel analiz verileri olarak kullanılmıřtır. Geometrik Brownian Hareketine gre hisse senetlerinin gelecek deęerleri tespit edilirken, hisse senetlerinin 01 Ocak ile 31 Aralık 2019 tarihleri arasında Borsa İstanbul'da gerekleřen kapanıř deęerlerinden üretilen volatilité deęerleri esas alınmıř ve 01 Ocak 2020 ile 25 Aęustos 2020 tarihleri arasındaki deęerler Geometrik Brownian Hareketi ile tahmin edilmiřtir. Geometrik Brownian hareketi ile yapılan tahmin sonuları hisse senetlerinin nne konan (B) harfi ile 01 Ocak 2020 ile 25 Aęustos 2020 tarihleri arasındaki gerek piyasa deęerleri ise hisse senetlerinin nne konan (R) harfi ile belirtilmiřtir. Modelde kullanılan deęiřkenlerin listesi Tablo 1'de verilmiřtir.

**Tablo 1.** Analizde Kullanılan Deęiřkenlerin Listesi

Sıra Nu.	řirketin Adı	Brownian Hareketi	Gerek Deęer
1	AKBNK - Akbank Hisse Senedi	B_AKBNK	R_AKBNK
2	ARCLK - Arelik Hisse Senedi	B_ARCLK	R_ARCLK
3	ASELS - Aselsan Hisse Senedi	B_ASELS	R_ASELS
4	BIMAS - Bim Birleřik Maęazalar A.ř Hisse Senedi	B_BIMAS	R_BIMAS
5	DOHOL - Doęan Holding Hisse Senedi	B_DOHOL	R_DOHOL
6	EKGYO - Emlak Konut GYO Hisse Senedi	B_EKGYO	R_EKGYO
7	ENJSA - Enerjisa Enerji Hisse Senedi	B_ENJSA	R_ENJSA
8	EREGL - Eređli Demir elik Hisse Senedi	B_EREGL	R_EREGL
9	FROTO - Ford Otosan Hisse Senedi	B_FROTO	R_FROTO
10	GARAN - Garanti Bankası Hisse Senedi	B_GARAN	R_GARAN
11	SAHOL - Sabancı Holding Hisse Senedi	B_SAHOL	R_SAHOL
12	KRDMD - Kardemir (D) Hisse Senedi	B_KRDMD	R_KRDMD
13	KCHOL - Ko Holding Hisse Senedi	B_KCHOL	R_KCHOL
14	KOZAL - Kozal Altın Hisse Senedi	B_KOZAL	R_KOZAL
15	KOZAA - Kozal Anadolu Metal Hisse Senedi	B_KOZAA	R_KOZAA
16	MGROS - Migros Hisse Senedi	B_MGROS	R_MGROS
17	PGSUS - Pegasus Hava Tařımacılıđı Hisse Senedi	B_PGSUS	R_PGSUS
18	PETKM - Petkim Hisse Senedi	B_PETKM	R_PETKM
19	SISE - Sıřecam Hisse Senedi	B_SISE	R_SISE
20	SODA - Soda Sanayii Hisse Senedi	B_SODA	R_SODA
21	TAVHL - TAV Holding Hisse Senedi	B_TAVHL	R_TAVHL
22	TKFEN - Tefen Holding Hisse Senedi	B_TKFEN	R_TKFEN
23	THYAO - Trk Hava Yolları Hisse Senedi	B_THYAO	R_THYAO
24	TUPRS - Tprař Hisse Senedi	B_TUPRS	R_TUPRS
25	TTKOM - Trk Telekom Hisse Senedi	B_TTKOM	R_TTKOM
26	TCELL - Trkecell Hisse Senedi	B_TCELL	R_TCELL
27	HALKB - Halkbank Hisse Senedi	B_HALKB	R_HALKB
28	ISCTR - İř Bankası (C) Hisse Senedi	B_ISCTR	R_ISCTR
29	VAKBN - Vakıfbank Hisse Senedi	B_VAKBN	R_VAKBN
30	YKBNK - Yapı Kredi Bankası Hisse Senedi	B_YKBNK	R_YKBNK

#### 4. Araştırma Modelinin Oluşturulması

Brownian hareketinde yer alan  $Let\{Y_j\}_{j=1}^n$  bağımsız, standart normal rassal değişkenlerin  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  toplanmasında P bir piyasa ölçütü olarak tanımlanmıştır. Burada sütun vektörü  $(Y_1, \dots, Y_n)^T$  olarak Y tanımlanmıştır (Shreve, Chalasani & Jha 1997, s.131). Bu nedenle  $u = (Y_1, \dots, Y_n)^T$  buradaki gerçek sütun vektörü ve

$$\mathbb{E} e^{u^T Y} = \mathbb{E} \exp \left\{ \sum_{j=1}^n u_j Y_j \right\} = \exp \left\{ \sum_{j=1}^n \frac{1}{2} u_j^2 \right\}. \quad (1)$$

Buradan ayırık zamanlı Brownian Hareketi;

$$\begin{aligned} B_0 &= 0, \\ B_k &= \sum_{j=1}^k Y_j, \quad k = 1, \dots, n. \end{aligned} \quad (2)$$

Eğer  $Y_1, Y_2, \dots, Y_k$  biliniyorsa  $B_1, B_2, \dots, B_k$  olarak bulunur. Buna karşılık, eğer  $B_1, B_2, \dots, B_k$  biliniyorsa  $Y_1 = B_1, Y_2 = B_2 - B_1, \dots, Y_k = B_k - B_{k-1}$ . Buradan filtreleme şöyle tanımlanır;

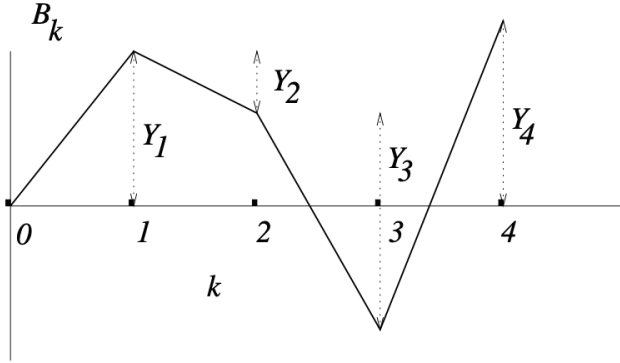
$$\begin{aligned} \mathcal{F}_0 &= \{\phi, \Omega\}, \\ \mathcal{F}_k &= \sigma(Y_1, Y_2, \dots, Y_k) = \sigma(B_1, B_2, \dots, B_k), \quad k = 1, \dots, n. \end{aligned}$$

Teorem 1:  $\{B_k\}_{k=0}^n$  bir martingale (P altında)

Kanıt:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[B_{k+1} | \mathcal{F}_k] &= \mathbb{E}[Y_{k+1} + B_k | \mathcal{F}_k] \\ &= \mathbb{E}Y_{k+1} + B_k \\ &= B_k. \end{aligned}$$

Şekil 1. Ayrık Zamanlı Brownian Hareketi



**Kaynak:** Karatzas, I., & Shreve, S. E. (1998). Brownian motion. In Brownian Motion and Stochastic Calculus (pp. 47-127). Springer, New York, NY, s.132.

**Teorem 2:**  $\{B_k\}_{k=0}^n$  bir Markov prosesi ise

**Kanıt:** Bu durumda,

$$\mathbb{E}[h(B_{k+1})|\mathcal{F}_k] = \mathbb{E}[h(Y_{k+1} + B_k)|\mathcal{F}_k]. \quad (5)$$

Bu durumda şu yardımcı teorem kullanılmakta;

$$g(b) = \mathbb{E}h(Y_{k+1} + b) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} h(y + b) e^{-\frac{1}{2}y^2} dy. \quad (6)$$

Böylece, yalnızca  $B_k$  fonksiyonu;

$$\mathbb{E}[h(Y_{k+1} + B_k)|\mathcal{F}_k] = g(B_k), \quad (7)$$

Hisse senedinin değerinin hesaplanmasında kullanılan prosesin parametreleri;

$\mu \in \mathbb{R}$ , Ortalama Getiri

$\sigma > 0$ , Volatilite

$S_0 > 0$ , Başlangıç Hisse Fiyatı

Hisse senedinin fiyat sürecinin hesaplanması;

$$S_k = S_0 \exp \left\{ \sigma B_k + \left( \mu - \frac{1}{2} \sigma^2 \right) k \right\}, \quad k = 0, \dots, n. \quad (8)$$

Buradan,

$$S_{k+1} = S_k \exp \left\{ \sigma Y_{k+1} + \left( \mu - \frac{1}{2} \sigma^2 \right) \right\}, \quad (9)$$

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}[S_{k+1}|\mathcal{F}_k] &= S_k \mathbb{E}[e^{\sigma Y_{k+1}}|\mathcal{F}_k] \cdot e^{\mu - \frac{1}{2}\sigma^2} \\
&= S_k e^{\frac{1}{2}\sigma^2} e^{\mu - \frac{1}{2}\sigma^2} \\
&= e^\mu S_k.
\end{aligned} \tag{10}$$

$$\mu = \log \frac{\mathbb{E}[S_{k+1}|\mathcal{F}_k]}{S_k} = \log \mathbb{E} \left[ \frac{S_{k+1}}{S_k} \middle| \mathcal{F}_k \right] \tag{11}$$

ve böylece,

$$\text{var} \left( \log \frac{S_{k+1}}{S_k} \right) = \text{var} \left( \sigma Y_{k+1} + \left( \mu - \frac{1}{2}\sigma^2 \right) \right) = \sigma^2. \tag{12}$$

### Analiz Sonuçları

Hisse senetlerinin değerlerinin logaritmik olarak normal dağılım göstereceği, negatif olmayacağı ve sonsuz ayırık zamanda rassal olarak dalgalanacağı gerçeğinden hareket ile stokastik hareket ile tahmin edilmesi mümkün olmaktadır. Bu nedenle, 2019 yılı verilerinden öncelikle Getiri (Aritmetik) (Sürüklenme (Drift) (Yıllık))( $\mu$ ) değeri elde edilmiş, ardından hisse senedinin Standart Sapma (Hisse)(Std.Dev.) (Volatilite(Yıllık))( $\sigma$ ) değeri hesaplanmıştır. Yıllık olarak hesaplanan getiri değeri ( $\mu/161$ ) günlük değere, yıllık sapma değeri ( $\sigma/\text{karekök}(161)$ ) günlük değere dönüştürülmüştür. Sürüklenme (Drift) (Ortalama) değeri; ( $\mu/161$ )- $0,5 * (\sigma/161)^2$  formülüyle elde edilmiştir. Geometrik Brownian hareketinin oluşturulabilmesi için öncelikle rassal bir parametre üretilerek (N(0,1)) bu değer Log Getiri'ye dönüştürülmüş ve bu değer hissenin 2019 yılı kapanış fiyatından başlayarak kayan pencereler şeklinde zamanda ileriye sürüklenerek Geometrik Brownian Hareketi üretilmiştir (Tablo 2).

**Tablo 2.** Brownian Hareketi (PETKM - Petkim Hisse Senedi)

PETKM - Petkim Hisse Senedi			
Getiri (Aritmetik) (Sürüklenme (Drift) (Yıllık))			6,13%
Standart Sapma (Hisse)(Std.Dev.)(Volatilite(Yıllık))			8,16%
Getiri (Aritmetik) (Sürüklenme (Drift) (Günlük))			0,04%
Standart Sapma (Hisse)(Std.Dev.)(Volatilite(Günlük))			0,64%
Sürüklenme (Drift) (Ortalama)			0,04%
Başlangıç Değeri (2019 Yıl Sonu Hisse Kapanış Değeri)			3,81

Günler	N(0,1)	L og Getiri	Tahmini Fiyat (t)
1	-0,514458561	-0,29%	3,798788102
2	0,594441628	0,42%	3,814704773
3	-1,197335103	-0,73%	3,786819518
4	2,134105337	1,41%	3,840509324
5	-0,134079346	-0,05%	3,838582158
6	-0,777977844	-0,46%	3,820808351
7	0,244302447	0,19%	3,828191173
8	-0,942077939	-0,57%	3,806448036
9	1,695966828	1,13%	3,849558732
10	0,291078092	0,22%	3,858157023

**Not:** Brownian Hareketinin hesaplanmasında 1000'lik iterasyon kullanılmış, tabloda bu değerlerin sadece 10 tanesine yer verilmiştir.

Brownian Hareketi ile oluşturulan tahmin değeri gibi (1000'lik iterasyon) on farklı senaryo tahmin edilerek (10.000 değer) her bir hisse senedi için toplam tahmin değerlerinin ortalaması alınmış ve BIST 30 hisse senetlerinin 01 Ocak 2020 ile 25 Ağustos 2020 tarihleri arasındaki günlük piyasa kapanış değerleri (R) ile karşılaştırılmıştır. Geometrik Brownian Hareketinin tahmin sonuçları ile piyasa gerçekleştirmeleri karşılaştırıldığında, tüm hisse senetleri ortalamaları açısından modelin özellikle ilk 30 günlük tahmin başarısının oldukça yüksek olduğu görülmektedir (Tablo 3).

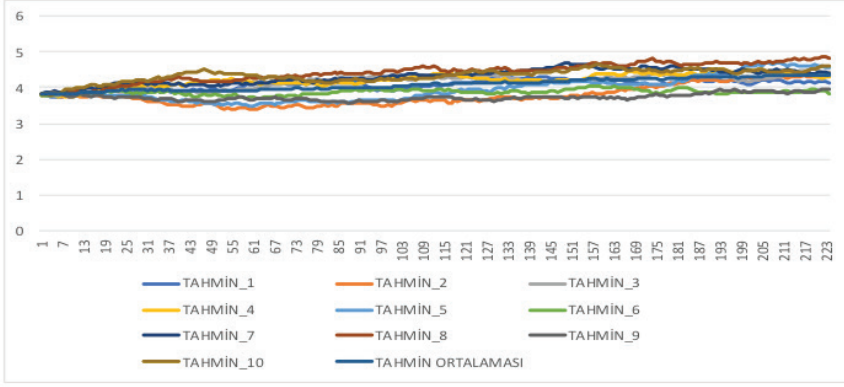
**Tablo 3.** Brownian Hareketi Günlük Tahmin Sapmaları (BIST 30 – Ortalama)

161 Günlük Tahmin Sapması	120 Günlük Tahmin Sapması	90 Günlük Tahmin Sapması	60 Günlük Tahmin Sapması	30 Günlük Tahmin Sapması	20 Günlük Tahmin Sapması	10 Günlük Tahmin Sapması
22,10%	15,04%	27,95%	42,85%	-1,16%	-1,75%	-4,38%

Geometrik Brownian hareketi ile her bir hisse senedi için on adet farklı fiyat serisi tahmini yapılarak ortalaması alınmış, dolayısıyla 1000'lik sayı seti ile her bir hisse senedi için günlük toplam 10.000 adet model fiyat belirlenmiştir. Tahmin sayısının yüksek tutulmasının nedeni

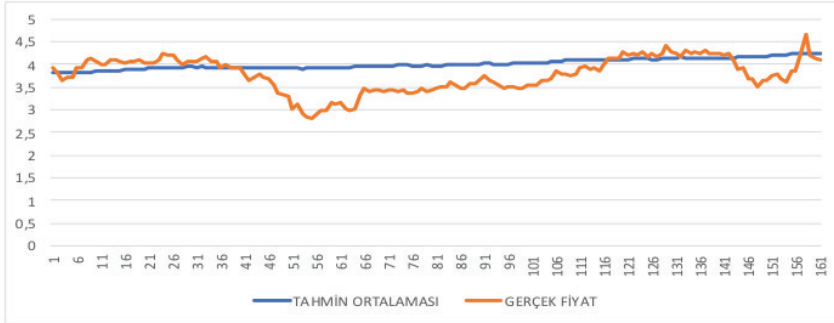


seriyi mümkün olduğu kadar normal dağılıma yaklaştırmak, böylece en doğru fiyat aralığını tahmin edebilmektir (Şekil 1).



**Şekil 1.** Geometrik Brownian Hareketi ile PETKM – Petkim Hisse Senedi'nin Gelecek Değerlerinin Tahmini

BIST 30'da yer alan her bir hisse senedinin Geometrik Brownian Hareketi ile tahmin edilen on senaryo fiyat verisinin ortalaması ile gerçek piyasa fiyatı (günlük kapanış değerleri) karşılaştırılarak modelin doğruluk yüzdesi farklı zaman aralıkları için test edilmiştir.



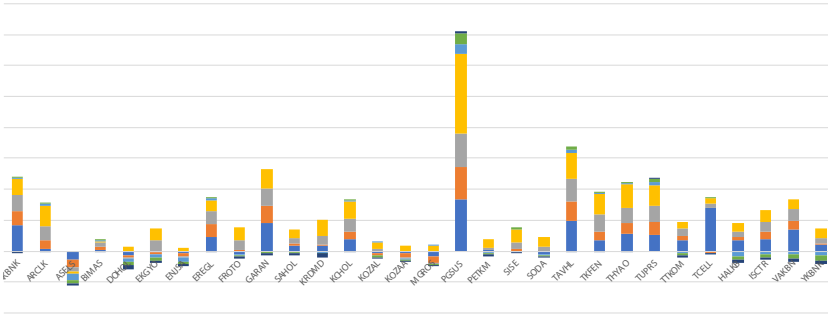
**Şekil 2.** PETKM – Petkim Hisse Senedi'nin Gerçek Fiyatları (Günlük Kapanış) ile Geometrik Brownian Hareketi Tahmininin Karşılaştırılması

**Tablo 4.** PETKM - Petkim Hisse Senedi'nin Gerçek Fiyatları (Günlük Kapanış) ile Geometrik Brownian Hareketi Tahmininin Farklarının (%) Karşılaştırması

Zaman (Gün)	PETKM - Petkim Hisse Senedi	Yılıbaşı (Beginning of the Year)	Yısonu (End of The Year)	Getiri (Aritmetik) (Income Level)	Getiri CAPM (R-Rf-B/RM- RD)	Standart Sapma (Hisse) (Std.Dev.)	Coefficient Katsayısı (Coefficient of Variation (CV))	Sharpe Oranı (Ödül Risk Oranı) (Sharpe Ratio)	Alfa Katsayısı (Alfa Ratio)	Beta Katsayısı (Hisse - BIST 100) (Beta Ratio)
161 Gün	Gerçek Değer(Günlük Kapanış)	3,91	4,11	5,12%	5,07%	0,09	1,80	-0,40	0,00	1,01
	Geometrik Brownian Hareketi Tahmini (B)	3,81	4,24	10,04%	8,84%	0,11	1,13	0,11	0,01	0,01
	Fark (%)	-2,51%	3,09%	4,92%	3,77%	22,76%	-37,44%	-126,46%	1,15%	-99,12%
120 Gün	Gerçek Değer(Günlük Kapanış)	3,91	4,26	8,22%	8,28%	0,36	4,36	-0,02	0,00	0,90
	Geometrik Brownian Hareketi Tahmini (B)	3,81	4,11	7,24%	8,81%	0,08	1,05	-0,21	-0,02	0,01
	Fark (%)	-2,51%	-3,53%	-0,98%	0,54%	-78,81%	-75,95%	1121,45%	-1,51%	-98,73%
90 Gün	Gerçek Değer(Günlük Kapanış)	3,91	3,66	-6,83%	-5,76%	0,39	-5,69	-0,40	-0,01	0,93
	Geometrik Brownian Hareketi Tahmini (B)	3,81	4,01	4,94%	8,79%	0,05	1,02	-0,77	-0,04	0,01
	Fark (%)	-2,51%	9,57%	11,77%	14,55%	-87,00%	-117,96%	90,95%	-2,77%	-98,76%
60 Gün	Gerçek Değer(Günlük Kapanış)	3,91	3,12	-25,32%	-25,30%	0,41	-1,63	-0,83	0,00	1,00
	Geometrik Brownian Hareketi Tahmini (B)	3,81	3,93	3,06%	8,71%	0,04	1,40	-1,35	-0,06	0,02
	Fark (%)	-2,51%	26,03%	28,38%	34,01%	-89,61%	-186,08%	62,80%	-5,63%	-97,91%
30 Gün	Gerçek Değer(Günlük Kapanış)	3,91	4,06	3,69%	1,91%	0,14	3,90	-0,36	0,02	1,35
	Geometrik Brownian Hareketi Tahmini (B)	3,81	3,94	3,37%	8,85%	0,05	1,45	-1,12	-0,05	0,00
	Fark (%)	-2,51%	-2,84%	-0,32%	6,94%	-66,04%	-62,77%	213,11%	-7,26%	-100,24%
20 Gün	Gerçek Değer(Günlük Kapanış)	3,91	4,04	3,22%	1,30%	0,15	4,62	-0,38	0,02	1,34
	Geometrik Brownian Hareketi Tahmini (B)	3,81	3,90	2,21%	8,87%	0,03	1,34	-2,24	-0,07	-0,01
	Fark (%)	-2,51%	-3,51%	-1,00%	7,57%	-80,13%	-71,12%	493,20%	-8,58%	-100,48%
10 Gün	Gerçek Değer(Günlük Kapanış)	3,91	4,05	3,46%	0,68%	0,17	4,91	-0,32	0,03	1,52
	Geometrik Brownian Hareketi Tahmini (B)	3,81	3,84	0,70%	8,94%	0,01	1,38	-8,42	-0,08	-0,01
	Fark (%)	-2,51%	-5,21%	-2,76%	8,26%	-94,31%	-71,94%	2558,87%	-11,02%	-100,93%

Geometrik Brownian Hareketi (GBM) ile üretilen fiyat verisi (01 Ocak – 25 Ağustos 2020) ile PETKM - Petkim Hisse Senedi'nin Gerçek Fiyatları (Günlük Kapanış) karşılaştırıldığında, özellikle ilk 30 günlük tahmin aralığı sapmasının oldukça düşük olduğu -3,85%, pandemi dönemi olarak adlandırılan ve Covid 19 salgını sebebiyle hisse senedi fiyatlarında ciddi dalgalanmalar (dışsal şoklar) görülmesine rağmen, tarihsel ortalamalar ile GBM tahmini arasındaki farkın ortalama 3,37% düzeyinde gerçekleştiği, Aritmetik Getiri ve CAPM oranı açısından da tahmin aralığının oldukça düşük olduğu görülmektedir (Tablo 4). BIST 30 hisse senetlerinin tamamı için GBM tahmini sapmasının ilk 30 gün için -2,43% olduğu, özellikle pandemi dönemindeki ciddi sapma da dikkate alındığında tarihsel sapmanın (161 gün) ortalama 14,37% ile oldukça düşük seviyede gerçekleştiği gözlemlenmiştir (Tablo 3).

Geometrik Brownian Hareketi tahmin sonuçları ile gerçek değerlerin karşılaştırılması sonucunda elde edilen sapma değerleri analiz edilerek, modelin tahmin gücü analiz edilmeye çalışılmıştır. Elde edilen bulgulardan, GBM modelinin tahmin gücünün özellikle ilk bir aylık dönemde yüksek olduğu, seçilen dönemde özellikle Türkiye'de ilk Covid 19 vakasının görüldüğü tarih olan 11 Mart 2020 tarihi ile Mayıs 2020 arasındaki dönemde (modelde 60 gün ile 120 gün arası dönem) görülen ciddi dışsal şokların yarattığı volatilitate etkisi ile tahmin sonuçlarında sapma yaşandığı, sonrasındaki dönemde söz konusu sapmanın azaldığı gözlemlenmektedir (Şekil 3). Bu nedenle, GBM modelinin özellikle düşük volatilitate gözlemlenen dönemlerde daha başarılı tahmin yaptığı söylenebilir.



**Şekil 3.** Geometrik Brownian Hareketi (GBM) tahminleri ile gerçek değerler arası sapma düzeyleri (%)

GBM model tahmin sonuçlarının sektörel analizi yapıldığında özellikle Covid 19 pandemi döneminde yüksek volatilité gözlemlenen Bankacılık ve Havayolu sektöründeki tahmin sapmasının diğer sektörlerden daha yüksek olduğu, dolayısıyla yüksek volatilité veya dışsal şokların yaşandığı dönemlerde modelin yanlış tahmin olasılığının da arttığı söylenebilir (Şekil 3).

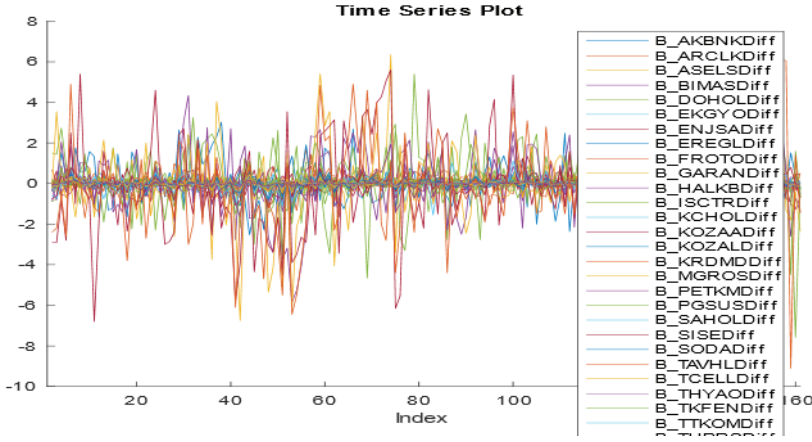
BIST 30 şirketlerinin GBM Model tahmin sonuçlarının ve gerçek değerlerin hangi volatilité modeli ile daha iyi ölçümlenebileceğini test etmek üzere ARIMA, SARIMA, GARCH, EGARCH ve GJR model denenmiştir. Öncelikle değişkenlerin birinci farkı alınarak durağan hale getirilmiştir. Durağanlık sınavında;

$H_0$ : Değişkende Birim Kök Sorunu Vardır

$$y_t = c + \delta t + \phi y_{t-1} + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$H_0 : \phi = 1 \quad (14)$$

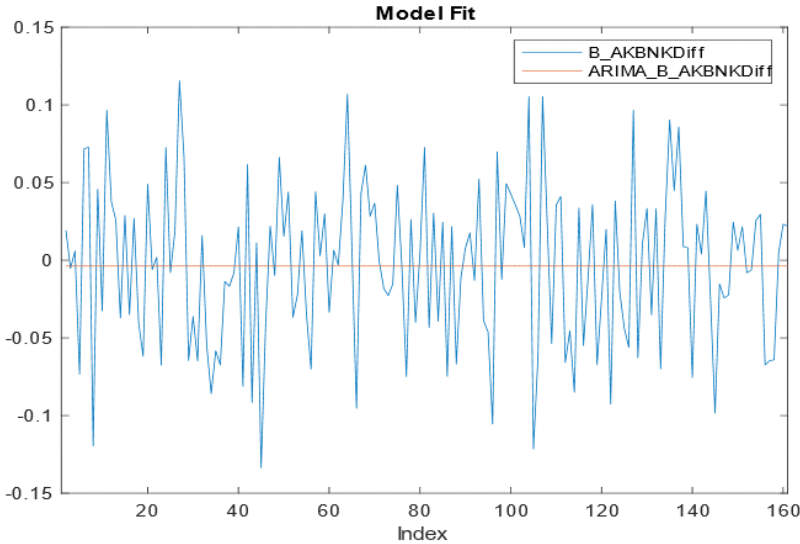
$$H_a : \phi < 1 \quad (15)$$



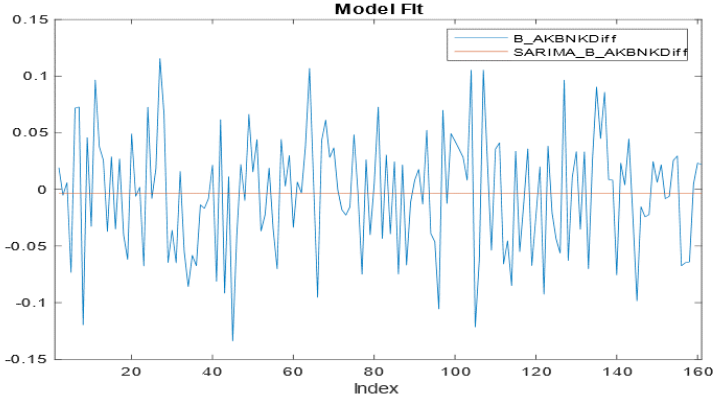
**Şekil 4.** Geometrik Brownian Hareketi (GBM) Değişkenleri Durağanlık Grafiği

Geometrik Brownian Model (GBM) ile tahmin edilen zaman serisi (B) ve gerçek değerlerin (R) otoregresif entegre hareketli ortalama (ARIMA) (Gaussian Dağılım) ve mevsimsel ARIMA (SARIMA) (Gaussian Dağılım) modeli aşağıdaki denklem ile hesaplanmıştır:

$$y_t = c + \varepsilon_t \quad (16)$$



**Şekil 5.** B\_AKBNKDiff Serisi ARIMA Model Grafiği



**Şekil 6.** B\_AKBNKDiff Serisi SARIMA Model Grafiği

SARIMA modelinin, özellikle kısa vadeli dönemler için mevsimsel zaman serileri için iyi tahminler yaptığı gösterilmiştir, ancak gerekli olan büyük miktarda tarihsel veri (en az 50 ve tercihen 100 veya daha fazla) ile sınırlandırılmıştır. Bununla birlikte, modern toplumda, bütüncü ortamdan kaynaklanan belirsizlik faktörleri ve yeni teknolojinin hızlı gelişimi nedeniyle, genellikle sınırlı miktarda veri kullanarak kısa bir süre içinde gelecekteki durumları tahmin etmek zorunluluğu vardır. Veri yetersizliği, ARIMA modeliyle birlikte kullanıldığında bazen uygulamasını sınırlayabilmektedir (Tseng, Yu, & Tzeng, 2002, s.75).

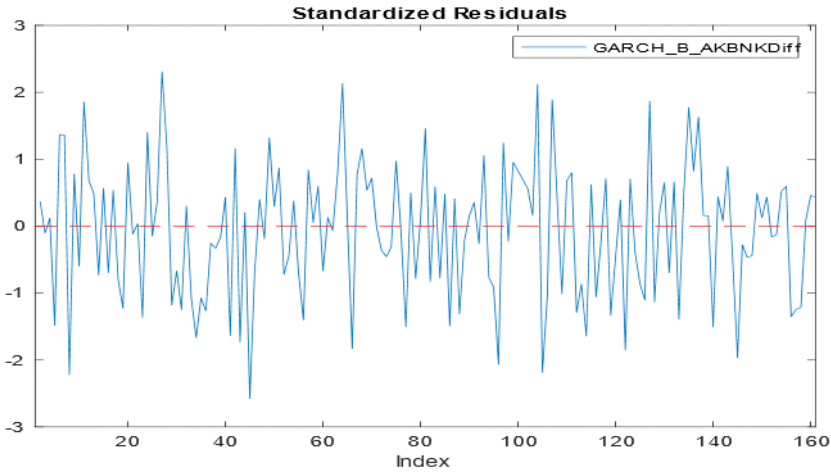
Opsiyon fiyatlandırması için geliştirilmiş otoregresif koşullu heteroskedastik (GARCH) modellerinin varlık getirilerini açıklamadaki üstün performansı ortaya konmuştur. EGARCH modeli ile ilgili formülün uygulanmasında, hesaplama süresini daha da azaltmak için iki ek yaklaşım olarak ise GJR ve GARCH model kullanılmıştır (Duan vd., 2006, s.1-17). Gauss süreçleri olarak adlandırılan olasılıksal yöntemler, çekirdek tabanlı öğrenme ile Bayesci bir yaklaşım oldukları için zaman serisi verilerini ve tahmin problemini modellemek için güçlü bir araç olarak başarıyla gösterilmiştir. Bu makalede, Gauss süreçleri, GARCH, EGARCH ve GJR'ye dayalı finansal oynaklığı modellemek ve tahmin etmek için uygulanmaktadır. Deneysel sonuçlar, doğrusal olmayan hibrit modellerin, haberlerin volatilité üzerindeki simetrik ve asimetric etkilerini iyi bir şekilde yakalayabildiğini, klasik GARCH, EGARCH ve GJR yaklaşımlarından daha iyi tahmin performans sağladığını göstermektedir (Ou & Wang, 2011, s.1).

Zaman serilerinin Koşullu Varyans (Gaussian Dağılım) GARCH (1,1) modeli aşağıdaki denklem ile hesaplanmıştır:

$$y_t = \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t \quad (17)$$

$$(1 - \gamma_1 L)\sigma_t^2 = \kappa + (\alpha_1 L)\varepsilon_t^2 \quad (18)$$



**Şekil 7.** B\_AKBNKDiff Serisi GARCH (1,1) Model Grafiği

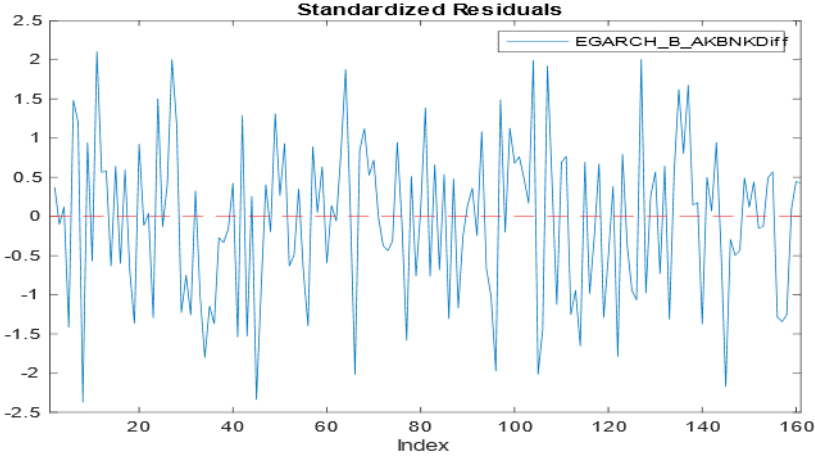
Negatif olmayan katsayılar gerektiren geleneksel GARCH spesifikasyonunun aksine, EGARCH modeli, koşullu varyansın logaritmasını modellediği için parametre uzayına negatif olmayan kısıtlamalar getirmez. EGARCH modelini sonuçları, GARCH modeli veya APARCH modeli ile karşılaştırılarak modeller arasındaki moment yapısı farklılıkları ortaya çıkartılmaktadır (Karanasos & Kim, 2003, s.161).

Zaman serilerinin (Üssel) Koşullu Varyans (Gaussian Dağılım) EGARCH (1,1) modeli aşağıdaki denklem ile hesaplanmıştır:

$$y_t = \varepsilon_t \quad (19)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t \quad (20)$$

$$(1 - \gamma_1 L)\log \sigma_t^2 = \kappa + (\alpha_1 L)\left(\frac{|\varepsilon_t|}{\sigma_t} - E\left\{\frac{|\varepsilon_t|}{\sigma_t}\right\}\right) + (\xi_1 L)\left(\frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}\right) \quad (21)$$



**Şekil 8.** B\_AKBNKDiff Serisi EGARCH (1,1) Model Grafiği

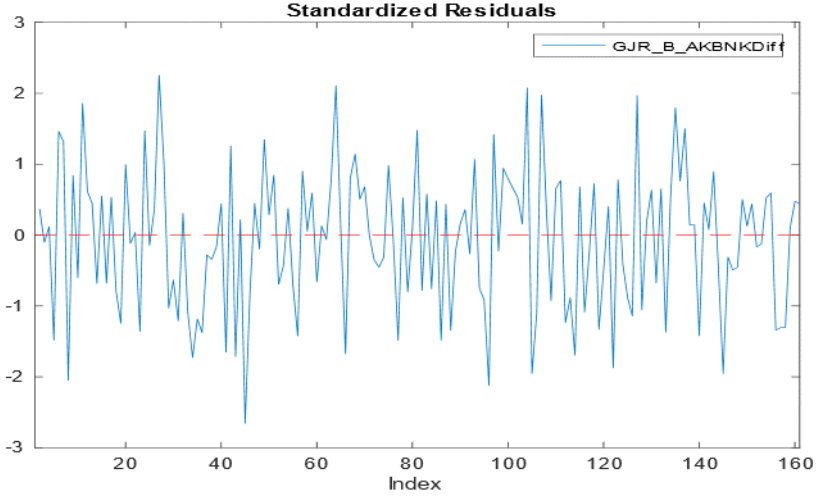
Glosten Jagannathan ve Runkle (GJR) modelinin, bir eşik otoregresif koşullu heteroskedastisite (TARCH) modeli olarak, asimetrik modeller arasında en iyi tahminci olduğu ortaya konmakta ve bir adım veya çok adımlı ileri tahmin için bir GARCH model olarak kullanılabilceği belirtilmektedir (Monfared & Enke, 2014, s.246-247). Iglesias ve Linton (2009, s.1) tarafından yapılan çalışmada, Monte Carlo simülasyonları ve bir GJR-GARCH volatilité modelinin sonuçlarından yararlanarak, finansal zaman serisinin koşulsuz dağılımının Pareto kuyruk kalınlığı parametresini tahmin etmek için bir yöntem önerilmiştir. Yöntem, koşullu varyans için modelin GJR-GARCH olarak doğru bir şekilde belirtilmesi koşuluyla, kuyruk kalınlığının tahmin edicisinin tutarlı olduğunu ve T oranında normal bir dağılıma yakınsadığını (burada T, örnek boyutudur) göstermektedir.

Zaman serilerinin Glosten, Jagannathan ve Runkle, Koşullu Varyans (Gaussian Dağılım) GJR (1,1) modeli aşağıdaki denklem ile hesaplanmıştır:

$$y_t = \varepsilon_t \quad (22)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t \quad (23)$$

$$(1 - \gamma_1 L)\sigma_t^2 = \kappa + (\alpha_1 L)\varepsilon_t^2 + (\xi_1 L)I[\varepsilon_t < 0]\varepsilon_t^2 \quad (24)$$



**Şekil 9.** B\_AKBNKDiff Serisi GJR (1,1) Model Grafiği

Birkaç GARCH tipi modelin tahmin performansını karşılaştırıldığına, simetrik ve asimetrik GARCH arasındaki fark (yani GARCH-N ile EGARCH, GJR ve APARCH (normal kuyruklu simetrik, kalın kuyruklu simetrik ve kalın kuyruklu asimetrik dağılımlar arasındaki fark) (örneğin Normal ve Student-t ve Skewed Student-t)) incelendiğinde; koşullu varyansta (ve test edilen modeller arasında APARCH ve GJR'nin EGARCH'tan daha iyi performans gösterdiği) asimetrik bir GARCH kullanıldığında gözle görülür iyileştirmeler yapılabileceğini göstermektedir. Dahası, normal olmayan dağılımlar Gauss dağılımından daha iyi örneklem içi sonuçlar sağlamaktadır. Bununla birlikte, örneklem dışı sonuçlar, üstün tahmin yeteneği için daha az kanıt göstermektedir (Peters, 2001, s.16).

Bracker & Smith (1999:92) tarafından yapılan çalışmada, GARCH, EGARCH ve GJR modeli karşılaştırılmış, GARCH en düşük (16) puanı sergileyen model bulunmuş, bunu EGARCH (20) modeli izlemiş, GJR modeli üçüncü en düşük puanı gösteren model olmuştur (21). Bu üç model, açık-kapalı bakır vadeli işlem getirilerinin modellenmesinde en etkili model olarak tespit edilmiştir.

Liu ve Hung (2010, s.4928) tarafından yapılan çalışmada, Standard & Poor's 100 hisse senedi endeksi serisi için 1997'den 2003'e kadar günlük volatilité tahmini araştırılmış ve dağılım tipi (GARCH-N, GARCH-t, GARCH-HT ve GARCH-SGT) ve asimetri tipi (GJR-GARCH ve



EGARCH) volatilité modelleri üstün tahmin yeteneđi (SPA) testi ile incelenmiştir. Ampirik sonuçlar, GJR-GARCH modelinin en doğru volatilité tahminlerine ulaştığını ve hemen ardından EGARCH modelinin izlediğini göstermektedir. Bu tür kanıtlar, asimetrik bileşenleri modellemenin, kalın kuyruklar, leptokurtoz, çarpıklık ve kaldıraç etkilerinin varlığında finansal getirilerin oynaklık tahminlerini iyileştirmek için hata dağılımını belirlemekten daha önemli olduğunu güçlü bir şekilde göstermektedir. Ayrıca, asimetri ihmal edilirse, normal dağılıma sahip GARCH modeli, daha karmaşık hata dağılımları olan modellere tercih edilmektedir.

### 5. Sonuç ve Öneriler

Bu çalışmada, BIST 30 hisse senetleri için Geometrik Brownian Hareketi (GBM) ve Hisse Senetlerinin kapanış değerlerinden elde edilen zaman serileri otoregresif entegre hareketli ortalama (ARIMA) (Gaussian Dağılım) ve mevsimsel ARIMA (SARIMA) (Gaussian Dağılım) modeli ile asimetri tipi (GJR-GARCH ve EGARCH) volatilité modelleri ile analiz edilerek hangi volatilité modelinin tercih edilmesi gerektiđi ortaya konmuştur.

Geometrik Brownian Hareketinin (GBM) BIST 30 hisse senetlerinin gelecek değerlerini tespit etmede, özellikle ilk otuz gündeki isabet oranının oldukça yüksek olduđu, süre uzadıkça dışsal şoklara bađlı olarak tahmin hatasının yükseldiđi ve özellikle de düşük varyansa sahip hisse senetlerinin tahmin hatasının diğerlerinden daha düşük olduđu gözlemlenmiştir.

Geometrik Brownian Hareketi (GBM) ile üretilen zaman serilerinin otoregresif entegre hareketli ortalama mevsimsel ARIMA (SARIMA) (Gaussian Dağılım) modeli ile daha isabetli ölçümlendiđi (12 şirket), ardından en iyi asimetri tipi volatilité modelinin sırasıyla EGARCH (11 şirket), GARCH (6 şirket), GJR (1 şirket) olduđu tespit edilmiştir.

BIST 30 hisse senetlerinin Gerçek Deđerleri (Hisse Kapanış Deđerleri)(R) ile oluşturulan zaman serilerini ölçümlenmede en iyi asimetri tipi volatilité modelinin sırasıyla GJR (12 şirket), EGARCH (8 şirket), GARCH (6 şirket) ve ardından otoregresif entegre hareketli ortalama mevsimsel ARIMA (SARIMA)(Gaussian Dağılım) modeli (4 şirket) olduđu tespit edilmiştir.

Geometrik Brownian Hareketi (GBM) ile üretilen zaman serileri ve Hisse Senedinin Gerçek Deđerleri (Hisse Kapanış Deđerleri)(R) ile oluşturulan volatilité modellerinin her ikisinde de aynı modelin en uygun

volatilite modeli seçildiği hisse senedi sayısı toplam sekiz olarak tespit edilmiştir. Söz konusu hisse senetlerinin standart hata (standard error) terimlerinin, hem tahmin değişkeni hem de gerçek değişkenler için benzerlik gösterdiği tespit edilmiştir.

Geometrik Brownian Hareketi gibi Stokastik Diferansiyel Denklemlerin (SDE) finansal tahminlerde daha sık kullanımının özellikle kısa dönemli beklentilerde yol gösterici olacağı ve finansal literatürün zenginleşmesine katkı sağlayacağı değerlendirilmektedir.

## **6. Araştırma Kısıtları**

BIST 30 Hisse senetlerinin Geometrik Brownian Hareketi (GBM) ile gelecek değerlerinin tahmin edildiği dönem içerisinde, özellikle 11 Mart ile 25 Ağustos 2020 tarihleri arasının (Covid 19 pandemi dönemi) piyasa volatilitesi üzerindeki etkisi dışsal şok olarak kabul edilmiştir.

## Kaynakça

- Alberg, D., Shalit, H., & Yosef, R. (2008). Estimating stock market volatility using asymmetric GARCH models. *Applied Financial Economics*, 18(15), pp.1201-1208.
- Bachelier, L. (2011). *Louis Bachelier's theory of speculation: the origins of modern finance*. Princeton University Press.
- Bender, C., Sottinen, T., & Valkeila, E. (2007). Arbitrage with fractional Brownian motion? *Theory of Stochastic Processes Vol.13 (29)*, no.1-2, 2007, pp.23-34
- Black F, Scholes M (1973) The pricing of options and corporate liabilities, *Journal of Political Economy* 81, pp.637-659
- Bracker, K., & Smith, K. L. (1999). Detecting and modeling changing volatility in the copper futures market. *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, 19(1), pp.79-100.
- Chalasani, P., & Jha, S. (1997). *Steven Shreve: Stochastic Calculus and Finance*. Lecture Notes, October. pp.1-343
- De Meyer, B., & Saley, H. M. (2003). On the strategic origin of Brownian motion in finance. *International Journal of Game Theory*, 31(2), pp.285-319
- Demireli, E., & Hepkorucu, A. (2010). Çevre Finansmanı: Kavramsal Bir Yaklaşımla Karbon Finans Borsası. *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, 2(2), pp.37-48
- Duan, J., Gauthier, G., Simonato, J., & Sasseville, C. (2006). Approximating the GJR-GARCH and EGARCH option pricing models analytically. *Journal of Computational Finance*, 9(3), pp.1-41
- Elliott, R. J., & Van Der Hoek, J. (2001). Fractional Brownian motion and financial modelling. In *Mathematical Finance*. Birkhäuser, Basel. pp.140-151
- Hu, Y., & Øksendal, B. (2003). Fractional white noise calculus and applications to finance. *Infinite dimensional analysis, quantum probability and related topics*, 6(01), pp.1-32
- Iglesias, E. M., & Linton, O. (2009). Estimation of tail thickness parameters from GJR-GARCH models. *Departamento de Economía Universidad Carlos III de Madrid*. Working Paper 09-47 Economic Series (26), pp.1-30
- İnam, U. (2011). Geometrik Brownian Hareketle Hisse Senedi Fiyatının Gelecek Değerinin Belirlenmesi. *Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı Sayısal Yöntemler Bilim Dalı, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi*.
- İş Yatırım, 2020, <https://www.isyatirim.com.tr/tr-tr/analiz/hisse/Sayfalar/Tarihsel-Fiyat-Bilgileri.aspx>, (Erişim Tarihi: 26.08.2020)
- Karanasos, M., & Kim, J. (2003). Moments of the ARMA-EGARCH model. *The Econometrics Journal*, 6(1), pp.146-166
- Karatzas, I., & Shreve, S. E. (1998). Brownian motion. In *Brownian Motion and Stochastic Calculus* (pp. 47-127). Springer, New York, NY

- Liu, H. C., & Hung, J. C. (2010). Forecasting S&P-100 stock index volatility: The role of volatility asymmetry and distributional assumption in GARCH models. *Expert Systems with Applications*, 37(7), pp.4928-4934
- Monfared, S. A., & Enke, D. (2014). Volatility forecasting using a hybrid GJR-GARCH neural network model. *Procedia Computer Science*, 36, pp.246-253
- Øksendal, B. (2003). Fractional Brownian motion in finance. Preprint series. Pure mathematics <http://urn.nb.no/URN:NBN:no-8076>
- Ou, P., & Wang, H. (2011, July). Modeling and forecasting stock market volatility by Gaussian processes based on GARCH, EGARCH and GJR models. In *Proceedings of the World Congress on Engineering*. Vol. 1, pp. 6-8
- Özkan, T., & Güngör, B. (2017). Geometrik Brownian Hareketi Modeli İle Endeks Dalgalanmalarını Değerlendirme: BIST-30, BIST-100 ve S&P 500 Endeksleri Üzerine Bir Uygulama. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt: 31 2017 Sayı: 2, ss.377-395
- Peters, J. P. (2001). Estimating and forecasting volatility of stock indices using asymmetric GARCH models and (Skewed) Student-t densities. Preprint, University of Liege, Belgium, 3, pp.19-34
- Rostek, S., & Schöbel, R. (2013). A note on the use of fractional Brownian motion for financial modeling. *Economic Modelling*, 30, pp.30-35
- Tseng, F. M., Yu, H. C., & Tzeng, G. H. (2002). Combining neural network model with seasonal time series ARIMA model. *Technological forecasting and social change*, 69(1), pp.71-87
- Working, H. (1949). The theory of price of storage. *The American Economic Review*, 39(6), pp.1254-1262



**EK-2 Geometrik Brownian Model Verileri ADF Birim Kök Testi Sonuçları**

	Lags	Model	Test Statistic	Significance Level	Null Rejected	P-Value	Test Statistic	Critical Value	
1	0	AR	t1	0.05	1	true	0.001	-13.7336	-1.9425
2	0	AR	t1	0.05	2	true	0.001	-13.7336	-1.9425
3	0	AR	t1	0.05	3	true	0.001	-13.7336	-1.9425
4	0	AR	t1	0.05	4	true	0.001	-13.7336	-1.9425
5	0	AR	t1	0.05	5	true	0.001	-13.7336	-1.9425
6	0	AR	t1	0.05	6	true	0.001	-13.7336	-1.9425
7	0	AR	t1	0.05	7	true	0.001	-13.7336	-1.9425
8	0	AR	t1	0.05	8	true	0.001	-13.7336	-1.9425
9	0	AR	t1	0.05	9	true	0.001	-13.7336	-1.9425
10	0	AR	t1	0.05	10	true	0.001	-13.7336	-1.9425
11	0	AR	t1	0.05	11	true	0.001	-13.7336	-1.9425
12	0	AR	t1	0.05	12	true	0.001	-13.7336	-1.9425
13	0	AR	t1	0.05	13	true	0.001	-13.7336	-1.9425
14	0	AR	t1	0.05	14	true	0.001	-13.7336	-1.9425
15	0	AR	t1	0.05	15	true	0.001	-13.7336	-1.9425
16	0	AR	t1	0.05	16	true	0.001	-13.7336	-1.9425
17	0	AR	t1	0.05	17	true	0.001	-13.7336	-1.9425
18	0	AR	t1	0.05	18	true	0.001	-13.7336	-1.9425
19	0	AR	t1	0.05	19	true	0.001	-13.7336	-1.9425
20	0	AR	t1	0.05	20	true	0.001	-13.7336	-1.9425
21	0	AR	t1	0.05	21	true	0.001	-13.7336	-1.9425
22	0	AR	t1	0.05	22	true	0.001	-13.7336	-1.9425
23	0	AR	t1	0.05	23	true	0.001	-13.7336	-1.9425
24	0	AR	t1	0.05	24	true	0.001	-13.7336	-1.9425
25	0	AR	t1	0.05	25	true	0.001	-13.7336	-1.9425
26	0	AR	t1	0.05	26	true	0.001	-13.7336	-1.9425
27	0	AR	t1	0.05	27	true	0.001	-13.7336	-1.9425
28	0	AR	t1	0.05	28	true	0.001	-13.7336	-1.9425
29	0	AR	t1	0.05	29	true	0.001	-13.7336	-1.9425
30	0	AR	t1	0.05	30	true	0.001	-13.7336	-1.9425

**EK-3 Gerçek Değerler (Hisse Kapanış Değeri) ADF Birim Kök Testi Sonuçları**

	Lags	Model	Test Statistic	Significance Level	Null Rejected	P-Value	Test Statistic	Critical Value	
1	0	AR	t1	0.05	1	true	0.001	-11.7913	-1.9425
2	0	AR	t1	0.05	2	true	0.001	-11.7913	-1.9425
3	0	AR	t1	0.05	3	true	0.001	-11.7913	-1.9425
4	0	AR	t1	0.05	4	true	0.001	-11.7913	-1.9425
5	0	AR	t1	0.05	5	true	0.001	-11.7913	-1.9425
6	0	AR	t1	0.05	6	true	0.001	-11.7913	-1.9425
7	0	AR	t1	0.05	7	true	0.001	-11.7913	-1.9425
8	0	AR	t1	0.05	8	true	0.001	-11.7913	-1.9425
9	0	AR	t1	0.05	9	true	0.001	-11.7913	-1.9425
10	0	AR	t1	0.05	10	true	0.001	-11.7913	-1.9425
11	0	AR	t1	0.05	11	true	0.001	-11.7913	-1.9425
12	0	AR	t1	0.05	12	true	0.001	-11.7913	-1.9425
13	0	AR	t1	0.05	13	true	0.001	-11.7913	-1.9425
14	0	AR	t1	0.05	14	true	0.001	-11.7913	-1.9425
15	0	AR	t1	0.05	15	true	0.001	-11.7913	-1.9425
16	0	AR	t1	0.05	16	true	0.001	-11.7913	-1.9425
17	0	AR	t1	0.05	17	true	0.001	-11.7913	-1.9425
18	0	AR	t1	0.05	18	true	0.001	-11.7913	-1.9425
19	0	AR	t1	0.05	19	true	0.001	-11.7913	-1.9425
20	0	AR	t1	0.05	20	true	0.001	-11.7913	-1.9425
21	0	AR	t1	0.05	21	true	0.001	-11.7913	-1.9425
22	0	AR	t1	0.05	22	true	0.001	-11.7913	-1.9425
23	0	AR	t1	0.05	23	true	0.001	-11.7913	-1.9425
24	0	AR	t1	0.05	24	true	0.001	-11.7913	-1.9425
25	0	AR	t1	0.05	25	true	0.001	-11.7913	-1.9425
26	0	AR	t1	0.05	26	true	0.001	-11.7913	-1.9425
27	0	AR	t1	0.05	27	true	0.001	-11.7913	-1.9425
28	0	AR	t1	0.05	28	true	0.001	-11.7913	-1.9425
29	0	AR	t1	0.05	29	true	0.001	-11.7913	-1.9425
30	0	AR	t1	0.05	30	true	0.001	-11.7913	-1.9425

## EK-4 Geometrik Brownian Hareketi (GBM)(B) En Uygun Volatilite Modeli

Company Name	MODEL ADI		ARIMA	SARIMA	GARCH	EGARCH	GJR	TOPLAM	AIC	BIC
	EN İYİ MODEL SAYISI (EN DÜŞÜK AIC, BIC DEĞERİ)		0	12	6	11	1			
B_ASLKDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Parameter	Value	Standard Error	t Statistic	P-Value				
B_ASLKDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Constant	0.023866	0.008189	28.277	0.004688		2.601.919	2.540.416	
B_ASLKDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Variance	0.011231	0.001361	82.513	1.57E-17				
B_BIMASDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Constant	0.0019206	0.0042078	0.45643	0.64808		4.814.558	4.753.053	
B_BIMASDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Variance	0.0028173	0.00032663	86.254	6.39E-14				
B_GARANDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Constant	0.0071397	0.0057191	12.484	0.21188		3.847.483	3.785.979	
B_GARANDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Variance	0.0051562	0.00056336	91.525	5.56E-17				
B_HALKRDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Constant	-0.0051937	0.0043848	-11.845	0.23622		4.718.223	4.656.722	
B_HALKRDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Variance	0.0029021	0.00039937	74.921	6.78E-10				
B_ISCTREDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Constant	0.0009715	0.001422	0.39913	0.75719		5.742.023	5.680.519	
B_ISCTREDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Variance	0.0015779	0.00017619	89.557	3.38E-15				
B_KCHOLFDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Constant	0.014572	0.010857	13.422	0.17953		1.772.265	1.711.762	
B_KCHOLFDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Variance	0.018851	0.0022786	82.731	1.31E-12				
B_KRDMDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Constant	0.0038885	0.0011102	35.025	0.00046084		9.156.458	8.094.955	
B_KRDMDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Variance	0.00118676	2.18E-01	85.372	1.16E-13				
B_TAVILDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Constant	0.047262	0.011022	42.933	1.76E-01		1.733.379	1.671.876	
B_TAVILDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Variance	0.019327	0.0023382	82.658	1.39E-12				
B_TIYAOEDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Constant	0.022375	0.0078686	28.436	0.00446		2.803.142	2.741.638	
B_TIYAOEDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Variance	0.0099038	0.0010829	91.457	5.93E-16				
B_TUPRSDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Constant	0.016458	0.004709	0.36812	0.71278		2.746.426	280.793	
B_TUPRSDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Variance	0.31779	0.02216	75.277	5.16E-11				
B_YAKINDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Constant	0.009235	0.0032506	26.204	0.087818		3.939.889	5.336.386	
B_YAKINDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Variance	0.0019566	0.00029036	97.653	1.59E-13				
B_YKINKDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Constant	-0.0008289	0.00161	-0.54842	0.5834		8.779.958	7.818.454	
B_YKINKDF	ARIMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Variance	0.00041475	4.75E-01	87.368	2.40E-14				
B_ERELGDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.001583	0.0015263	10.371	0.29968		4.333.366	4.241.299	
B_ERELGDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.41874	0.4641	0.90227	0.36692				
B_ERELGDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.17247	0.14399	12.061	0.27777				
B_FROTFDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.13163	2.36E-96	0.0004913	0.99961				
B_FROTFDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.55278	974.045	0.00056751	0.99955		264.572	2.737.787	
B_FROTFDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	2.00E-12	0.067362	2.97E-08	1				
B_PETKDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.00030812	0.00032899	0.92745	0.35369		7.343.778	7.251.711	
B_PETKDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.36735	0.59033	0.62228	0.53375				
B_PETKDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.1071	0.14035	0.76305	0.44543				
B_PGSUSDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	26.742	1.233.656.989	2.20E-01	0.99998		6.371.988	6.464.055	
B_PGSUSDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.11631	400.977.513	2.90E-02	1				
B_PGSUSDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	2.00E-12	0.11104	1.80E-07	1				
B_SODADDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.0025996	0.012606	0.19908	0.8422		4.931.314	4.841.247	
B_SODADDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	2.00E-12	49.052	4.08E-09	1				
B_SODADDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.02902	0.1473	0.19702	0.84382				
B_TKFENDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.014016	143.546	0.00097643	0.99922		525.553	443.486	
B_TKFENDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.85527	3.52E-529	0.0018758	0.99982				
B_TKFENDF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	2.00E-12	0.093517	2.14E-07	1				
B_ARCLKDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-0.94162	0.70701	-13.318	0.18291		2.137.466	2.014.709	
B_ARCLKDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.77296	0.16824	45.944	4.34E-02				
B_ARCLKDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.43199	0.19773	21.847	0.028913				
B_ARCLKDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.090733	0.091979	-0.9865	0.32389				
B_DOHOLDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-0.70226	0.0092534	-758.927	0		6.730.239	7.507.483	
B_DOHOLDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.9655	0.0004601	18.018	8.4E-04				
B_DOHOLDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	-0.28033	0.054069	-51.847	2.16E-03				
B_DOHOLDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.075999	0.045376	16.749	0.09359				
B_EKGYODF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-0.037	19.961	-30.078	0.0026317		9.719.207	8.596.451	
B_EKGYODF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.3343	0.21929	15.245	0.12739				
B_EKGYODF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	-0.58656	0.24927	-23.531	0.018616				
B_EKGYODF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.30777	0.13197	23.321	0.018697				
B_ENSADDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-30.938	18.072	-17.119	0.089915		4.071.434	3.948.677	
B_ENSADDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.42449	0.33238	12.771	0.20156				
B_ENSADDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	-0.18719	0.20451	-0.91532	0.36002				
B_ENSADDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.18578	0.14435	-1.287	0.19809				
B_KOZAADF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-17.176	13.026	-13.186	0.18731		2.273.443	2.150.677	
B_KOZAADF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.59805	0.30627	19.527	0.050853				
B_KOZAADF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	-0.08962	0.22834	-0.39249	0.69447				
B_KOZAADF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.20156	0.14348	-14.048	0.16008				
B_KOZALDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.010017	0.040165	0.2494	0.80305		507.53	5.198.056	
B_KOZALDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.9146	0.13313	68.698	6.43E-08				
B_KOZALDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.065013	0.12187	0.53345	0.59372				
B_KOZALDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.070939	0.071214	0.99614	0.31918				
B_MGRSODF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-0.085	0.44053	-0.2276	2.7688E-16		83.123	953.986	
B_MGRSODF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	-0.7223	0.15419	-47.039	0.025258				
B_MGRSODF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.16238	0.17169	0.95105	0.34158				
B_MGRSODF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.19292	0.12104	-1.5938	0.11097				
B_SAHOLDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-0.78225	0.0043149	-181.287	0		4.873.844	4.751.088	
B_SAHOLDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.8691	0.51648	168274957	0				
B_SAHOLDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	-0.43787	0.09741	-44952	0.000952				
B_SAHOLDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.19545	0.059717	32327	0.00097201				
B_SISEDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	2.2903	10771	-21264	0.0347		4.006.723	3.883.967	
B_SISEDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.61347	0.18294	33335	0.000798				
B_SISEDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	-0.22046	0.10174	-21668	0.030248				
B_SISEDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.32517	0.10493	3099	0.0019416				
B_TCELLDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-78486	15918	-49306	0.0081961				
B_TCELLDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	-0.45339	0.28654	-15823	0.111359				
B_TCELLDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	-0.2699	0.18092	-14918	0.0347				
B_TCELLDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.1868	0.12263	-15332	0.27771				
B_TTKOMDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-96265	0.9653	-99726	2.01e+23		3.947.714	3.824.958	
B_TTKOMDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	-0.79696	0.17971	-44346	0.092231				
B_TTKOMDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	-0.23278	0.17394	-13383	0.1808				
B_TTKOMDF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.15323	0.077955	19656	0.049344				
B_AKINKDF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.0010292	0.0021214	0.48533	0.62758		4.870.919	4.748.163	
B_AKINKDF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.5644	0.84116	0.67096	0.50231				
B_AKINKDF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.12528	0.17639	0.71026	0.47754				
B_AKINKDF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.12528	0.18542	-0.67568	0.49924				



**EK-5 Gerçek Değerler (Hisse Kapanış Değeri)(R) En Uygun Volatilite Modeli**

Sektör Adı (Company Name)	Model	ARIMA		SARIMA		GARCH		EGARCH		GJR		TOPLAM
		0	4	6	8	12	20					
R_BIMAS	ARMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Constant	-0.0036875	0.021328	0.17292	0.06271	18.53	246.803				
R_BIMASDIF	ARMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Variance	0.064116	0.0019602	200.515	1.82E-03						
R_KOZAL	ARMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Constant	0.022180	0.12287	0.099235	0.93666	6.441.456	670.296				
R_KOZALDIF	ARMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Variance	36.256	0.29637	122.335	2.04E-30						
R_PGUSUR	ARMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Constant	-0.24413	0.18164	-1.344	0.17894	722.403	7.285.534				
R_PGUSURDIF	ARMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Variance	521.181	0.524	99.953	2.23E-19						
R_TAYIR	ARMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Constant	-0.090913	0.080617	1.467	0.15982	2.371.671	2.933.173				
R_TAYIRDIF	ARMA(0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARIMA)	Variance	0.34387	0.031051	110.679	1.00E-24						
R_DORHOLD	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.00015678	0.00012082	12.977	0.19429						
R_DORHOLD	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.77118	0.087224	18.471	0.84E-15	-5.253.723	-5.161.658				
R_DORHOLD	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.10456	0.085524	24.994	0.010163						
R_KRDMDIF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.0021119	0.0012089	16.259	0.10396						
R_KRDMDIF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.5529	0.2454	22.517	0.024319	-3.268.343	-3.176.276				
R_KRDMDIF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.17703	0.12048	14.692	0.14277						
R_MGROSIDIF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.26325	0.079446	33.472	0.0081626						
R_MGROSIDIF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.31711	0.15516	2.045	0.040857	4.151.523	4.243.591				
R_MGROSIDIF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.45732	0.15226	30.023	0.0020778						
R_PETKMDIF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.00068781	0.00053833	12.427	0.2092						
R_PETKMDIF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.79021	0.081609	96.829	3.57E-18	-2.900.111	-2.800.044				
R_PETKMDIF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.16722	0.06143	27.213	0.005016						
R_TKODMID	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.002114	0.0023683	15.388	0.17429						
R_TKODMID	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.79094	0.10424	73.446	2.04E-10	-581.856	-489.789				
R_TKODMID	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.1635	0.074626	22.087	0.027199						
R_TUPESDIF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.32277	0.30755	1.082	0.27923						
R_TUPESDIF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.8137	0.04654	66.957	0.25E-14	7.608.543	710.061				
R_TUPESDIF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.13132	0.047995	2.746	0.0060226						
R_ARCLDIF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-0.61383	0.26569	-23.103	0.02071						
R_ARCLDIF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.82933	0.14416	43.656	1.27E-01	1.875.233	1.997.989				
R_ARCLDIF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.4528	0.45288	3.2798	0.1579	89.040.371					
R_ARCLDIF	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.17675	0.079822	-22.143	0.05201						
R_ASELDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-0.34214	0.16136	-21.128	0.045429						
R_ASELDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.77975	0.093073	18.414	0.34E-13	168.411	1.806.866				
R_ASELDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.36522	0.15495	23.706	0.017744						
R_ASELDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.1647	0.10565	-15.589	0.11901						
R_ENSADIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-0.915	0.40365	-69.953	0.22E-19						
R_ENSADIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.87473	0.16381	61.188	3.31E-11	-1.081.023	-956.266				
R_ENSADIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.26008	0.15179	17.135	0.0066119						
R_ENSADIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.23392	0.12079	19.365	0.052001						
R_EREGDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-0.26023	0.009124	-283.092	2.67E-172						
R_EREGDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.93185	0.0002029	14.800.832	0.0000000	-1.392.126	-1.269.369				
R_EREGDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	-0.27022	0.045445	-99.462	2.75E-05						
R_EREGDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.2023	0.060006	-33.714	0.00079787						
R_HALKDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-4.834	0.765	-22.246	0.02092						
R_HALKDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.28616	0.53471	0.9355	0.952	-1.428.418	-1.305.662				
R_HALKDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.25118	0.1872	13.418	0.17967						
R_HALKDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.10317	0.09841	10.256	0.30567						
R_SABRSDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.33218	0.06681	40.508	0.0000000						
R_SABRSDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.9321	0.00044587	205920.03	0	-1.284.251	-1.161.495				
R_SABRSDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	-0.35594	0.07766	-4584	0.047558						
R_SABRSDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.31698	0.042255	-5904	0.6049E-10						
R_SISEDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.45127	0.22468	20.005	0.04452						
R_SISEDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.8754	0.055805	15804	1.923E-51	-1.829.414	-1.706.628				
R_SISEDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.41543	0.10523	3948	0.78114						
R_SISEDIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.26008	0.07799	-33796	0.0002294						
R_THYADIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-0.52852	0.21623	-2.8009	0.025413						
R_THYADIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.75648	0.10151	45251	9.154E-10	856.473	97.923				
R_THYADIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.64164	0.21643	2.8377	0.0045439						
R_THYADIF	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.09908	0.11478	0.8613	0.38257						
R_AKINSDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.00081119	0.00034418	22275	0.025916						
R_AKINSDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.83966	0.038111	22151	9.135E-105	-1.404.434	-1.481.477				
R_AKINSDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	20.12	0.04999	4.0051E-07	1						
R_AKINSDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.13779	0.062318	2.8457	0.0070717						
R_EKOVSDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.74933	0.05182	14.604	0.14806						
R_EKOVSDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.85314	0.06005	14033	4.1103E-41	-5.114.062	-4.991.306				
R_EKOVSDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.13317	0.09911	22.544	0.024711						
R_EKOVSDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.018424	0.055446	-6.33168	0.74013						
R_TROFSDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.75521	0.62843	1.699	0.24204						
R_TROFSDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.87193	0.27063	21133	0.034737	6.410.495	6.533.252				
R_TROFSDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.11213	0.09123	2266	0.2185						
R_TROFSDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.22187	0.21862	10.449	0.31018						
R_GARANDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.0017769	0.0008415	21066	0.03154						
R_GARANDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.83499	0.047074	19529	3.9040E-81	-402.141	-279.385				
R_GARANDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	20.12	0.04239	4.3499E-07	1						
R_GARANDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.22819	0.07923	2851	0.004328						
R_BCTHEDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.00097118	0.00052786	25762	0.010163						
R_BCTHEDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.82203	0.05566	14798	1.6076E-45	-2.213.569	-2.090.813				
R_BCTHEDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	20.12	0.044108	4.2542E-07	1						
R_BCTHEDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.22749	0.085085	26717	0.0070191						
R_KCTHEDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.10313	0.034961	29194	0.0303699						
R_KCTHEDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.055804	0.26619	0.138	0.89326	1.395.444	171.824				
R_KCTHEDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.45013	0.25448	19345	0.066587						
R_KCTHEDIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.1751	0.26859	-60.6194	0.51444						
R_KOZADIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.030455	0.007156	18292	0.007308						
R_KOZADIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.83115	0.1082	9943	5.867E-19	141.324	1.558.996				
R_KOZADIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.040003	0.079823	0.51116	0.69524						
R_KOZADIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.14262	0.10771	13241	0.18546						
R_SODADIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.00961	0.0018079	52276	0.001741						
R_SODADIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	20.12	0.075246	2.6498E-07	1	-4.918.724	-4.795.548				
R_SODADIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.39298	0.14089	27982	0.0052442						
R_SODADIF	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.47286	0.29628								

### EK-6 GBM (B) ve Gerçek Değer (R) En Uygun Volatilite Modeli Değişmeyen Şirketler

Şirket Adı (Company Name)	Model	Parameter	Value	Standard Error	t Statistic	P-Value	AIC	BIC
B BIMASD#	ARMA(0,0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARMA)	Constant	0.0019206	0.0042078	0.45643	0.64808	-4.814.556	-4.753.053
B BIMASD#	ARMA(0,0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARMA)	Variance	0.0028173	0.00032663	86.254	6.39E-14		
R BIMASD#	ARMA(0,0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARMA)	Constant	-0.0036875	0.021325	-0.17292	0.86271	18.53	246.803
R BIMASD#	ARMA(0,0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARMA)	Variance	0.064116	0.0030602	209.515	1.82E-93		
B TAVHLD#	ARMA(0,0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARMA)	Constant	0.047362	0.011032	42.933	1.76E-01	-1.733.379	-1.671.876
B TAVHLD#	ARMA(0,0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARMA)	Variance	0.019327	0.0023382	82.658	1.39E-12		
R TAVHLD#	ARMA(0,0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARMA)	Constant	-0.069913	0.049617	-1.407	0.15942	2.871.671	2.933.175
R TAVHLD#	ARMA(0,0,0) Model (Gaussian Distribution) (SARMA)	Variance	0.24567	0.031951	104.878	3.80E-24		
B PETKMD#	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.00030512	0.00032899	0.92745	0.35369	-7.343.778	-7.251.711
B PETKMD#	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.36735	0.59033	0.62228	0.53375		
B PETKMD#	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.1071	0.14035	0.76305	0.44543		
R PETKMD#	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.00065671	0.00052383	12.537	0.20996	-2.900.111	-2.808.044
R PETKMD#	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.79021	0.081609	96.828	3.57E-18		
R PETKMD#	GARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.16772	0.06163	27.213	0.0065016		
B ARCLKD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-0.94162	0.70701	-13.318	0.18291	-2.137.466	-2.014.709
B ARCLKD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.77296	0.16824	45.944	4.34E-02		
B ARCLKD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.43199	0.19773	21.847	0.028913		
R ARCLKD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.090737	0.091979	-0.9065	0.32389		
R ARCLKD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-0.61383	0.26569	-23.103	0.020871		
R ARCLKD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.62933	0.14416	43.656	1.27E-01		
R ARCLKD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.45268	0.12796	35.376	0.00040373	1.875.233	1.997.989
R ARCLKD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.17675	0.079822	-22.143	0.02681		
B ENJSAD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-30.938	18.072	-17.119	0.086915	-4.071.434	-3.948.677
B ENJSAD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.42449	0.33238	12.771	0.20156		
B ENJSAD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	-0.18719	0.20451	-0.91532	0.36002		
B ENJSAD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.18578	0.14435	-1.287	0.19809		
R ENJSAD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-59.515	0.60365	-98.593	6.25E-19	-1.081.023	-958.266
R ENJSAD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	-0.67471	0.16381	-41.188	3.81E-01		
R ENJSAD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.26008	0.15178	17.135	0.086619		
R ENJSAD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.23392	0.12079	19.365	0.052801		
B SAHOLD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-0.78225	0.0043149	-181.2887	0	-4.873.844	-4.751.088
B SAHOLD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.8691	0.51648	168274957	0		
B SAHOLD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	-0.43787	0.09741	-44952	0.0006952		
B SAHOLD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.19545	0.058717	33287	0.00087261		
R SAHOLD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-0.33219	0.006891	-482068	0	-1.284.251	-1.161.495
R SAHOLD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.91321	0.0004857	20355203	0		
R SAHOLD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	-0.35594	0.07766	-45834	6.605758		
R SAHOLD#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.31698	0.042295	-74944	6.6619E-10		
B SISEDF#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-22903	10771	-21264	0.03347	-4.749.168	-4.626.412
B SISEDF#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.61347	0.18294	33355	0.000798		
B SISEDF#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	-0.22046	0.10174	-21668	0.030248		
B SISEDF#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.23517	0.10093	3099	0.019416		
R SISEDF#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	-0.45127	0.22468	-20085	0.044592	-1.829.414	-1.706.658
R SISEDF#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.8734	0.055885	15648	1.9223E-51		
R SISEDF#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.41543	0.10523	3948	0.78814		
R SISEDF#	EGARCH(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.25006	0.07399	-33796	0.00072594		
B AKBNKD#	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.0010292	0.0021214	0.48513	0.62758	-4.870.919	-4.748.163
B AKBNKD#	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.5644	0.84116	0.67098	0.50223		
B AKBNKD#	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	0.12558	0.17639	0.71026	0.47754		
B AKBNKD#	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	-0.12528	0.18542	-0.67568	0.49924		
R AKBNKD#	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Constant	0.00081119	0.00036418	22275	0.025916	-1.604.434	-1.481.677
R AKBNKD#	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	GARCH(1)	0.85986	0.038811	221551	9.3158E-105		
R AKBNKD#	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	ARCH(1)	2E-12	0.049199	4.0651E-07	1		
R AKBNKD#	GJR(1,1) Conditional Variance Model (Gaussian Distribution)	Leverage(1)	0.17779	0.066201	26855	0.0072417		

# Vergi Cezalarına İlişkin Duyuruların Banka Pay Getirilerine Etkisinin Araştırılması<sup>1</sup>

Soner YAKAR<sup>2</sup> - Güzde ELBİR<sup>3</sup> - Serkan Yılmaz KANDIR<sup>4</sup>

**Makale Gönderim Tarihi:** 23 Aralık 2020

**Makale Kabul Tarihi:** 20 Ocak 2021

## Öz

213 Sayılı Vergi Usul Kanununa aykırı fiilleri gerçekleştirenlere kanunda belirlenen cezalar uygulanmaktadır. Vergi ziyayı ve usulsüzlük kabahatlerine yaptırım olarak ise idari para cezası uygulanmaktadır. Halka açık olan bankalar da vergi cezalarına ilişkin bilgileri Kamuoyunu Aydınlatma Platformu (KAP) aracılığıyla açıklamaktadır. Bu çalışmada olay çalışması yöntemi uygulanarak payları Borsa İstanbul'da işlem gören 5 bankanın 2012 ve 2018 arasındaki döneme ait 13 adet vergi cezası duyurusun bankaların pay getirileri üzerindeki etkisi incelenmiştir. Araştırma sonucunda, vergi cezası duyurularının çalışmada yer alan şirketlerin pay getirileri üzerinde önemli bir etkiye sahip olmadığı tespit edilmiştir. Bu sonuç pay piyasasının yarı güçlü formda etkin olduğunu göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Pay getirileri, Vergi cezası duyuruları, Olay çalışması.

**Jel Kodları:** G14, K34

<sup>1</sup> Bu makale 15-17 Ekim 2020 tarihleri arasında Konya'da düzenlenen 4. Ekonomi Araştırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresinde sözlü bildiri olarak sunulmuş ve kongre bildiri kitabında özeti yayınlanmış "Vergi Cezalarına İlişkin Duyuruların Banka Pay Getirilerine Etkisinin Araştırılması" isimli bildirinin genişletilmiş halidir

<sup>2</sup> Doç.Dr. Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Maliye Bölümü, syakar@cu.edu.tr; <https://orcid.org/0000-0002-0973-0072>

<sup>3</sup> Araş. Gör., Çağ Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Uluslararası Finans ve Bankacılık Bölümü, gozdeelbir1@gmail.com; <https://orcid.org/0000-0002-6463-9319>

<sup>4</sup> Prof.Dr.,Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, skandir@cu.edu.tr; <https://orcid.org/0000-0002-7686-1099>

## Investigation of the Impact of Tax Penalty Announcements On Banks' Stock Returns

### Abstract

Penalties are imposed for unlawful acts under Tax Procedure Law numbered 213. Administrative fine is imposed for misdemeanor in the form of loss of tax revenue and tax-related irregularity. Public banks announce tax penalty information via Public Disclosure Platform. In this study, impact of 13 tax penalty announcements of 5 Borsa Istanbul banks during 2012-2018 period on banks' stock returns is examined by event study methodology. Empirical findings suggest that tax penalty announcements do not have a significant impact on stock returns of the banks. This finding implies that stock market appears to be efficient in semi-strong form.

**Keywords:** Stock returns, tax penalty announcements, event study

**Jel Codes:** G14, K34

### 1. Giriş

Hukuka aykırı fiiller niteliklerine göre suç ve/veya kabahat olarak kabul edilmektedir. Vergilendirme alanında ortaya çıkan suç ve kabahatler de vergi ceza hukukunun kapsamına girmektedir (Şenyüz vd.,2017:235-236). Vergi kabahatleri ve suçları ile cezaları ise genel olarak 213 Sayılı Vergi Usul Kanununun (VUK) dördüncü kitabında düzenlenmiştir. Ancak 4458 Sayılı Gümrük Kanunu ile diğer kanunlarda da bazı hükümler yer almaktadır (Kırbaş, 2018: 168). Bu kapsamda vergi ceza hukuku, vergi kabahatleri ve cezaları ile vergi suçları ve cezaları başlığı altında iki ayrı kategoriye ayrılmaktadır (Karakoç, 2014: 488-489). Vergi kabahatleri ise vergi ziyayı kabahati ve usulsüzlük kabahati olarak düzenlenmiştir. Vergi kanunlarındaki hükümlere aykırı hareket edenlere ise vergi kabahati cezaları olan vergi ziyayı cezası ve usulsüzlük cezaları ile cezalandırılacakları belirtilmiştir (VUK madde 331). Vergi ziyayı kabahatine ve usulsüzlük kabahatlerine verilecek ceza ise yalnızca idari para cezasıdır<sup>5</sup> (VUK madde 344, 352 ve 353).

<sup>5</sup> VUK 344.maddesine göre; "341 inci maddede yazılı hallerde vergi ziyasına sebebiyet verdiği takdirde, mükellef veya sorumlu hakkında ziyaa uğratılan verginin bir katı tutarında vergi ziyayı cezası kesilir. Vergi ziyasına 359 uncu maddede yazılı fiillerle sebebiyet verilmesi halinde

Vergi kabahatlerinin tespiti vergi idaresi tarafından yapılmaktadır. Ancak bu kabahatlerin ortaya çıkarılabilmesi için yoklama ve/veya vergi incelemesi gibi tamamlanması gereken hukuki süreçler bulunmaktadır. Bu süreçler hazırlık işlemleri olarak kabul edilmektedir (Şenyüz vd., 2017: 238). Dolayısıyla vergi kabahatlerine ilişkin olayların vergi daireleri, vergi inceleme elemanları ve yoklama memurlarınca tespit edilmesi gerekmektedir (VUK madde 364). Bu tespit yapıldıktan sonra vergi kabahatlerine ilişkin ceza mükellefin bağlı olduğu vergi dairesince kesilerek, ceza ihbarnamesi ile mükelleflere tebliğ edilmektedir (VUK madde 365 ve 366). Mükellefler/sorumlular vergi kabahatleri nedeniyle kesilen para cezaları için idari çözüm yollarına başvurulabileceği gibi (uzlaşma, cezada indirim vd), idari çözüm yollarına başvurulmadan yada başvurulduktan sonra dava açma yoluna giderek uyuşmazlığı yargı yolu ile çözümleyebilmektedir (Şenyüz vd., 2017: 265).

Vergi kabahatleri nedeniyle kesilen cezaların ödenmesi mükellefler/sorumlular açısından karlılığı etkileyen bir unsur olabilecektir. Ancak kesilen vergi cezalarına karşı mükellefler/sorumlular, yasal hakları olan idari çözüm yollarına ve/veya yargısal çözüm yoluna başvurulabilmektedir. Başvuruların sonucunda ise cezalar kısmen veya tamamen ortadan kalkabilmektedir. Bu nedenle şirketler KAP aracılığıyla duyurulan vergi cezalarının bir kısmını veya tamamını ödemeyebilmektedir. Özellikle, bankalar faaliyetleri nedeniyle çok fazla işlem yapmakta ve yapılan işlemlerinde toplam parasal değeri miktar itibarıyla büyük olabilmektedir. Dolayısıyla bankalar nezdinde yapılan vergi incelemesi sonucunda vergi kanunlarına aykırı bir işlem yapıldığı tespiti edilirse kesilecek vergi cezalarının parasal miktarı da diğer sektör şirketlerine göre miktar olarak daha büyük olabilmektedir. Bu kapsam da bankaların KAP aracılığıyla yaptıkları vergi cezası duyuruları olay konusu olarak seçilmiştir. Çalışmanın amacı, vergi cezası duyurularının bankaların pay getirileri üzerindeki etkisinin araştırılmasıdır. Literatür incelendiğinde, vergi cezaları

---

bu ceza üç kat, bu fiillere iştirak edenlere ise bir kat olarak uygulanır. Vergi incelemesine başlanılmasından veya takdir komisyonuna sevk edilmesinden sonra verilenler hariç olmak üzere, kanuni süresi geçtikten sonra verilen vergi beyannameleri için bu madde uyarınca kesilecek ceza yüzde elli oranında uygulanır". VUK 352.maddesine göre; "Usulsüzlükler, aşağıda yazılı derecelere ve bu kanuna bağlı cetvelde göre cezalandırılır. Usulsüzlük fiili re'sen takdiri gerektirirse, bağlı cetvelde yazılı cezalar iki kat olarak kesilir" hükmü yer almaktadır. Kanunda bir grup usulsüzlük fiili için "özel" ismi kullanılmış olması nedeniyle öğretide bu maddede yer alan fiiller genel usulsüzlük olarak isimlendirilmiştir (Şenyüz,2012,s.136). VUK 353.maddesinde özel usulsüzlükler ve cezaları kenar başlığı altında bazı fiiller sayılarak verilecek cezalar belirlenmiştir.

nın pay getirileri üzerindeki etkisini olay çalışması yöntemini kullanarak araştıran bir çalışmaya tarafımızca rastlanmamıştır.

Çalışmada beş bölüm yer almaktadır. Araştırmanın amacının ve öneminin açıklandığı giriş bölümü, birinci bölümdür. İkinci bölümde, literatür taraması yapılmıştır. Üçüncü bölüm, araştırma yöntemi ve analizde kullanılan verilerden oluşmaktadır. Dördüncü ve beşinci bölümlerde sırası ile ulaşılan sonuçlar ve bu sonuçların yorumları yer almaktadır.

## 2. Literatür Özeti

Uygulamalı çalışmalar incelendiğinde, vergi cezalarının pay getirileri üzerindeki etkisini olay çalışması yöntemi ile araştıran bir çalışmaya tarafımızca rastlanmamıştır. Buna karşılık, vergi düzenlemeleri, vergi oranlarındaki değişiklikler, rekabet kurumu idari para cezaları ve vergi affı konuları ile pay getirileri arasındaki ilişkiyi olay çalışması yönteminin aşamalarını uygulayarak inceleyen çalışmalar belirlenmiş ve özetlenmiştir. İkinci aşamada, bazı faktörlerin banka pay getirileri üzerindeki etkisini olay çalışması yöntemi ile inceleyen çalışmalar özetlenmiştir.

Literatürde vergi düzenlemeleri, vergi oranlarındaki değişiklikler, rekabet kurumu tarafından verilen idari para cezası ve vergi affı konuları ile pay getirileri arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalardan Graddy (1992), çalışmasında 1986 yılındaki vergi reformu kanununun sigorta şirketlerinin pay getirileri üzerinde bir etkisi olup olmadığını araştırmıştır. Olay gününden önceki 60 gün ve sonraki 60 gün ele alınmıştır. 27 Mayıs 1985, 2 Eylül 1985, 7 Mayıs 1986 ve 22 Ekim 1986 olay günleri olmak üzere dört olay penceresi oluşturulmuştur. Vergi reformlarının sigorta şirketlerinin pay getirilerini olumsuz biçimde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Yalçın (2010), finansal araçların vergilendirilmesinin pay getirileri üzerindeki etkisini incelemiştir. Vergi değişikliklerinin olduğu tarihler (1 Ocak 2006, 23 Temmuz 2006 ve 14 Kasım 2008) çalışmaya dâhil edilmiş ve olay çalışması yöntemi uygulanmıştır. Olay gününden önceki 15 gün (-15) ve sonraki 15 gün (+15) olay penceresini oluşturmaktadır. Vergi oranlarındaki değişikliklerin pay getirileri üzerinde etkisi olduğu tespit edilmiştir. Kandır ve Yakar (2012), kurumlar vergisi oranlarındaki değişikliğin pay getirileri üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Olay çalışması yöntemi uygulanmış ve olay gününden önceki 5 gün (-5) ve sonraki 5 gün (+5) olay penceresi olarak seçilmiştir. 29 Kasım 2005 tarihi, olay günü olarak belirlenmiştir. Çalışma sonucunda, olay gününde pay getirilerinde anormal tepki belirlenmiştir. Tuncay ve Eşgünoğlu (2017), çalışmalarında olay çalışması yöntemini kullanarak

menkul kıymetlerle ilgili vergi düzenlemelerinin, pay piyasası üzerindeki etkisini analiz etmişlerdir. Örnekleme, 22 Aralık 2005, 30 Aralık 2004, 28 Mart 2007, 18 Şubat 2009, 23 Temmuz 2010 ve 21 Mayıs 2013 tarihlerinde yapılan vergi düzenlemelerinden oluşmaktadır. Vergi düzenlemelerinin, pay piyasası üzerinde etkisi olduğu ve BIST pay piyasasının yarı güçlü formda etkin olmadığı sonuçlarına ulaşılmıştır. Wibowo ve Darmanto (2017), vergi affı uygulamasına yönelik Endonezya sermaye piyasası yatırımcılarının tepkisini olay çalışması yöntemi ile araştırmışlardır. Olay günü 1 Eylül 2016 olarak seçilmiş ve olay penceresi, -5,+5 olarak belirlenmiştir. Çalışma sonucunda, yatırımcıların, vergi affı uygulamalarına tepki vermediği tespit edilmiştir. Xu ve Yiu (2017), vergi reformlarının gayrimenkul yatırım ortaklıkları üzerindeki etkisini olay çalışması yöntemi ve küresel fon akışı kontrol modeli (Global Fund Flow Control Model) ile analiz etmişlerdir. 5 Ağustos 1997, 17 Aralık 1999, 1 Ocak 2001, 22 Ekim 2004 ve 30 Temmuz 2008 yılları olmak üzere dört vergi reformu çalışmaya dâhil edilmiştir. Örnekleme olarak Ocak 1971 ile Eylül 2009 yılları arasındaki dönem belirlenmiştir. Vergi reformlarının gayrimenkul yatırım ortaklıkları üzerinde etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Agustina vd. (2018), 1 Temmuz 2016 tarihindeki vergi affı duyurusunun Endonezya Borsası'ndaki etkisini olay çalışması yöntemini kullanarak araştırmışlardır. Olay penceresi -10,+10 zaman aralığı olarak belirlenmiştir. Vergi affı duyurusunun pay getirileri üzerinde etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bülbül (2018), rekabet kurumu tarafından verilen idari para cezalarının pay getirileri üzerindeki etkisi araştırılmıştır. 1 Ocak 2020 ile 1 Eylül 2013 tarihleri incelenmiştir. Olay çalışması yönteminden yararlanılmıştır. -15,+5 zaman aralığı, olay penceresini oluşturmaktadır. Analiz sonucunda negatif CAR (Birlikli Ortalama Anormal Getiri) tespit edilmiştir. Yıldırım vd. (2019), katma değer ve özel tüketim vergileri oranlarında yapılan vergi indirimlerinin sektör endeksleri (BIST Tekstil-Deri, BIST Ulaştırma ve BIST Ticaret) üzerindeki etkisini olay çalışması yöntemi ile analiz etmişlerdir. İndirimlerin açıklandığı 31 Ekim 2018 tarihi (olay günü), bu tarihten on gün öncesi ve on gün sonrası, olay penceresi olarak belirlenmiştir. Vergi indirimlerinin, çalışmaya konu olan üç sektördeki endekslerin değerleri üzerinde etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Literatürde banka payları üzerinde etkisi olan çeşitli faktörleri olay çalışması yöntemi ile inceleyen çalışmalardan Dangol (2008), beklenmeyen politik olay duyuruları ile pay getirileri arasındaki ilişkiyi olay çalışması yöntemini kullanarak analiz etmiştir. Haziran 2001 ile Kasım 2006

yılları arasında yapılan politik duyurular incelenmiş ve Nepal Borsası'nda faaliyet gösteren 11 banka örnekleme dâhil edilmiştir. Çalışma sonucunda beklenmeyen politik olaylara ait duyuruların pay getirileri üzerinde etki oluşturduğu tespit edilmiştir. Sarıgül (2015), bankaların kullandıkları sendikasyon kredileri ile ilgili açıklamaların pay getirileri üzerindeki etkisini araştırmıştır. 2006 ile 2013 yılları arasındaki dönem araştırmaya dâhil edilmiş ve olay çalışması yöntemi uygulanmıştır. Olay penceresi, olay gününden 20 gün öncesi ve 20 gün sonrası olarak seçilmiştir. Sendikasyon kredisi alımı ile ilgili bankalar tarafından yapılan duyuruların, pay getirilerinde anormal bir tepkiye neden olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Sakarya ve Sezgin (2015), 1 Ocak 2010 - 31 Aralık 2013 dönemleri arasında yapılan sendikasyon kredisi kullanımı duyurularının bankaların pay getirileri üzerindeki etkisini araştırmışlardır. -5,+5 zaman aralığı, olay penceresi olarak seçilmiştir. Çalışma sonucunda, sendikasyon kredisi kullanımı duyurularının bankaların paylarında anormal getiriye sebep olduğu ifade edilmiştir. Özbuğday (2017), rekabet soruşturmasının bankaların pay getirileri üzerindeki etkisini incelemiştir. Rekabet vakası, dört bölümde ele alınmıştır (ön araştırma yapılması, soruşturma açılması, soruşturmanın uzaması ve karar verilmesi). Olay çalışması yöntemi kullanılmıştır. Çalışma sonucunda, bankalara rekabet soruşturması açılması ve idari para cezası verilmesi karşısında pay piyasasının negatif yönde bir tepki verdiği tespit edilmiştir. Güleç (2019), şirketlerin 2013 ile 2018 yıllarına ait finansal tablo açıklamaları ile pay fiyatları arasındaki ilişkiyi olay çalışması yöntemini kullanarak incelemiştir. Borsada işlem gören 13 banka ele alınmıştır. Dört farklı olay penceresi (-10,+10; -3,+3; -10,0; 0,+10) seçilmiştir. Çalışma sonucunda, finansal tablo açıklamalarının pay fiyatları üzerinde etkisi olduğu tespit edilmiştir.

### 3. Veri ve Yöntem

Türkiye'de yatırımcılar, şirketler ile ilgili çeşitli bilgilere Kamuyu Aydınlatma Platformu (KAP) aracılığı ile ulaşabilmektedir. Bu çalışmada, 2012 ile 2018 yılları arasında vergi cezaları ile ilgili bankalara ait 13 adet duyuruya KAP aracılığı ile ulaşılmıştır. Seçilen bankaların pay fiyatları ile BİST100 endeksi değerlerine ilişkin veriler FİNNET2000 Plus veri tabanından derlenmiştir. Çalışmada, olay çalışması yöntemi kullanılarak duyuru gününün öncesinde, duyuru gününde ve duyuru gününden sonraki günlerde yatırımcıların verdiği tepki araştırılmıştır. Çalışmada uygulanan olay çalışması yöntemindeki inceleme dönemi 11 Ocak 2012 ve 9 Ekim 2018 tarihleri arasını içermektedir. Borsa İstanbul bankacılık sektöründeki 5 şirketin adları ve kodları Tablo 1'de sunulmuştur.

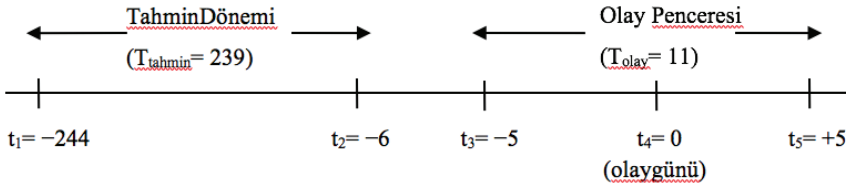


**Tablo 1:** Çalışmadayı Oluşturan Şirketler ve Kodları

Şirket Kodu	Şirket Adı
DENİZ, DNZ	DenizBank A.Ş.
GARAN, TGB	Türkiye Garanti Bankası A.Ş.
ISATR, ISBTR, ISCTR, ISKUR, TIB	Türkiye İş Bankası A.Ş.
TSK, TSKB	Türkiye Sınai Kalkınma Bankası A.Ş.
YKB, YKBNK	Yapı ve Kredi Bankası A.Ş.

Olay çalışması yöntemi, bir olayın ya da duyurunun şirketlerin pay fiyatlarında anormal hareketlere neden olup olmayacağını belirlemeyi amaçlamaktadır. Strong (1992) olay çalışması yöntemini, pay fiyatları ile ekonomik olayların arasındaki ilişkiyi inceleyen ampirik bir araştırma olarak tanımlamıştır. Çalışmada ele alınan olay ise bir şirketin duyuru yaptığı ya da önemli bir piyasa olayı olduğu zaman olarak tanımlanmaktadır (Benninga, 2008: 371-372). Bu araştırmaya konu olan olaylar, vergi cezaları ile ilgili yapılan duyurulardır. Olayın gerçekleştiği zaman, bu duyuruların kamu ile paylaşıldığı tarihlerdir.

Benninga (2008) olay penceresinin, olayın meydana geldiği tarihten birkaç gün öncesinde başladığını ifade etmektedir. Olay gününden önceki günlerin hesaplamaya dâhil edilmesi, ele alınan olay ile ilgili bilgi sızıntısı olup olmadığını incelenmesini sağlamaktadır. Bu çalışmada, duyuru gününden 5 gün öncesi ve sonrası (-5/+5) olay penceresi olarak tanımlanmaktadır. Olay penceresinin uzunluğu ve tahmin dönemi sırası ile 244 gün ve 239 gün olarak belirlenmiştir. Şekil 1’de gösterilen -5,+5 olay aralığını içeren zaman çizelgesinde, hesaplamaya dâhil olan dönemin uzunluğu ise 250 gün olarak belirlenmiştir.

**Şekil 1:** Olay Çalışmasında Zaman Çizelgesi (-5,+5)

Campell vd. (1997) tarafından olay çalışması yönteminin aşamaları genel olarak belirtilmiştir. İlk olarak çalışmaya dâhil edilecek olay tanımlanır. İkinci aşamada, araştırmada ele alından şirketlerin belirlenmesini sağlayacak olan kriterler belirlenir. Sonraki aşamada, olay penceresine karar verilir ve olayın etkilerini değerlendirmek amacı ile

normal ve anormal getiriler ise hesaplanır. Ulaşılan bulguların değerlendirilip yorumlanması ile çalışma son bulur.

Kothari ve Warner (2004), olay çalışması yönteminin beklenmedik olayların şirketlerin pay fiyatları üzerindeki etkisini ölçmesinin yanı sıra piyasa etkinliği hakkında da bilgi verdiğini ifade etmişlerdir. Fama 1970 yılında yaptığı çalışmasında, etkin piyasaları; geçmişteki tüm fiyat hareketlerinin fiyata yansıdığını ifade eden zayıf piyasa, halka açık tüm bilgilerin fiyata yansıdığı yarı güçlü piyasa ve tüm bilgilerin fiyata yansıdığı güçlü piyasa olmak üzere üç bölüme ayırmıştır. Piyasa etkinliği yalnızca yatırımcılar için değil tüm ekonomi için önemli bir kavramdır. Borgers (2010), bir piyasa etkin değil ise fiyatlandırma mekanizmasının, ekonomideki sermaye dağılımının etkinliğini garanti edemeyeceğini ifade etmiştir.

Pay getirileri, aşağıdaki formül kullanılarak hesaplanmıştır (Patell, 1976: 253; Strong, 1992: 535):

$$R_{i,d} = \ln \left[ \frac{\text{Fiyat}_{i,d} + \text{Kârpayı}_{i,d}}{\text{Fiyat}_{i,d-1}} \right]$$

$$R_{i,d} = \ln \left[ \frac{P_{i,d} + D_{i,d}}{P_{i,d-1}} \right]$$

$R_{i,d}$  : i payının d dönemdeki getirisi,

$P_{i,d}$  : i payının d dönemdeki fiyatı (Price),

$P_{i,d-1}$  : i payının d-1 dönemdeki fiyatı

$D_{i,d}$  : i payının sahiplerine d döneminde ödenen kârpayıdır (Dividend).

Piyasa modeli aşağıdaki formül yardımı ile tahmin edilir (Sharpe, 1963: 281):

$$R_{i,d} = \alpha_i + \beta_i R_{m,d} + e_{i,d}$$

$R_{i,d}$  : i payının d dönemindeki getirisi,

$R_{m,d}$  : Pazar portföyünün d dönemindeki getirisi,

$\alpha_i$  : Sabit terim (Kesim parametresi),

$\beta_i$  : Sistemik risk (Eğim parametresi),

$e_{i,d}$  : Hata terimidir.

Bir menkul kıymetin güncel getirisi ile beklenen getirisi arasındaki fark alınarak ulaşılan anormal getiri aşağıdaki formül kullanılarak elde edilir (Hanvanich ve Çavuşgil, 2001: 144):

$$AR_{id} = R_{id} - \alpha_i - \beta_i R_{md}$$

$$AR_{id} = R_{id} - (\alpha_i + \beta_i R_{md})$$

$AR_{id}$  : i payı için d günündeki anormal getiri,

$R_{id}$  : i payının d günündeki fiili getirisi,

$R_{md}$  : Pazar portföyünün d dönemindeki getirisi,

$\alpha_i$  : Sabit terim (Kesim parametresi)  $\alpha_i$  için tahmin değeri

$\beta_i$  : Finansal varlık getirisinin piyasa getirisine olan hassasiyeti. Sistemik risk (Eğim parametresi)  $\beta_i$  için tahmin değeri

Ortalama anormal getiri, anormal getirilerin toplamının çalışmada yer alan şirket sayısına bölünerek elde edilir (Binder, 1998: 113):

$$AAR_d = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{id}$$

$AR_{id}$  : i payı için d günündeki anormal getiri,

$AAR_d$  : d günündeki ortalama anormal getiri,

N : d tarihinde örnekleme pay sayısıdır.

Ortalama anormal getiriler toplandığında kümülatif ortalama anormal getiriler elde edilmektedir (Bowman, 1983: 569; Benninga, 2008: 374):

$$CAAR_d = \sum_i^N AAR_{id}$$

$AAR_{id}$  : i payı için d günündeki ortalama anormal getiri,

$CAAR_d$  : d günündeki ortalama anormal getirilerin toplamı

sd serbestlik dereceli student t istatistiği değeri, aşağıdaki formül ile hesaplanır (Brown ve Warner, 1985: 7):

$$t_{sd} = \frac{AAR}{S(AAR_d)}$$

$t_{sd}$  : sd serbestlik dereceli student t istatistiği

AAR : Ortalama anormal getiri

$S(AAR_d)$  : d günündeki anormal getirinin standart sapması

d gününe ait anormal getirinin standart sapmasının hesaplanmasında aşağıdaki formül kullanılır (Jaffe, 1974: 417; Rivolta, 2014: 12):

$$S(AAR_d) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (AR_i - AAR)^2}{N}}$$

$S(AAR_d)$  : d günündeki anormal getirinin standart sapması

$AAR_d$  : d günündeki ortalama anormal getiri,

$AR_i$  : i payı için anormal getiri,

AAR : Ortalama anormal getiri

N : d tarihinde örneklemden pay sayısıdır.

#### 4. Bulgular

Tablo 2’de 2012 ile 2018 tarihleri arasında vergi cezaları ile ilgili yapılan duyurular olay günleri olarak seçilmiştir. Olay gününün 5 gün öncesi, olay günü ve olay gününden 5 gün sonrası için hesaplanmış ortalama anormal getiriler ( $AAR_d$ ),  $t_{sd}$  istatistiği değerleri ve ortalama anormal getiriler ( $CAAR$ ), yer almaktadır.

**Tablo 2.** Olay Tarihinden 5 Gün Öncesi ve 5 Gün Sonrası için Hesaplanan Ortalama Anormal Getiriler,  $t_{sd}$  İstatistiği Değeri, Kümülatif Ortalama Anormal Getiriler

Olay Günleri	AAR	$t_{sd}$ istatistiği değeri	CAAR
-5	0.005	0.713	0.005
-4	0.000	0.075	0.005
-3	-0.005	-0.802	0.000
-2	0.003	0.477	0.003
-1	-0.006	-0.997	-0.003
0	0.000	0.009	-0.003
1	-0.001	-0.135	-0.004
2	0.003	0.539	-0.001
3	-0.004	-0.574	-0.004
4	0.001	0.205	-0.003
5	-0.003	-0.438	-0.006

Hesaplanan ortalama anormal getiriler,  $t_{sd}$  istatistiği değerleri ve kümülatif ortalama anormal getiriler incelendiğinde, olay gününden önceki günlerde, olay gününde ve olay gününden sonraki günlerde anlamlı sonuçlar elde edilmemiştir. Bu sonuç, ele alınan olayın bankaların pay getirileri üzerinde istatistiksel bakımdan önemli bir etkisi olmadığını ifade etmektedir. Vergi cezaları ile ilgili yapılan duyuruların, yatırımcılar açısından önemli bir bilgi olarak yorumlanmadığı anlaşılmaktadır. Bunun nedeni ise vergi cezalarına karşı idari ve/veya yargısal çözüm yolun başvuru olarak cezanın bir kısmı veya tamamının ödenmeyeceğine ilişkin beklenti olabilir. Diğer taraftan sonuçlar, Borsa İstanbul'un yarı güçlü formda etkin olduğunu göstermektedir.

### 5. Sonuç

Bu çalışmada, vergi cezaları ile ilgili yapılan duyuruların bankaların pay getirileri üzerindeki etkisi olay çalışması yöntemi ile araştırılmıştır. 2012 ile 2018 yılları arasında bu duyuruları yapan 5 bankaya ait 13 adet duyuru incelenmiştir. -5, +5 zaman aralığı, olay penceresi olarak seçilmiştir. Banka paylarının bu duyurular karşısındaki tepkisini ölçmek amacı ile anormal getiriler ( $AAR_d$ ),  $t_{sd}$  istatistiği değerleri ve ortalama anormal getiriler ( $AAR_d$ ) hesaplanmıştır.

Ulaşılan ortalama anormal getiriler,  $t_{sd}$  istatistiği değerleri ve kümülatif ortalama anormal getiriler incelendiğinde anlamlı sonuçlar elde edilmediği görülmüştür. Bu sonuç, çalışmaya konu edilen duyuruların bankaların pay getirileri üzerinde önemli bir etkisi olmadığını ifade etmekte olup iki farklı biçimde yorumlanabilir. Öncelikle bu durumdan, yatırımcıların, bankaların vergi cezalarına karşı idari çözüm yollarını veya yargısal çözüm yolunu kullanarak cezanın bir kısmı veya tamamını ödemeyebileceği yönünde beklentiye sahip olduğu sonucu çıkarılabilir. İkinci olarak, vergi cezaları ile ilgili yapılan duyuruların, yatırımcılar açısından piyasada yeni bir bilgi olarak algılanmadığı düşünülebilir. Ayrıca bu sonuçlar Borsa İstanbul'un yarı güçlü formda etkin olduğunu göstermektedir.

Literatür incelendiğinde bu konuda sınırlı sayıda çalışma olduğu tespit edilmiştir. Çalışmamızın bu alandaki eksikliği gidermesi beklenmektedir. Bu çalışma, diğer sektörlerdeki şirketlerin vergi cezaları hakkındaki duyurularının pay getirileri üzerindeki etkisini analiz etmek isteyen araştırmacılara da yararlı olabilir.

## Kaynakça

- Agustina, L., Y. Gunawan ve W. Chandra (2018). "The Impact of Tax Amnesty Announcement Towards Share Performance and Market Reaction in Indonesia", *Accounting and Finance Research*, 7(2), 39-47.
- Benninga, S. (2008). *Financial Modeling*, MIT Press, Third Edition, London.
- Binder, J. J. (1998). "The Event Study Methodology Since 1969", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 11(2), 111-137.
- Borges, M. R. (2010). "Efficient Market Hypothesis in European Stock Markets", *European Journal of Finance*, 16(7), 711-726.
- Bowman, R. G. (1983). "Understanding and Conducting Event Studies", *Journal of Business Finance & Accounting*, 10(4), 561-584.
- Brown, S. J., ve J. B. Warner (1985). "Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies", *Journal of Financial Economics*, 14(1), 3-31.
- Bülbül, M. (2018). Rekabet Kurumu Tarafından Verilen İdari Para Cezalarının Borsa İstanbul'a Kote Şirketlerin Hisse Senedi Getirilerine Etkisi, Doktora Tezi. Hecettepe Üniversitesi. Ankara.
- Campbell, J. Y., A. W. Lo ve A. C. Mackinlay (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, New Jersey.
- Dangol, J. (2008). "Unanticipated Political Events and Stock Returns: An Event Study", *Economic Review*, 20, 86-110.
- Fama, E.F. (1970). "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Graddy, D. B., G. Homaiifar ve K. W. Hollman (1992). "Tax Reform's Impact on Insurance Industry Stock Returns", *Journal of Risk and Insurance*, 59(2), 284-290.
- Güleç, M. (2019). Bireylerin Yatırım Kararlarını Etkileyen Faktörler: Banka Hisse Senetleri Fiyat Değişimi Üzerine Bir Çalışma. Yüksek Lisans Tezi. Başkent Üniversitesi. Ankara.
- Hanvanich, S. ve S. T. Çavuşgil (2001). "Stock Market Reactions to International Joint Venture Announcement: An Event Analysis", *International Business Review*, 10(2), 139-154.
- Jaffe, J. F. (1974). "Special Information and Insider Trading", *Journal of Business*, 47(3), 410-428.
- Kamuyu Aydınlatma Platformu. <https://www.kap.org.tr/tr/menu-icerik/KAP-Hakkinda/Genel-Bilgi>. Erişim Tarihi: 31.08.2020.
- Kandır, S. Y. ve S. Yakar (2012). "Kurumlar Vergisi Oranındaki Değişikliğin Hisse Senedi Getirileri Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi", *Maliye Dergisi*, 163, 170-186.
- Karakoç, Y. (2014). *Genel Vergi Hukuku*. Yetkin Yayınları, 7.Bası, Ankara.
- Kırbaş, S. (2018), *Vergi Hukuku*, Siyasal Kitabevi, 21.Baskı, Ankara.
- Kothari, S. P. ve J. B. Warner (2004). Econometrics of Event Studies, B.E. Eckbo (Edited by.). *Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance*, 1-51, Elsevier/North-Holland.

- Özbuğday, F. C. (2017). "Rekabet Soruşturmasının Bankaların Piyasa Değerine Etkisi: Bir Olay Çalışması Analizinden Kanıtlar", *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 54(631), 75-90.
- Patell, J. M. (1976). "Corporate Forecasts of Earnings Per Share and Stock Price Behavior: Empirical Test", *Journal of Accounting Research*, 14(2), 246-276.
- Rivolta, G. (2014). An Event Study Analysis of ECB Unconventional Monetary Policy. *Universitadegli Studi di Milano Departmental Working Papers*, 2.
- Sakarya, Ş., ve H. Sezgin (2015). "Sendikasyon Kredisi Kullanımının Bankaların Hisse Senedi Getirilerine Etkisi: Olay Çalışması Yöntemiyle BİST'de Bir Uygulama", *Bankacılar Dergisi*, 5-24.
- Sargül, H. (2015). "Sendikasyon Kredisi Kullanım Duyurularının Bankaların Hisse Senedi Getirilerine Etkisi", *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 7(12), 113-129.
- Sharpe, W. F. (1963). "A Simplified Model for Portfolio Analysis", *Management Science*, 9(2), 227-293.
- Strong, N. (1992). "Modelling Abnormal Returns: a Review Article", *Journal of Business Finance & Accounting*, 19(4), 533-553.
- Şenyüz, D., M. Yüce ve A. Gerçek (2017). *Vergi Hukuku*, Ekin Yayın Basım Dağıtım, 8.basım, Bursa.
- Şenyüz D. (2012). *Vergi Ceza Hukuku*, 6.Baskı, Ekin Basım Yayım Dağıtım, Bursa.
- Tuncay, M. ve M. Eşgünoğlu (2017). "Menkul Kıymetlerle İlgili Vergi Düzenlemelerinin Sermaye Piyasaları Üzerindeki Etkisi", *UlİİD-İJEAS*, 149-170.
- Yalçın, C. (2010). The Effects Of Taxaion of Financial Instruments On Stock Returns Traded in İstanbul Stock Exchange: Evidence From ISE-30 INDEX. Yüksek Lisans Tezi. Dokuz Eylül Üniversitesi, İzmir.
- Yıldırım, H. H., K. F. Yazgan, ve Ş. Sakarya (2019). "Vergi Oranlarındaki İndirimin Sektör Endeksleri Üzerindeki Etkisi: BİST'de Bir Araştırma", *Yeni Ekonomik Trendler ve İş Fırsatları*, 408-420.
- Wibowo, A. ve S. Darmanto (2017). "Reaction of Indonesian Capital Market Investors to the Implementation of Tax Amnesty", *Jurnal Keuangandan Perbankan*, 21(4), 597-608.
- Xu, Y. ve C.Y. Yiu (2017). "The Impacts of Tax Reforms on REITs. An International Empirical Study", *Academic Journal of Economic Studies*, 3(1), 11-22.





# Kredi Temerrüt Swaplarının (CDS) Doğrudan Yabancı ve Portföy Yatırımları Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği<sup>1</sup>

Şener İLTER<sup>2</sup> - Remzi GÖK<sup>3</sup>

**Makale Gönderim Tarihi:** 23 Aralık 2020

**Makale Kabul Tarihi:** 20 Ocak 2021

## Öz

Bu çalışmada 2005Q4 ve 2019Q3 periyodunda kredi temerrüt takasının (CDS) doğrudan yabancı (DY) ve portföy yatırımları (PY) üzerindeki etkileri incelenmiştir. Test sonuçlarına göre CDS oranlarındaki değişimler ile diğer iki değişken arasında yüksek düzeyde anlamlı ve negatif, yatırım değişkenleri arasında ise 1% anlamlılık seviyesinde güçlü ve pozitif ilişki tespit edilmiştir. Ayrıca, DY değişkeninden CDS değişkenine doğru tek yönlü nedensellik bulunurken, CDS değişkeninin DY üzerinde herhangi bir nedensellik ilişkisine sahip olmadığı saptanmıştır. Diğer taraftan, CDS ve PY değişkenleri arasında 5% anlamlılık seviyesinde çift yönlü nedensellik bulgusuna rastlanmıştır. Test sonuçları hem finansal hem de iktisadi istikrarın/büyümenin sağlanmasında, politika karar alıcılara önemli bilgi sunmaktadır.

**Anahtar Sözcükler:** CDS, DY, PY, Fourier Nedensellik.

**JEL Sınıflandırması:** F32; G11

<sup>1</sup> Bu makale 15-17 Ekim 2020 tarihleri arasında Konya'da düzenlenen 4. Ekonomi Araştırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresinde sözlü bildiri olarak sunulmuş ve kongre bildiri kitabında özeti yayınlanmış bildirinin genişletilmiş halidir.

<sup>2</sup> Araş. Gör., Anadolu Üniversitesi SBE, İktisat Bölümü, e-posta:iltersener@gmail.com; <https://orcid.org/0000-0002-0255-2656>

<sup>3</sup> Araş. Gör., Dicle Üniversitesi İİBF, İşletme Bölümü, e-posta: remzi.gok@dicle.edu.tr; <http://orcid.org/0000-0002-9216-5210>

## The Impact of Credit Default Swaps (CDS) On Foreign Direct and Portfolio Investment: The Case of Turkey

### Abstract

This paper investigates the effect of credit default swaps (CDS) on foreign direct (FDI) and portfolio investments (FPI) by using quarterly observations during the period 2005Q4-2019Q3 in Turkey. The findings indicate the changes in CDS correlate negatively with the FDI and FPI while the correlation coefficient between the last two variables is significantly positive at the 1% level. The changes in FDI Granger-cause the movements in CDS with no reverse direction. The test, however, detects a bidirectional causal relationship between the changes in FPI and CDS. The results yield important implications for sustainable financial stability and economic growth for policymakers.

**Keywords:** CDS, FDI, FPI, Fourier Causality.

**JEL Classification:** F32; G11

### 1. Giriş

24 Ocak 1980 kararları ile birlikte Türkiye’de ithal ikameci politikardan vazgeçilerek serbest piyasa mekanizması benimsenmiştir. Bu kapsamda finansal piyasalarda da deregülasyon politikaları izlenerek sermaye hareketlerinin önündeki engeller aşamalı olarak kaldırılmaya başlanmıştır. Bu dönemde döviz kuru, faiz oranı, dış ticaret ve yabancı sermaye politikalarında köklü değişikliklere gidilmiştir. Ayrıca Sermaye Piyasası Kanunu yenilenmiş, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası ve İnterbank kurulmuş ve Merkez Bankası açık piyasa işlemlerine başlamıştır. 1989 yılında çıkartılan Türk Parasının Kıymetini Koruma Hakkında 32 sayılı karar ve 1990 yılında Türk lirasının konvertibl olmasıyla tam anlamıyla finansal serbestleşme sağlanmıştır. Sermaye hareketlerinin önündeki engellerin kaldırılmasıyla birlikte 1990 yılından sonra zaman içinde Türkiye’de doğrudan yabancı ve portföy yatırımlarında ciddi artışlar olmuştur. 1980’den sonra Türkiye, doğrudan ve dolaylı sermaye yatırımlarının önündeki engelleri kaldırarak yabancı sermayenin ülkeye gelmesini teşvik etmiştir. Türkiye’ye gelen yabancı yatırımlar cari açığın finansmanında, ekonominin üretim kapasitesinin artırılmasında, üretim

ve istihdamın artırılmasında, yeni teknoloji ve yönetim bilgisi getirmesi gibi nedenlerden dolayı desteklenmektedir.

Bir firmanın üretimini, kurulu olduğu ülkenin dışına taşıyarak farklı ülkelerde üretim tesisi kurması veya o ülkede bulunan üretim tesislerini satın alması doğrudan yabancı sermaye yatırımı olarak adlandırılmaktadır. Doğrudan yabancı sermaye yatırımları çok uluslu şirketler tarafından yapılmaktadır. Bu şirketler yabancı ülkede doğrudan sermaye yatırımı yaparken genellikle o ülkeye döviz transfer etmekle birlikte bazen de üretimde kullanmak için makine, donanım gibi fiziki üretim araçları ile lisans, teknik bilgi, know-how gibi maddi olmayan haklar ile giriş yaparlar. Dolaysız sermaye yatırımı yapan şirketler ülke dışındaki tesisin mülkiyetine kısmen ya da tamamen sahip olur ve o tesisin yönetim veya denetimini ellerinde bulundururlar. Ülke dışındaki işletme ana şirketin sahip olduğu teknoloji, ticari sırlar, yönetim bilgileri ve öteki imkânlardan yararlanır ve karşılığında karın bir kısmını ya da tamamını, ham madde, yarı işlenmiş veya mamul malları ana merkeze aktarırlar (Seyidoğlu, 2015, ss.649-651).

Portföy yatırımları; yabancı finansal kurumlar, kurumsal yatırımcılar ve bireysel yatırımcılar tarafından bir ülkenin borsasında işlem gören hisse senetlerine, yatırım fonlarına, bono ve tahvil gibi finansal araçlarına yapılan kısa vadeli yatırımlardır (Karluk, 2013, s.757). Dolaylı yatırım veya sıcak para olarak da adlandırılan portföy yatırımlarının amacı kısa sürede yüksek getiri elde etmektir. Dolayısıyla bir ülkede yatırım ortamını etkileyen ekonomik ve siyasi koşulların olumlu yönde seyretmesi ülkeye yapılan portföy yatırımlarını artırırken; beklentilerin olumsuz yönde seyretmesi ise ülkeden ani ve büyük miktarda sermaye çıkışına neden olmaktadır. Portföy yatırımlarının bir ülkeyi ani ve büyük miktarlarda terk etmesi o ülkede yaşanmakta olan krizi derinleştirmektedir.

Kredi Temerrüt Swapı (Credit Default Swap, CDS), borçlu tarafın borcunu ifa etmeme riskine karşılık alacaklı tarafından yapılan bir tür sigorta işlemidir. Bu işlemde sözleşme satın alan taraf, kredi temerrüt riskini üslenen karşı tarafa, sözleşme vadesi boyunca belirlenen tutarda prim öder. Diğer taraftan, sözleşmeyi satan taraf ise CDS işlemine konu tutarın kısmen veya tamamen öden(e)memesi durumunda karşılaşılan zararı ödemek zorundadır. Son küresel kriz döneminde 61.24 trilyon dolarlık bir piyasa hacmine ulaşan CDS piyasası, 2017 yılının ikinci yarısında 9.35 trilyon doların altına inmiştir (Aldasoro ve Ehlers, 2018).

Kredi derecelendirme kuruluşlarının verdiği notların, ülke ve kurum risklerini sağlıklı bir şekilde yansıtamadığı ortaya çıkınca, yatırımcıların alternatif ürün arayışları CDS piyasasının gelişiminde büyük rol oynamıştır. Kredi derecelendirme kuruluşlarının belirli periyotlarda hizmet vermesi ve son küresel krizde görüldüğü üzere riskleri ölçmede yetersiz kalmaları, ayrıca risk seviyesindeki değişimlere yönelik anlık bilgi ihtiyacı, yatırımcıları CDS ürünlerini kullanmaya itmiştir. Bir ülkenin yurtiçi ve/veya yurtdışı kaynaklı gelişmelere karşı, çeşitli sebeplerle, yüksek duyarlılık göstermesi, o ülkenin risk priminin diğer ülkelerin risk primlerine göre yüksek olması olasıdır. 2018 Ağustos ayında son on yılın en yüksek değerine ulaşan (576,62) Türkiye 5 yıllık CDS primi, 2020 yılının ilk ayında küresel ve yurtiçi gelişmelere paralel olarak 237.85 puana inen küresel çapta etkisini sürdüren korona virüsü salgını endişesi, tarihi dip seviyelere inen ABD tahvil faizleri, 1700\$/ons fiyatına yaklaşan altın fiyatları ve petrol fiyatlarında görülen büyük düşüşler nedeniyle tekrar yükselmeye başlamış, 9 Mart 2020'de 391.41 puandan kapanmıştır. Bu durum, aynı anda hem cari ve bütçe açığından hem de özel kesim tasarruf açığından mustarip olan Türkiye'nin benzer özelliklere sahip kırılan ekonomiler listesinde en yüksek düzeyde yer alması hem doğrudan hem de dolaylı türden yabancı yatırımların ülkeye girişlerinin azalmasına ve/veya mevcut yatırımların çıkışlarının artmasına sebep olmaktadır.

Bu çalışmada Türkiye'nin kredi temerrüt swapları ile doğrudan yabancı sermaye yatırımları ve portföy yatırımları arasındaki ilişki, zaman serisi analizi kullanılarak incelenmiştir. Bu doğrultuda çalışmamızda literatürde yer alan çalışmalar özetlendikten sonra analizde kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntemler tanıtılarak elde edilen bulgulara yer verilmiş ve sonuç ve öneriler sıralanmıştır.

## 2. Literatür

CDS primleri ile doğrudan ve portföy yatırımları arasındaki ilişkileri araştıran literatür incelendiğinde genellikle bu değişkenler ile birlikte farklı makroekonomik değişkenlerin kullandığı görülmektedir. Yapılan çalışmalarda genellikle CSD primleri ile borsa endeksleri, hisse senedi piyasası, tahvil piyasası ve portföy yatırımları değişkenleri arasındaki ilişki incelenmektedir. Yapılan çalışmalar incelendiğinde benzer sonuçlar elde edildiği görülmektedir, yani CDS primi artınca, bu durum ülkeye gelen yabancı yatırımların azalmasına sebep olmaktadır. Yapılan çalışmaların bir kısmında zaman serisi analizleri kullanılırken bir kısmında da panel veri analiz teknikleri kullanılmıştır. Bu çalışmada doğrudan

sermaye ve portföy yatırımları ile CDS primleri arasındaki ilişki zaman sersisi analizi kullanılarak incelenmektedir.

Çulha (2006), 1992M1-2005M12 dönemini kapsayan çalışmada, aylık veriler kullanılarak Türkiye'ye sermaye akışını belirleyen itici ve çekici faktörlerin ne olduğunu yapısal vektör otoregresyon (SVAR) tekniği kullanılarak belirlemeye çalışmıştır. Bu bağlamda yapılan çalışma 1992M1-2005M12 tüm dönem ve 1992M1-2001M12 ve 2002M1-2005M12 olmak üzere çalışma iki alt dönemle ayrılmıştır. Etki tepisi analizi sonuçlarına göre, tüm dönemde yurt içi faiz şokları Türkiye'ye yabancı sermaye hareketlerini azaltırken, yurt dışı (ABD) faiz şoklarının yabancı sermaye hareketlerini artırdığı tespit edilmiştir. Bu durum 1990'larda ekonomide yaşanan yüksek faiz ve yüksek enflasyon ile karakterize edilen istikrarsızlığa bağlanmaktadır. Öte yandan 2002M1-2005M12 döneminde ekonominin normalleştiği iç faiz şoklarının sermaye girişine neden olduğu ve dış faiz şoklarının sermaye çıkışına neden olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca etki tepisi analizi sonuçları, ABD sanayi üretim endeksinde meydana şoklar ile Türkiye'ye sermaye girişleri arasında pozitif ilişki olduğunu göstermektedir.

2001M1-2008M2 dönemine ait aylık verilerin kullanıldığı çalışmada, Fung, Sierra, Yau ve Zhang (2008) üç Kuzey Doğu Asya ülkesi (Çin, Japonya ve Kore) ile dört Güneydoğu Asya ülkesinde (Endonezya, Malezya, Filipinler ve Tayland) CDS primleri ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Elde edilen bulgulara göre, Çin hariç diğer Asya ülkelerinde CDS primleri ve hisse senedi endeksi arasında yüksek, anlamlı ve negatif korelasyon olduğu tespit edilmiştir. Eşbütünlük test sonuçlarına göre, Tayland, Kore ve Çin'de iki değişkenin uzun dönemde eşbütünlük olduğu bulgusuna rastlanmıştır.

Ghosh ve Herwadkar (2009) tarafından yapılan çalışmada 1998M04-2008M03 periyodunda aylık veriler kullanılarak küresel finansal krizden (KFK) önceki on yılda portföy hareketlerinin Hint finans piyasalarının çeşitli segmentleri üzerindeki etkisi analiz edilmiştir. Korelasyon analizi ve nedensellik testi sonuçları, portföy hareketlerinin hisse senedi fiyatlarında ve döviz kurlarında değişikliklere neden olduğunu göstermektedir. Kısa vadede, VAR ve etki tepisi fonksiyonları net portföy hareketlerindeki pozitif bir şokun genellikle hisse senedi fiyatlarını artırdığı, döviz kurunu değerlendirdiği ve faiz oranlarını da düşürdüğünü göstermektedir.

Norden ve Weber (2009), 2000-2002 dönemini kapsayan çalışmalarında günlük, haftalık ve aylık verileri kullanarak CDS, tahvil ve hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Elde edilen bulgulara göre (i) hisse senedi piyasasındaki dalgalanmaların CDS ve tahvil marjlarını zıt yönde etkilediği, (ii) CDS primlerindeki değişmelerin tahvil piyasasını etkileme sayısının tahvil piyasasının CDS piyasasını etkileme sayısından daha fazla olduğu ve (iii) CDS piyasasının hisse senedine duyarlılık seviyesinin tahvil piyasasına göre daha yüksek olduğu sonucuna varılmıştır. Varlık fiyatlarının tespitinde, CDS piyasasının tahvil piyasasından daha yüksek katkıda bulunduğu ve bu katkının Avrupa menşeli firmalardan daha çok ABD menşeli firmalardan sağlandığı tespit edilmiştir.

Ismailescu ve Kazemi (2010) tarafından yapılan bu çalışmada, kredi derecelendirme notu ve kredi görünüm duyurularının 22 gelişmekte olan ülke CDS primleri üzerindeki etkisi incelenmiş ve CDS piyasalarının kredi derecelendirme olaylarına asimetrik reaksiyon gösterdiğine dair anlamlı sonuçlara ulaşılmıştır. İlgili ülke notları ile ilgili sadece olumlu haberlerin CDS piyasaları üzerinde anlamlı etkiye sahip olduğu ve bu etkinin iki günlük periyotta diğer ülke piyasalarına da sıçradığı bulgusuna rastlanmıştır. Diğer taraftan kredi notlarına ilişkin olumsuz haberlerin, CDS piyasaları üzerinde hiçbir etkisinin olmadığı bulgusuna ulaşılmıştır. Bu bulgu, gelişmekte olan ekonomilerdeki kredi yükseltmesinin kredi indirmesinden daha fazla bilgi taşıdığını düşündürmektedir. CDS primleri, negatif derecelendirme olayının olma olasılığını tahmin etmede yararlı bilgiler sağlarken, pozitif derecelendirme olayının olma olasılığını tahmin edememektedir. Bu bulgunun önemli bir sonucu, CDS primlerini kullanarak piyasa katılımcılarının, gelişmekte olan piyasalarda kredi kalitesindeki olumsuz değişiklikler hakkında tahminler elde edebilmeleridir.

1977M01–2007M12 dönemine ait aylık frekanstaki verilerin kullanıldığı çalışmada, Egly, Johnk ve Liston (2010) net yabancı portföy yatırım girişlerinin yatırımcı riskten kaçınma ve ABD borsası üzerine etkisini incelemişlerdir. VAR modelinin kullanıldığı bu araştırmaya göre, borsaya yönelik olumlu şokların net kurumsal bono akımı üzerinde anlamsız ancak net kurumsal hisse senedi akımı üzerinde ise kısa vadeli ve anlamlı pozitif tepki verdiği sonucuna ulaşılmıştır. Diğer taraftan, riskten kaçınma faktöründeki değişmelerin net kurumsal hisse yatırımları üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamsız, net kurumsal tahvil yatırımları üzerinde ise orta vadede geçerli anlamlı bir etki bıraktığı tespit

edilmiştir. Yazarlar (2010), ÷lkeye özgü iç faktörlerin yabancı portföy girişlerini etkileyebileceği sonucuna ulaşmışlardır.

Türkiye'ye yönelik 1989-2011 döneminde yapılan sermaye akımlarının hacmi ve kompozisyonun incelendiği çalışmada, Karahan ve İpek (2013) finansal yatırımların toplam yatırımlardaki payının yüksek olduğunu ve oldukça oynak ve dalgalı seyir izleyen bu tür spekülative yatırımlarının, Türkiye ekonomisinin krizlere karşı kırılabilirliğini artırdığını gözlemlemişlerdir.

Hancı (2014) Ocak 2008–Aralık 2012 dönemine ait günlük Bist100 ve CDS primlerini kullanarak değişkenler arasındaki olası ilişkinin varlığı, yönü ve derecesini araştırmıştır. Elde edilen bulgulara göre her iki değişken arasında negatif yönlü bir ilişkinin olduğu tespit edilirken, değişkenler arasındaki volatilitenin çok yüksek ve şokların dirençli çıktığı ve ortalamaya geri dönüşlerin zaman aldığı sonucuna varılmıştır.

JP Morgan EMBI endeksine dâhil olan, Türkiye'nin de aralarında olduğu 12 gelişmiş ÷lkeye ait CDS primleri ile borsa endeksi ve döviz kuruna ait aylık gözlemlerin kullanıldığı bir çalışmada, Başarır ve Ketten (2016) değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli potansiyel ilişkiyi araştırmıştır. Panel eşbütünleşme test sonuçlarına göre değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri saptanmasına rağmen, herhangi bir nedensellik bulgusuna rastlanmamıştır. Diğer taraftan, 2010-2016 döneminde, CDS ve borsa endeksi arasında geçerli çift yönlü, CDS primlerinden döviz kuruna doğru %10 anlamlılık düzeyinde tek yönlü nedensellik bulunmuştur.

2010-2015 dönemine ait günlük frekanstaki verilerin kullanıldığı çalışmada, Değirmenci ve Papuçcu (2016) BIST100 endeksi ve Türkiye'nin 5 yıllık CDS primleri arasındaki ilişkiyi, etki-tepki analizi, Granger nedensellik testi ve yapay sinir ağı tabanlı, doğrusal olmayan otoregresif (NARX) modeller kurularak incelemişlerdir. Etki-tepki analizine göre değişkenlerin volatilitesinde en büyük payın ilgili değişkene ait şoklara ait olduğu gözlenmiştir. Granger nedensellik test sonuçlarına göre her iki değişken arasında çift yönlü bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Nedensellik sonuçlarına göre oluşturulan NARX modeli, borsa endeksine ait değişmelerin CDS primlerinin tahmininde güçlü ve anlamlı bir etkiye sahip olduğu bulgusuna rastlanmıştır.

Caporale, Ali, Spagnolo ve Spagnolo (2017), Ocak 1993–Kasım 2012 dönemine ait aylık gözlemdaki verileri kullanarak kısa vadeli (his-

se senedi ve tahvil) portföy yatırımlarının döviz kuru oynaklığı üzerine etkisini, ABD ve Asya'nın sekiz gelişen ve gelişmekte olan ülkesinde (Hindistan, Endonezya, Güney Kore, Pakistan, Hong Kong, Tayland, Filipinler ve Tayvan) araştırmışlardır. Döviz kuru oynaklığını modellemek için MARKOV rejim değişim modelinin kullanıldığı çalışmada, net kısa vadeli portföy girişlerinin döviz kuru oynaklığını artırdığı tespit edilmiştir. Özellikle net tahvil girişlerinin Pakistan, Tayland ve Filipinler piyasasında döviz kuru oynaklığının düşük düzeyde kalma olasılığını artırdığı; Endonezya'da ise döviz kurunun daha yüksek düzeyde oynak kalmasına neden olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca Hindistan, Endonezya, Güney Kore, Hong Kong ve Tayvan'dan ABD'ye net sermaye girişinin oynaklığın yüksek düzeyde kalma olasılığını artırdığı saptanmıştır.

Çonkar ve Vergili (2017), tarafından yapılan çalışmada, 4 Ocak 2010-31 Ağustos 2015 dönemini kapsayan günlük veri seti kullanılarak Türkiye'nin CDS primleri ile Dolar/TL kuru ve Euro/TL kuru arasındaki ilişkinin yönü ve derecesi araştırılmıştır. Yapılan test sonuçlarına göre değişkenler arasında herhangi bir uzun dönemli ilişki bulunmazken; Dolar/TL kuruna ait gecikmeli değerlerin CDS primlerinin cari değerleri üzerinde 5% anlamlılık düzeyinde anlamlı bir etkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Altıntaş ve Okuyan (2019) Türkiye'nin de aralarında bulunduğu bir grup ülkeye ait büyüme oranlarının CDS primlerinden etkilenip etkilenmediği konusu incelenmiştir. Üçer aylık verilerin kullanıldığı bu çalışmada, Türkiye, Arjantin ve Mısır için çift taraflı, Katar ve Pakistan için büyüme oranlarından CDS primlerine doğru tek yönlü nedensellik bulgusuna rastlanmıştır. Diğer taraftan, Danacı vd. (2017) tarafından 2009-2015 periyodu için geçerli iki değişken arasında çift yönlü nedensellik sonucu elde edilmiştir.

Politik risklerin doğrudan yabancı yatırımların üzerindeki etkisini inceleyen Benghoul (2019), başta düzenleyici kalite ve hükümet etkinliği gibi faktörlerin Tunus'ta doğrudan yabancı yatırımların üzerinde kritik öneme sahip olduğu sonucuna ulaşmıştır. Yazar (2019), siyasi risklerin ve belirsizlikleri azaltılması ve yabancı yatırımcıların teşvik edilmesi ve Tunus siyasi sistemine olan güvenlerini korunması yatırım politikalarının güncellemesinin son derece gerekli olduğunu belirtmektedir. Benzer değişkenler arasındaki ilişkiyi Türkiye örneğinde inceleyen Gokmenoglu, Kirikkaleli ve Eren (2019) ise, ekonomik riskteki değişmelerin, doğrudan yabancı yatırım girişlerinde önemli değişikliklere yol açtığı sonucuna



ulaşmıştır. Diğer bir ifadeyle, ekonomik risk değişkeninden doğrudan yabancı yatırımlara doğru tek yönlü nedensellik kanıtı elde etmiştir. Kronik cari açık sorunu, yüksek enflasyon ve düşük kredi notları yüzünden ekonomik risk düzeyi artan ülkede, politika yapıcılarının iktisadi faaliyetlere katılımı teşvik etmek için belirleyici para ve maliye politikaları uygulamaları gerektiğini, ayrıca çok uluslu şirketlere yatırım kolaylığı, kurumsal vergi ve sübvansiyonlu krediler gibi ek teşviklerin verilmesi ileri sürmüşlerdir.

Sadeghzadeh (2019), panel veri analizi yöntemini kullanarak ABD, Fransa, İngiltere, Japonya, Çin, G. Kore ve Türkiye'nin beş yıllık CDS primleri ile borsa endeksleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Test sonuçlarına göre, ABD ve İngiltere'de CDS ve borsa endeksleri arasında herhangi bir anlamlı eşbütünlük ilişkisi bulunamazken; Fransa, Japonya, Çin ve Türkiye'de risk primindeki artışın borsa endeksini zıt yönde, G. Kore'de ise aynı yönde etkilediği tespit edilmiştir.

Yıldırım ve Sakızcı (2019), 2010Q1-2018Q3 periyodunda yer alan çeyreklik verileri kullanarak Türkiye'de CDS primleri ile portföy yatırımları arasındaki ilişkiyi zaman serisi analizi aracılığıyla incelemiştir. Yapılan ARDL sınır test sonucuna göre, iki değişkenin kısa dönemde zıt yönde hareket ettiği ancak ilişkinin uzun dönemde geçerli olmadığı bulgusuna rastlanmıştır. Diğer taraftan, CDS primlerinden portföy yatırımlarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu saptanmıştır.

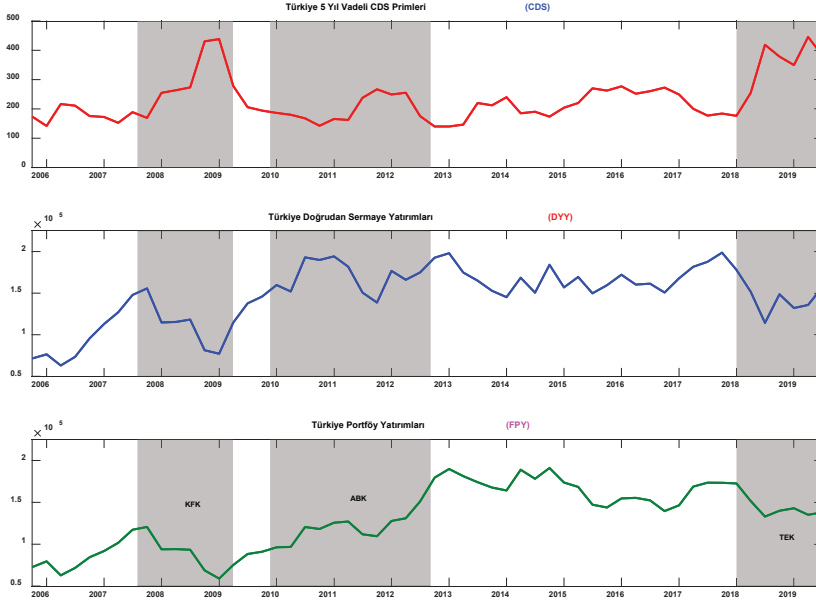
### **3. Veri ve Metodoloji**

#### **3.1. Veri**

Bir ülkenin risk priminde meydana gelen değişimler o ülkeye yatırım yapan yabancı yatırımcılarının tercihini etkilemektedir. Ülkenin risk priminde meydana gelen artış o ülkeye yatırım yapma isteğini azaltırken, risk priminde meydana gelen azalış ise o ülkeye yatırım yapma isteğini artırmaktadır. Bu çalışmada da doğrudan yabancı sermaye yatırımları ve portföy yatırımları ile CDS primleri arasında ilişkiler ekonometrik yönden incelenmektedir. Bu doğrultuda 2005Q4-2019Q3 dönemini kapsayana 56 çeyreklik veri seti kullanılmıştır. Doğrudan yabancı sermaye yatırımları, portföy yatırımları ve CDS primleri Amerikan Doları cinsinden hesaplanmıştır. CDS verileri Bloomberg terminalinden diğer değişkenler ise TCMB EDVS'den alınmıştır. Çalışmada kullanılan zaman serilerinin logaritması alınmış ve uygulama kısmında Eviews ve Gauss paket programları kullanılmıştır.

Zaman serileri ile yapılan çalışmalarda elde edilen bulguların güvenilir sonuçlar vermesi için kullanılan serilerin birim kök içermemesi gerekir. Bu kapsamda çalışmada kullanılan serilerin birim kök içerip içermediğini tespit etmek için Fourier ADF birim kök testi kullanılmıştır. Enders ve Lee (2012) tarafından geliştirilen birim kök testi birden fazla yapısal değişimin düşük frekanslı Fourier fonksiyonlarıyla tahmin edilmesine olanak sağlamaktadır. Bu birim kök testinde diğer birim kök testlerinin aksine yapısal değişimin sayı ve konumunun bilinmesine gerek yoktur. İlerleyen aşamada değişkenler arasındaki ilişkileri tespit etmek amacı ile Fourier Granger nedensellik testi kullanılmıştır.

2007 yılının ikinci yarısında başlayan ve 2009 yılının ilk yarısında etkisi azalmaya başlayan küresel finansal kriz (KFK) döneminde, Türkiye'nin CDS primleri artarak 400 baz puanının üzerine çıkmış ve krizin etkisi azalmaya başlaması ile birlikte CDS primleri azalmaya başlamış ve krizden önceki seviyelere dönmüştür. Ayrıca kriz döneminde Türkiye'de hem doğrudan sermaye yatırımları hem de portföy yatırımları krizin başlamayla birlikte düşmeye başlamış ve krizin etkilerinin hafiflemeye başlamasıyla hem doğrudan sermaye yatırımları hem de portföy yatırımları artmaya başlamıştır. 2009'un sonunda başlayan ve 2012 yılının ikinci yarısına kadar devam eden Avrupa Borç Krizi (İrlanda, İspanya, İtalya ve Yunanistan), Türkiye'de CDS primleri, doğrudan sermaye yatırımları ve portföy yatırımları üzerinde fazla bir etki yaratmamıştır. Bu dönemde CDS primleri bir miktar artarken, doğrudan sermaye yatırımlarında da artış gözlemlenmiş ve portföy yatırımları ise kriz boyunca belli bir düzeyde seyretmiştir. Türkiye'de meydana gelen siyasi ve ekonomik gelişmeler neticesinde 2018 yılının ağustos ayında Türkiye'de kur krizinin yaşanmasına neden olmuştur. 2018 yılının başından beri Türkiye'nin CDS primleri artış gösterirken, doğrudan sermaye yatırımları ve portföy yatırımları ise azalmaya başlamıştır. Bu dönemde ülkenin CDS primleri Küresel Finans Krizi'ndeki seviyelere yükselmiş ve doğrudan sermaye yatırımları ile portföy yatırımları da 2018 öncesine göre düşüş göstermiştir.

**Şekil 1:** 2005Q4-2019Q3 Dönemi CDS, DY ve PY Serileri

**KFK:** Küresel Finans Krizi [2007 Ağustos – 2009 Mart], **ABK:** Avrupa Birliği Borç Krizi [2009 Kasım – 2012 Eylül], **TEK:** Türkiye Ekonomik Krizi [2018 Ocak – 2019Q3]

## 3.2. Metodoloji

### 3.2.1. Enders ve Lee (2012) Fourier ADF Birim Kök Testi

Araştırma kapsamında yer alan değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemeye yapılan ilk adım olan birim kök testi için Enders ve Lee (2012) tarafından ortaya atılan Fourier fonksiyonlarına dayanan Fourier ADF (FADF) tipi birim kök testi kullanılmıştır. Bu testte, FADF fonksiyonuna ait bir frekans bileşeni kullanılarak modelin deterministik bileşeni tahmin edilebilmektedir. Tahmin sürecinde çoklu yapısal kırılmaları elde etmek için doğrusal olmayan yöntemin izlenmesiyle birlikte, modele kukla değişkenlerin eklenmesi durumunda yaşanacak, olası güç kaybından kaçınılmaktadır. Lagrange çarpanı (LM) metodolojisine dayanan bu teste ilk aşamada aşağıdaki birinci farkı alınmış model tahmin edilmektedir:

$$\Delta y_t = \theta_0 + \theta_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \theta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + u_t \quad (1)$$

1 no'lu denklemde elde edilen tahmini katsayıların  $\tilde{\theta}_0$ ,  $\tilde{\theta}_1$ , ve  $\tilde{\theta}_2$  olarak belirlenmesinden sonra trendden arındırılmış aşağıdaki serileri tahmin aşamasına geçilmektedir:

$$\tilde{M}_t = y_t - \tilde{\delta} - \tilde{\theta}_0 t - \tilde{\theta}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \tilde{\theta}_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \quad t = 2, \dots, T \quad (2)$$

Daha sonra, trendden arındırılmış seriler kullanılarak aşağıda ki model oluşturulur:

$$\Delta y_t = R\tilde{M}_{t-1} + h_0 + h_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + h_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (3)$$

3 no'lu denklemde  $t$  trendi,  $k$  frekansı,  $T$  örneklem sayısını ifade etmektedir. Burada her bir  $k = 1, \dots, 5$  için model tahmin edilirken, en küçük kalıntı kareler toplamını veren  $k$  değerinin optimal frekans boyutu olduğuna karar verilir. Uygun modeldeki hata terimine ait kalıntıların otokorelasyon içerip içermediği test edilir.  $R=0$  olması durumunda  $y_t$  değişkeninin durağan olmadığı sonucuna varılırken yukarıdaki modele  $\tilde{M}_t$  parametresinin gecikmeli değerleri eklenir:

$$\Delta y_t = R\tilde{M}_{t-1} + h_0 + h_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + h_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{j=1}^p \tilde{M}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Testin son aşamasında sıfır hipotezi,  $\theta_0 = \theta_1 = 0$ ,  $k$  frekanslı doğrusal olmayan trende sahip alternatif hipoteze karşı test edilir. Eğer  $F(k)$  istatistik değerleri yeterince büyükse, diğer bir ifadeyle sıfır hipotezi reddedilirse, doğrusal olmayan FADF testi ( $\tau_{LM}$ ), aksi durumda ise standart ADF testi kullanılır.

### 3.2.2. Fourier Granger Nedensellik Testi

Mısır ve petrol piyasaları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmada, Enders ve Jones (2016) aşağıdaki VAR modelini tahmin etmişlerdir:

$$z_t = \gamma + \sum_{i=1}^{11} B_i z_{t-i} + e_t \quad (5)$$

Denklemde  $\gamma$  parametresi sabit katsayıları gösteren (4x1) vektörü,  $B_i$  (4x4) katsayı vektörü ve  $e_t$  ise değişimleri temsil eden dik vektörü temsil etmektedir.

Yapılan etki-tepki analiz sonuçları makul bulunsa da yazarlar (2016) iki önemli sorun bulunduğunu belirtmektedirler. İlk sorun, olası yapısal kırılmaların dâhil edilmemesi nedeniyle 5 no'lu denklemde yer alan sistemin yanlış tanımlanmış olmasından kaynaklanmaktadır. İkincisi, kısıtsız VAR modelinin gereğinden fazla parametre barındırması, güven aralıklarının gereksiz yere geniş olmasına yol açacaktır. Yazarlar

(2016), dolayısıyla, deterministik regresörlerin aşağıdaki gibi belirlenmesini önermektedirler:

$$z_t = \gamma(t) + \sum_{i=1}^{11} B_i z_{t-i} + e_t \quad (6)$$

$$\gamma(t) = [\gamma_1(t), \gamma_2(t), \gamma_3(t), \gamma_4(t)]' \quad (7)$$

7 no'lu denklemde yer alan her bir sabit  $\gamma_{it}$  parametresinin denklemdeki gibi  $n$  adet Fourier frekansına bağlı olduğunu düşünürsek

$$\gamma_i(t) = \varphi_i + \mu_i t + \sum_{k=1}^n \varphi_{ik} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \mu_{ik} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (8)$$

modeli elde edilecektir. Bu modele yapısal kırılmaları temsilen Fourier terimlerinin kullanılması, yazarlara (2016) göre değişkenler arasında daha güçlü ilişkinin tespit edilmesiyle sonuçlanmaktadır.

#### 4. Bulgular

Bu bölümde, araştırma kapsamındaki değişkelere ait tanımlayıcı istatistik bilgileri ile değişkenlerin birim kök içerip içermediğini sınamak için kullanılan Fourier ADF birim kök testi ve değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü belirlemek için kullanılan Fourier Granger nedensellik testine ait analiz sonuçları yer almaktadır.

**Tablo 1:** Tanımlayıcı İstatistik

Değişkenler (%Δ)	CDS	FDI	FPI
Ortalama	1.4275	1.4371	1.1674
Medyan	-2.036	2.766	1.1378
Maksimum	49.8307	39.6685	24.346
Minimum	-45.4951	-37.4103	-30.67
Standart Sapma	20.6996	15.079	11.3488
Çarpıklık	0.4919	-0.1269	-0.472
Basıklık	3.1774	3.1776	3.3965
Normal Dağılım (JB)	2.29	0.22	2.4
Gözlem Sayısı	55	55	55

Tablo 1'de Türkiye'de CDS primi, yabancı doğrudan sermaye yatırımları ve portföy yatırımları arasındaki ilişkiler test edilmeden önce bu değişkenlere ait temel istatistiki göstergeler incelenmiş ve yorumlanmış-

tır. İncelenen dönemde CDS primi maksimum değere 2018Q3 periyodunda, 2009Q2 periyodunda ise en düşük değere ulaşmıştır. Doğrudan sermaye yatırımı maksimum değere 2008Q4 çeyreğinde maksimum değere ulaşmış ve 2009Q2 çeyreğinde minimum değere ulaşmıştır. Portföy yatırımları ise doğrudan sermaye yatırımları ile benzer dönemlerde maksimum ve minimum değerlere ulaşmıştır. Değişkenler arasındaki ilişkilerin incelendiği bu dönemde CDS primi serisinin standart sapmasının diğer seriler göre yüksek olması bu serinin oynaklığının diğer serilerin oynaklığından yüksek olduğunu göstermektedir. JB normallik test sonucuna göre serilerin tamamı normal dağılıma sahiptir.

**Tablo 2:** Fourier ADF Birim Kök Test Sonuçları

Düzyer (Log)	Sabit			Sabit ve Trend		
	Gecikme	Fourier(k)	T-İstatistik	Gecikme	Fourier(k)	T-İstatistik
CDS	2	1	-3.077	2	1	-3.711
FDI	5	4	-2.728*	3	1	-5.262***
FPI	5	1	-3.911**	3	1	-4.378**
Birinci Fark	Sabit			Sabit ve Trend		
	Gecikme	Fourier	T-İstatistik	Gecikme	Fourier	T-İstatistik
CDS	3	4	-4.524***	3	4	-4.518***
FDI	5	4	-4.325***	5	4	-4.576***
FPI	4	1	-4.497***	4	2	-4.444**

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir. Kritik değerler Enders ve Lee (2012), çalışmasından elde edilmiştir.

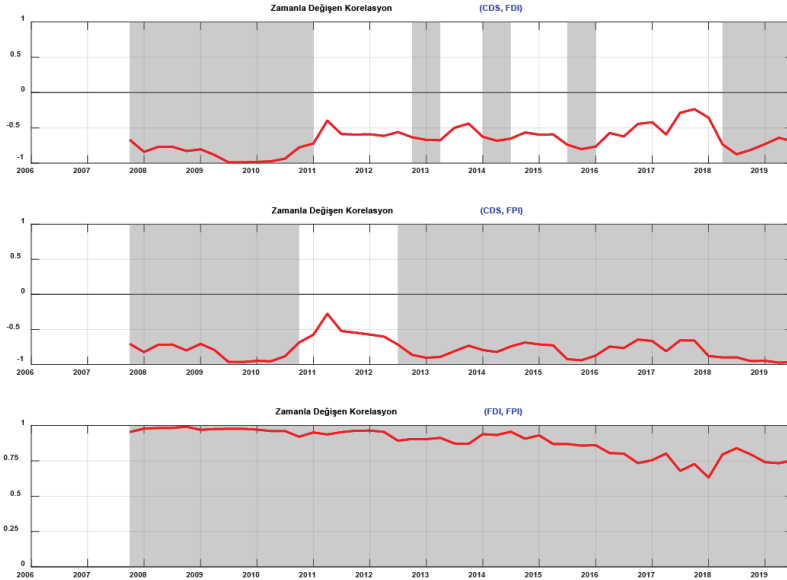
Tablo 2'de Fourier ADF birim kök test sonuçları yer almaktadır. Fourier ADF birim kök testi sonuçlarına göre, düzey değerlerinde, sabit modelde FDI serisi %10 önem düzeyinde, FPI serisi ise %5 önem düzeyinde durağan iken sabit ve trendli modelde FDI serisi %1 önem düzeyinde, FPI serisi ise yine %5 önem düzeyinde durağandır. CDS serisi ise hem sabit hem de sabit ve trendli modelde birim kök içermektedir. Serilerin birinci farkları alındıktan sonra yapılan testlerde ise serinin birim kök içerdiğini ifade eden boş hipotez reddedilerek serilerin durağan I(1) olduğunu ifade eden alternatif hipotez kabul edilmiştir. Çalışmada kullanılan CDS, FDI ve FPI serilerinin tümü birinci farkı alındığında durağan hale gelmektedir.

**Tablo 3:** Fourier Granger Nedensellik Testi Sonuçları

	Optimal Gecikme	Optimal Frekans	Asimptotik Test İstatistiği	Bootstrap Test İstatistiği	Kritik Değerler		
					%10	%5	%1
DL_CDS $\rightleftarrows$ DL_FDI	5	3	1.559	1.559	10.099	12.312	18.137
DL_FDI $\rightleftarrows$ DL_CDS	5	3	11.368**	11.368*	10.054	12.349	18.511
DL_CDS $\rightleftarrows$ DL_FPI	2	3	8.09**	8.09**	4.809	6.453	10.523
DL_FPI $\rightleftarrows$ DL_CDS	2	3	8.103**	8.103**	4.868	6.594	10.624

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 3, Enders ve Jones (2016) Fourier Granger nedensellik test sonuçlarını göstermektedir. Analiz bulgularına göre, DL\_CDS ve DL\_FPI değişkenleri arasında %5 anlamlılık düzeyinde çift yönlü nedensellik bulunmaktadır. Buna göre, her bir değişkene ait cari değerlerin modele dâhil edilmesiyle, diğerinin gelecekteki değerini tahmin etmek olasıdır. Diğer taraftan, DL\_CDS ve DL\_FDI değişkenleri arasındaki nedenselliğin yönü ise, doğrudan yabancı yatırımlardaki değişmeden CDS primlerindeki değişmeye doğru gerçekleşmiştir. Bulgular, Fung vd. (2008), Değirmenci ve Papuçcu (2016) ve Yıldırım ve Sakızcı'nın (2019) çalışmalarında elde ettiği sonuçlar ile paralellik göstermektedir.

**Şekil 2:** Getiri Değişkenleri Arasındaki Zamanla Değişen Korelasyon İlişkisi

**Not:** Gri gölgeli alan %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir. Pencere uzunluğu (w) 8 çeyrektir.

Şekil 2, değişkenler arasında sekiz çeyreklik periyotta geçerli zamanla değişen korelasyon ilişkisini içermektedir. İlk iki panelde görüleceği üzere, DL\_CDS ve DL\_FPI ile DL\_CDS ve DL\_FDI değişkenleri arasında, literatüre paralel şekilde, zıt yönlü; en alttaki panele göre DL\_FPI ve DL\_FDI değişkenleri arasında ise pozitif yönde geçerli ilişki elde edilmiştir. Ülke risk primindeki artışla birlikte, hem doğrudan hem de portföy yatırımlarında bir azalmanın gerçekleşmesi kaçınılmazdır. Son küresel finans krizi sonrası (2007 Ağustos – 2009 Mart) periyotta, ülke risk primi ile doğrudan yabancı yatırımlar arasında çok yüksek düzeyde ( $> -0.94$ ) ve %1 anlamlılık düzeyindeki negatif yönlü ilişki, yabancı yatırımların ülke risk primine ne kadar hassas olduğunu göstermektedir. Diğer bir ifadeyle, 200 puanın altında düşen CDS primi ile birlikte, 2009Q3'te 137,7 milyar \$ olan yabancı yatırım tutarı, 2010Q3'te 193 milyar \$ olmuştur. Benzer şekilde, yurtdışı yerleşiklerin portföy yatırım tutarı 88,3 milyar \$'dan 120,5 milyar \$'a yükselmiştir. Diğer taraftan, 2013 Mayıs döneminde FED tarafından yapılan genişlemeci politikanın (QE3) yıl sonunda bitirileceğine dair açıklama ile birlikte, tüm dünyada olduğu gibi Türkiye CDS primlerinde de artış yaşanmış ve hem doğrudan hem de portföy yatırım tutarlarında ciddi miktarlarda azalma meydana gelmiştir. 1 no'lu şekilde de görüleceği üzere, son yıllarda ABD-Türkiye cephesinde yaşanan gerilimle birlikte CDS primleri, 2006 sonrası dönemde, 2019Q2'te en yüksek değere, 445,68, ulaşırken, değişkenler arasında çok yüksek düzeyde zıt yönde ve %10 anlamlılık düzeyinde bir korelasyon ilişkisine rastlanmıştır. Bu sonuçlar, yurtdışı yerleşiklere ait yatırımların kriz dönemlerinde yani yurtdışı ve yurtiçi gelişmelere şiddetli tepki verdiğini ortaya koymaktadır.

## 5. Sonuç

Türkiye'de 1980'den sonra izlenen liberal politikalar kapsamında yabancı sermaye hareketleri önündeki engeller aşamalı olarak kaldırılmaya başlanmıştır. 1990 yılında TL'nin konvertibl olmasıyla birlikte sermaye hareketlerinin önündeki engeller tamamen kaldırılmıştır. 1990'dan sonra Türkiye'ye yapılan doğrudan sermaye yatırımları ve portföy yatırımlarında zamanla içinde artmaya başlamıştır. Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelere sermaye girişleri bir taraftan ekonomik aktiviteyi canlandırırken diğer taraftan ciddi makroekonomik dalgalanmalara neden olmaktadır. Türkiye ve diğer gelişmekte olan ülke deneyimleri göstermiştir ki ülkeye sermaye girişlerinin tersine dönmesi ekonomi üzerinde ciddi etkiler yaratmakta hatta finansal krizlere neden olmaktadır. Bundan dolayı sermaye hareketlerini yönlendiren temel faktörleri anlamak önemlidir.



Bu faktörler anlaşılması ani sermaye çıkışlarının istenmeyen sonuçlarının önlenmesine yardımcı olacaktır.

Bu çalışmada da 2005Q4-2019Q3 periyodunda çeyreklik veriler kullanılarak CDS primleri ile yurtdışı yerleşiklere ait doğrudan (FDI) ve portföy yatırımları (FPI) arasındaki ilişki incelenmiştir. Bu kapsamda çalışmada kullanılan serilerin birim kök sınaması Fourier ADF birim kök testi kullanılarak yapılmıştır. Fourier ADF birim kök testi sonucuna göre, düzey değerlerinde CDS serisi birim kök içerirken FDI ve FPI serileri ise durağan bulunmuştur. Serilerinin tamamını durağan hale getirmek için serilerin birinci farkları alınmış ve farkı alınan serilerden CDS ve FDI serisi %1 önem düzeyinde, FPI ise %5 önem düzeyinde duran hale gelmiştir. Fourier Granger Nedensellik testi ile seriler arasındaki ilişkilerin yönü belirlenmeye çalışılmıştır. Elde edilen bulgulara göre FDI ile CDS primleri arasında, doğrudan yabancı yatırımlardan CDS primlerine doğru olmak üzere, tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu sonuç, yurtdışı yerleşiklere ait doğrudan yatırımlarında meydana gelen cari değişimlerin CDS primlerini etkileyeceğini göstermektedir. Diğer taraftan CDS ve FPI arasında ise çift yönlü nedensellik ilişkisi bulgusuna rastlanmıştır. Buna göre, CDS primlerinde meydana gelen değişimlerin portföy yatırımlarını etkileyeceğini; benzer şekilde portföy yatırımlarında meydana gelen değişimlerin de CDS primlerini etkileyeceğini söylemek mümkündür. Elde edilen sonuçlara göre, her iki değişkenin cari değerleri, diğerinin gelecekteki değerlerini tahmin etmede istatistiksel olarak faydalı bilgiler sunmaktadır. Ayrıca, değişkenler arasında literatürde elde edilen sonuçlara paralel, özellikle kriz sonrası dönemde çok yüksek seviyede anlamlı ancak zıt yönlü ilişkinin var olması, yurtdışı yerleşiklerin CDS primlerindeki değişimlere ne kadar önem verdiğini ortaya koymaktadır.

Elde edilen test sonuçları, hem finansal hem de iktisadi istikrarın/büyümenin sağlanmasında, politika karar alıcılarına önemli bilgi sunmaktadır. Analiz sonuçları Türkiye ekonomisi için, CDS primleri ile yurtdışı yerleşiklere ait yatırımlar arasında anlamlı ilişkinin var olduğunu göstermektedir. Ülkeye yapılacak yabancı yatırımları ve dolayısıyla milli geliri artırmak için, politika yapıcılarının ülke risk primlerini düşürmek için politikalar geliştirmesi gerektiğini ortaya koymaktadır. Ülke risk düzeyinin düşürülmesi için atılacak adımlarını kararlılıkla takip edilmesi, yurtiçi/yurtdışı yatırımcılarının güvenlerini kaybettirecek uygulamalardan vazgeçilmesi ve en önemlisi de hukuk ve finansal istikrar alanında yapısal reformların yapılması gerekmektedir.

## Kaynakça

- Aldasoro, I., & Ehlers, T. (2018). The Credit Default Swap Market: What A Difference A Decade Makes. *BIS Quarterly Review*, June. [https://www.bis.org/publ/qrtrpdf/r\\_qt1806b.htm](https://www.bis.org/publ/qrtrpdf/r_qt1806b.htm) [Erişim Tarihi: 19.05.2020].
- Altıntaş, N. & Okuyan, H.A. (2019). CDS –Büyüme İlişkisi: Yeni Kırılgan Beşli Ülkeler Üzerine Bir Uygulama. II. International Symposium on Economics, Finance and Econometrics (Tam Metin Bildirisi, 246-252), Bandırma, Balıkesir.
- Başarıır, Ç. & Keten, M. (2016). Gelişmekte olan ülkelerin CDS primleri ile hisse senetleri ve döviz kurları arasındaki kointegrasyon ilişkisi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8(15), 369-380. doi:10.20875/sb.72076
- Benghoul, M. (2019). Political Risk and Foreign Direct Investment in Tunisia: The Case of the Services Sector 2004-2016. *International Journal of Sustainable Economies Management (IJSEM)*, 8(3), 48-60.
- Caporale, G. M., Ali, F. M., Spagnolo, F. & Spagnolo, N. (2017). International Portfolio Flows and Exchange Rate Volatility in Emerging Asian Markets. *Journal of International Money and Finance*, (76), 1-15.
- Çonkar, M. K. & Vergili, G. (2017). Kredi Temerrüt Swapları İle Döviz Kurları Arasındaki İlişki: Türkiye İçin Ampirik Bir Analiz. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10(4), 59-66. doi: 10.25287/ohuiibf.310704
- Çulha, A. A. (2006). A Structural VAR Analysis of the Determinants of Capital Flows into Turkey. *Central Bank Review*, 2(2), 11-35.
- Danacı, M.C., ŞİT, M., & ŞİT, A. (2017). Kredi Temerrüt Swaplarının (CDS'lerin) Büyüme Oranıyla İlişkilendirilmesi: Türkiye Örneği. *Aksaray Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(2), 67-78.
- Değirmenci, N. & Pabuçcu, H. (2016). Borsa İstanbul Ve Risk Primi Arasındaki Etkileşim: Var ve NARX Model. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 4(35), 248-261.
- Egly, P. V., Johnk, D. W., & Liston, D. P. (2010). Foreign portfolio investment inflows to the United States: The impact of investor risk aversion and US stock market performance. *North American Journal of Finance and Banking Research*, 4(4), 25.
- Enders, W. & Lee, J. (2012). A Unit Root Test Using a Fourier Series to Approximate Smooth Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4), 574-599.
- Enders, W., & Jones, P. (2016). Grain Prices, Oil Prices, and Multiple Smooth Breaks in a VAR. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 20(4), 399-419.
- Fung, H. G., Sierra, G. E., Yau, J. & Zhang, G. (2008). Are The US Stock Market And Credit Default Swap Market Related? Evidence from the CDX Indices. *The Journal of Alternative Investments*, 11(1), 43-61.
- Ghosh, S. & Herwadkar, S. (2009). Foreign Portfolio Flows and Their Impact on Financial Markets in India. *Reserve Bank of India Occasional Papers*, 30(3), 51-72.
- Gokmenoglu, K., Kirikkaleli, D. & Eren, B.M. (2019). Time and Frequency Domain Causality Testing: The Causal Linkage between FDI and Economic Risk for the Case of Turkey. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 28(6), 649-667. doi: 10.1080/09638199.2018.1561745

- Hancı, G. (2014). Kredi Temerrüt Takasları ve BİST-100 Arasındaki İlişkinin İncelenmesi. *Maliye ve Finans Yazıları*, (102), 9-22.
- Ismailescu, I., & Kazemi, H. (2010). The Reaction of Emerging Market Credit Default Swap Spreads to Sovereign Credit Rating Changes". *Journal of Banking & Finance*, 34(12), 2861-2873. doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.05.014
- Karahan, Ö., & İpek, E. (2013). Türkiye'ye Yönelik Yabancı Sermaye Akımlarının Hacim ve Kompozisyonundaki Gelişmeler. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 11(21), 299-316. doi.org/10.11611/JMER215
- Karluk, S. R. (2013). *Uluslararası Ekonomi: Teori Politika*. İstanbul: Beta Basın Yayın Dağıtım.
- Norden, L. & Weber, M. (2009). The Co-Movement of Credit Default Swap, Bond and Stock Markets: An Empirical Analysis. *European Financial Management*, 15(3), 529-562. doi: 10.1111/j.1468-036X.2007.00427.x
- Sadeghzadeh, K. (2019). Borsa Endekslerinin Ülke Risklerine Duyarlılığı: Seçilmiş Ülkeler İçin Bir Panel Veri Analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 33(2), 435-450.
- Seyidoğlu, H. (2015). *Uluslararası İktisat*. Güzem Yayınları, 20. Baskı, İstanbul.
- Yıldırım, H. H., & Sakızcı, M. (2019). Portföy Yatırımları İle CDS Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği. *Social Sciences*, 14(5), 2777-2792. doi: 10.29228/TurkishStudies.36938



# Borsa İstanbul Bilişim Sektöründe İşlem Gören İşletmelerin Etkinliklerinin Değerlendirilmesi<sup>1</sup>

Tuba ÖZKAN<sup>2</sup>

**Makale Gönderim Tarihi:** 22 Aralık 2020

**Makale Kabul Tarihi:** 20 Ocak 2021

## Öz

Bu çalışmanın amacı, Veri Zarflama Analizi yöntemini kullanarak 2019 yılında Borsa İstanbul'da işlem gören bilişim sektörü işletmelerinin etkinliklerini karşılaştırmak ve analiz etmektir. Çalışmada dört girdi ve dört çıktıdan oluşan bir veri seti analiz edilmiştir.

İşletmelerin etkinliğinin ölçümünde girdi odaklı CCR modeli kullanılmış ve ayrıca etkin bulunan işletmeler arasında etkinlik sıralamasını görebilmek amacıyla Süper Etkinlik uygulaması yapılmıştır. Çalışma sonucunda, etkin olan ve etkin olmayan işletmeler tespit edilmiş ve etkin olmayan işletmeler için de etkinliklerini artırılabilmesi için hedef değerler hesaplanmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Veri Zarflama Analizi, Bilişim Sektörü, Borsa İstanbul, Etkinlik.

**Jel Kodları:** D53, D57, G14.

<sup>1</sup> Bu makale 15-17 Ekim 2020 tarihleri arasında Konya'da düzenlenen 4. Ekonomi Araştırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresinde (IERFM)" sözlü bildiri olarak sunulmuş ve kongre bildiri kitabında özeti yayınlanmış bildirinin genişletilmiş halidir.

<sup>2</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Atatürk Üniversitesi Oltu Beşeri ve Sosyal Bilimler Fakültesi, Finans ve Bankacılık Bölümü, tuba.ozkan@atauni.edu.tr, Orcid ID: 0000-0001-9510-2963.

## Evaluating The Efficiency of Enterprises Traded in Borsa Istanbul IT Sector

### Abstract

The purpose of this study is to compare and analyze the activities of informatics sector enterprises traded in Borsa Istanbul in 2019 using the Data Envelopment Analysis method. In the study, a data set consisting of four inputs and four outputs was analyzed.

In the measurement of the efficiency of the enterprises, the input-oriented CCR model was used and the Super Efficiency application was made in order to see the efficiency ranking among the active businesses. As a result of the study, active and ineffective enterprises were determined and target values were calculated for ineffective enterprises to increase their efficiency.

**Key Words:** Data Envelopment Analysis, Information Sector, Borsa İstanbul, Efficiency.

**Jel Codes:** D53, D57, G14.

### 1. Giriş

Küreselleşen dünyada bilişim sektörü, gün geçtikçe önemini artırmış ve diğer sektörleri de beraberinde etkileyen bir sektör haline gelmiştir. Bilişim sektörü, gerek giderek artan önemi gerekse istihdam kapasitesi ile oluşturduğu katma değeri de artırmıştır. Bilişim sektörünün gelişimiyle firmalar stratejilerine bilgi ve teknolojiyi içeren süreçleri de dâhil etmek durumunda kalmışlardır. Bilişim sektörünün diğer sektörlerin gelişimine de katkıda bulunduğu, firmaların maliyetlerine ve stratejilerine doğrudan veya dolaylı olarak etki ettiği yadsınamaz bir gerçektir. Bu bakımdan teknolojinin her geçen gün ilerlemesi bilişim sektörünün küresel bazda uyandırdığı etkiyi de beraberinde getirmekte ve sektörün pazar payının giderek artacağını işaret etmektedir. Bu sebeplerden ötürü bilişim sektörü işletmelerinin etkinlikleri ve finansal performanslarının belirlenmesi oldukça önemli hale gelmiştir. Bu doğrultuda çalışmada Borsa İstanbul (BIST) bilişim sektöründe işlem gören işletmelerin etkinliklerinin belirlenmesi hedeflenmiştir.

Etkinlik kavramının önemini iyi kavrayabilen işletmeler rakiplerine göre rekabet üstünlüğü sağlayabilmektedir. İşletmelerde etkinlik, performans ve verimliliği ölçme üzerine birçok yöntem kullanılmaktadır. Bun-

lardan biri de Veri Zarflama Analizi (VZA)'dir. Bu analiz, kar amacı olan veya olmayan işletmeler ve kuruluşların yani karar birimlerinin gö-reli etkinliğini ölçmeye yarayan doğrusal programlama tabanlı ve para-metresiz bir yöntemdir.

Bu çalışmada ise, BIST'te işlem gören bilişim sektörü işletmelerinin etkinliği VZA yöntemi yardımıyla analiz edilecektir.

## 2. Literatür Taraması

Uluslararası ve ulusal literatürde VZA yöntemi ile bilişim sektörü işletmelerinin etkinliklerini değerlendiren çalışmalardan bazılarında aşı-ğında yer verilmiştir.

Thore vd. (1996) tarafından yapılan çalışmada ABD bilgisayar sektörü işletmelerinin 10 yıllık süreçteki verimliliği ele alınmıştır. Çalış-mada girdi değişkeni olarak, sermaye yatırımları ve Ar-Ge harcamaları kullanılırken; çıktı değişkeni olarak ise, satış gelirleri, karlar ve piya-sa değeri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda Apple ve Compaq gibi ürünlerinde uzun dönemliliği ve sürekliliği gerçekleştiren işletmelerin, ve-rimlilik noktasında tutarlı oldukları belirlenmiştir.

Wang, vd. (1997) yaptıkları çalışmada bilişim teknolojisinin işlet-me performansı üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Yaptıkları araştırma sonucunda bilişim teknolojilerinin işletmelerin karlılığı üzerinde önemli bir etkisinin olduğu saptanmıştır.

Shafer ve Byrd (2000) tarafından yapılan çalışmada bilişim tekno-lojilerine yapılan yatırımların etkinliğinin ölçülmesi amaçlanmıştır. Bilişim teknolojilerinde yapılan önemli yatırımlara rağmen, yapılan çalışmalarda yatırımlara karşılık gelen iyileştirmelerin gerçekleşmediği tespit edilmiştir. Bilişim teknolojileri alanında yapılan birçok çalışmada, işletme performansı ve bilişim teknolojisi yatırımları arasında belirgin bir ilişki bulunamamaktadır. Bu konudaki sorunlar, ölçüm hataları, yatırımlar ve faydalar arasındaki gecikmeler, karların yeniden dağıtılması ve bilişim teknolojisi kaynaklarının yanlış yönetilmesidir.

Chen ve Zhu (2004) tarafından yapılan çalışmada bilişim teknolo-jilerinin işletme performansı üzerindeki etkilerinin ölçülmesi amaçlanmıştır. Bu ölçüm VZA yöntemi ile bankacılık sektöründeki işletmeler üzerinde uygulanmıştır. Çalışmada duran varlıklar, bilişim teknolojisi yatırımları ve çalışan sayısı girdi değişkeni; kar ve geri alınan krediler ise çıktı de-ğişkeni olarak kullanılmıştır. Yapılan analiz sonucunda, çalışmaya konu

olan işletmelerin bilişim teknolojisi bütçelerini verimli bir şekilde kullanmadıkları tespit edilmiştir.

Chen, vd. (2006), bilişim teknolojileri yatırımlarının işletmelerin üretkenlikleri üzerindeki etkisini değerlendirmeye çalışmışlardır. Çalışmada girdi olarak çalışan sayısı, sabit varlıklar ve bilişim teknolojisi yatırımları kullanılmıştır. Çıktı olarak ise, kar ve geri alınan krediler kullanılmıştır. Çalışma sonucunda bilişim teknolojisine yapılan yatırımların işletme performansına olan etkilerini değerlendiren yeni modeller ortaya konmuştur.

Tektüfekçi (2010), İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB)'na kote olan halka açık teknoloji işletmelerinin finansal performanslarını değerlendirmeye çalışmıştır. Girdi ve çıktı değişkenleri, işletmelerin 2007, 2008 ve 2009 yıllarına ilişkin finansal tabloları kullanılarak belirlenmiştir. Girdi değişkeni olarak; cari oran, alacak devir hızı ve toplam borçlar/öz sermaye oranı, çıktı değişkenleri olarak ise, hisse başına kazanç ve net kar/satışlar oranı kullanılarak işletmelerin etkinlikleri incelenmiş ve finansal performansları ölçülmüştür. Yapılan araştırma sonucunda yalnızca bir işletmenin girdi ve çıktı değişkenlerini en yüksek seviyede kullanarak etkin olduğu belirlenirken, işletmelerin verimli çalışmadıkları ve genel olarak düşük etkinlik seviyesine sahip oldukları görülmüştür.

Chen, vd. (2011) tarafından yapılan çalışmada, Çin bilişim sektöründe bulunan 73 işletmenin 2005-2007 yılları arasındaki performansları VZA tabanlı Malmquist yöntemi kullanılarak değerlendirilmeye çalışılmıştır. Ayrıca, Çin bilişim teknolojisi sektörünün teknik yayılımı ve verimlilik analizi de test edilmiştir. Çalışmada girdi unsuru olarak duran varlıklar, maddi olmayan duran varlıklar, çalışan sayısı ve yönetim giderleri kullanılmıştır. Çıktı unsuru olarak ise, yıllık gelir, net kar ve piyasa değeri kullanılmıştır. Çalışma sonucunda Çin bilişim sektöründeki işletmelerin birçoğunun etkin olmadığı, yalnızca 6 işletmenin etkin olduğu ve diğer işletmelerin ortalama %5,1'lik bir iyileştirmeye ihtiyacı olduğu saptanmıştır.

Çiçek ve Onat (2012) tarafından yapılan uygulama işletmelerde ürün, hizmet veya süreç odaklı olarak gerçekleştirilen inovasyon ve inovasyon odaklı faaliyetlerin işletme performansı üzerindeki etkileri tespit edilmeye çalışılmıştır. Bu amaçla İMKB'de işlem gören bilişim ve teknoloji sektörü işletmelerinin 9 tanesi belirlenmiş ve analize tabi tutulmuştur. Çalışmada 2011 yılı dönem sonu bilançolarından yararlanılmıştır. Maddi olmayan durak varlık hesap kaleminin yıllık yüzdesel değişimi, maddi



olmayan duran varlıkların aktif toplam içerisindeki payları ve araştırma ve geliştirme giderlerinin tutarları girdi değişkeni olarak tercih edilmiştir. Aktif karlılığındaki yüzde değişim ve satışlardaki yüzdesel değişim çıktı değişkenleri olarak tercih edilmiştir. Analiz sonucunda dokuz işletmeden beşinin etkin olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca işletmelerin maddi olmayan duran varlıklarına yatırım yaparak Ar-Ge faaliyetleriyle birlikte satışlarını yükselttiğinde etkinlik düzeylerinin arttığı ifade edilmiştir.

Gupta vd. (2013) çalışmalarında Hint bilişim sektöründeki işletmelerin farklı pazarlama faktörlerinin varlığında VZA ile göreceli verimliliklerini değerlendirmişlerdir. Çalışmada girdi olarak, satış ve dağıtım giderleri ile iletişim giderleri kullanılmıştır. Çıktı olarak ise, toplam gelir ve satışlar kullanılmıştır. Çalışma sonucunda Hint bilişim sektöründe etkin olan işletmeler belirlenmiştir.

Sueyoshi ve Goto (2013) tarafından yapılan çalışmada Japon bilişim teknolojileri işletmelerinin ve diğer imalat sektörü işletmelerinin kurumsal değerini değerlendirmişlerdir. Çalışmada Tokyo Borsası'nda işlem gören Japon bilişim sektörü ve imalat sektörü işletmeleri karşılaştırılmıştır. Çalışmada elde edilen sonuçlar, Ar-Ge harcamalarının bilişim sektörü ve imalatçı işletmelerin kurumsal değerini arttırdığı ve aynı zamanda bilişim sektörü işletmelerinin Ar-Ge harcamalarının Japonya'daki diğer imalat işletmeleriyle karşılaştırıldığında oldukça önemli olduğu gözlemlenmiştir.

Şengül ve Eren (2014) tarafından yapılan çalışmada Türkiye'deki bilişim teknolojileri işletmelerinin etkinlik ve performans ölçümleri değerlendirilmiştir. Çalışmada 16 bilişim teknolojisi işletmesinin 2011 ve 2012 yılı analiz edilmiştir. Çalışmada girdi değişkeni olarak cari oran, asit test oranı, toplam borç /öz sermaye oranı, kısa vadeli borç / toplam varlıklar oranı, uzun vadeli borç / toplam varlıklar oranı, özsermaye / toplam varlıklar oranı ve toplam borç / toplam varlıklar oranı kullanılmıştır. Çıktı değişkeni olarak ise net kâr marjı, özsermaye karlılığı ve aktif toplam getirisi kullanılmıştır. Çalışma sonucunda 2011 yılında 8, 2012 yılında ise 9 bilişim sektörü işletmesinin etkin olduğu belirlenmiştir.

Attila ve Kabataş (2015) tarafından yapılan çalışmada bilişim sektörü işletmelerinin finansal performanslarının değerlendirilmesi amaçlanmıştır. Borsa İstanbul'da 2010-2014 yılları arasında Bilişim Endeksi'nde işlem gören 11 adet işletmenin verileriyle yapılmıştır. Sonuç olarak BIST bilişim endeksinde bulunan işletmelerin finansal performansları değerlendirilerek etkinlikleri belirlenmiştir.

Özdağoğlu (2015) çalışmasında, BIST bilişim endeksine kayıtlı 12 işletmenin etkinliklerini analiz etmiştir. Girdi değişkeni olarak, hazır değerler, stoklar, maddi duran varlıklar ve özsermaye kalemleri seçilmiştir. Çıktı değişkeni olarak ise, brüt satış değerleri ve vergi öncesi kar seçilmiştir. Analiz sonucunda, brüt satışlar bakımından yüksek görünüme sahip bazı işletmelerin aslında etkin olmadıkları; sektör ortalamasına göre küçük sayılacak bazı işletmelerin ise tam aksine etkin işletmeler oldukları tespit edilmiştir.

Gedik (2020) çalışmasında, 2014 – 2016 yılları arasında bilişim sektöründe işlem gören ve verilerine ulaşılan 7 işletmenin etkinlik ve verimliliğini VZA modelinin devamlı Malmquist Toplam Faktör Verimliliği analiz yöntemi ile belirlemeye çalışmıştır. Çalışmada işletmelerin toplam faktör verimliliğindeki değişimi, teknolojik etkinlikte oluşan değişimle beraber teknik etkinlik değerleri araştırılarak tespit edilmiştir. Çalışmada girdi değişkeni olarak maddi duran varlıklar, stoklar, hazır değerler, özsermaye kullanılırken; çıktı değişkeni olarak vergi öncesi kar/zarar ve hasılat kullanılmıştır. Yapılan analiz sonucunda sektördeki bazı işletmeler etkin olarak tespit edilmiştir. Etkin olmayan işletmeler için iyileştirme oranları verilmiştir.

### 3. Veri ve Yöntem

1978 yılında Farrell tarafından ortaya atılan etkinlik kavramı, Charnes, Cooper ve Rhodes tarafından geliştirilmiş ve böylece veri zarflama analizinin ilk şekli oluşturulmuştur. Charnes, Cooper ve Rhodes'e (1978) göre yöntem, parametrik olmayan doğrusal matematik programlı ölçüğe göre sabit getiri getireceğini varsayar. Birimleri etkinlik sınırı ile sınırlandırıp tüm birimleri içine alacak şekilde zarflamasından dolayı yöntemin adı "Veri Zarflama Analizi" konmuştur.

VZA, karar verme birimlerinin verimliliğini ve etkinliğini değerlendirmek için parametrik olmayan doğrusal programlama yöntemidir. Analizin en önemli özelliği, birden fazla girdi ve çıktıyı veri dağılımı üzerinde herhangi bir varsayım olmaksızın aynı anda dikkate alınmasını sağlamasıdır. Her iki durumda da etkinlik, girdi ve çıktı olarak oransal değişim açısından ölçülür (Behdioğlu ve Özcan, 2009).

CCR ve BCC modelleri olmak üzere 2 farklı VZA modeli bulunmaktadır. CCR modeli, 1978'de Charnes ve arkadaşları tarafından ölçekli olarak sürekli getiri varsayımı altında geliştirilmiştir. "Girdi odaklı" ve "çıktı odaklı" olarak adlandırılan 2 farklı CCR modeli de vardır. Girdi

odaklı CCR modeline göre, belirlenen bir çıktı seviyesine ulaşmak için ne kadar girdinin değiştirilmesi gerektiğini belirlemek amaçlanmıştır. Öte yandan, çıktı odaklı CCR modelinde girdi seviyesinde herhangi bir değişiklik yoktur. Bu modelde, daha önce belirlenen girdi seviyesine ulaşmak için çıktı seviyesinin ne kadar arttırılması gerektiğine karar verilmesi amaçlanmıştır (Charnes vd., 1978).

Hesaplamanın sonunda, her birim "0" ve "1" arasında bir verimlilik puanı alır. "1" alan üniteler etkin olarak kabul edilir. Diğer taraftan, birimler "1" den daha düşük bir değer alırsa etkinsiz olarak kabul edilir.

Aşağıda CCR modelinin matematiksel formu verilmiştir (Demirci, 2018).

$$Enbh_j = \sum_{r=1}^n u_r y_r \quad (1)$$

$$\sum_{i=1}^m v_i x_i = 1 \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \sum_{r=1}^n u_r y_r - \sum_{i=1}^m v_i x_i &\geq 0 \\ u_r, v_i &\geq 0 \end{aligned} \quad (3)$$

Çalışmada ayrıca süper etkinlik uygulaması yapılarak, VZA uygulaması sonucunda etkin olarak değerlendirilen işletmelerin kendi aralarındaki etkinlik sıralamasını görebilmek amaçlanmıştır.

Etkin her bir KVB, süper etkinlik modelinde etkinlik sınırından çıkarılmakta ve çıkarılan bu KVB'nin yeniden belirlenen etkin sınıra olan uzaklığı ölçülmektedir. Elde edilen süper etkinlik skorları arasından en yüksek değere sahip olan KVB en etkin birim olacaktır. Etkin birimler arasındaki sıralama, her bir etkin KVB'nin elde ettiği süper etkinlik skorlarına göre büyükten küçüğe doğru sıralanarak yapılır. Süper etkinlik modeli aşağıda gösterilmektedir (Perçin ve Çakır, 2012):

$$F_k = \min \theta_k \quad (4)$$

$$\sum_{j=1}^s \lambda_j X_{ij} + S_i^- - \theta_k X_{ik} = 0 \quad i = 1, \dots, m \quad (5)$$

$$\sum_{j=1}^s \lambda_j Y_{rj} - S_r^+ - Y_{rk} = 0 \quad r = 1, \dots, s \quad (6)$$

$$\lambda_j, S_i^-, S_r^+ \geq 0 \quad (7)$$

Bu çalışmada, VZA' nın CCR modeli, BIST bilişim sektöründe işlem gören işletmelerin etkinliğini tahmin etmek için kullanılmıştır. İşletmelere ait girdi ve çıktıların değerlerine, Kamuyu Aydınlatma Platformu (KAP) resmi internet sitesinden ulaşılmıştır. Elde edilen veriler ile işletmelerin 2019 yılındaki etkinlikleri EMS 1.3 paket programı yardımıyla analiz edilmiştir.

**Tablo 1.** Çalışmada Kullanılan Girdi ve Çıktı Değişkenleri

Girdiler	Çıktılar
Cari Oran	Piyasa Değeri/Defter Değeri
Nakit Oran	Aktif Karlılık
Alacak Devir Hızı	Özsermaye Karlılığı
Satışların Maliyeti Artış Oranı	Net Satışların Artış Oranı

Etkinlikleri analiz edilen işletmeler Tablo 2' de listelenmiştir.

**Tablo 2.** Analiz Kapsamında Yer Alan İşletmeler

	BIST İşlem Kodu	İşletmeler
1	ALCTL	Alcatel Lucent Teletaş Telekomünikasyon A.Ş.
2	ARDYZ	Ard Grup Bilişim Teknolojileri A.Ş.
3	ARENA	Arena Bilgisayar Sanayi ve Ticaret A.Ş.
4	ARMDA	Armada Bilgisayar Sistemleri Sanayi ve Ticaret A.Ş.
5	DGATE	Datagate Bilgisayar Malzemeleri Ticaret A.Ş.
6	DESPC	Despec Bilgisayar Pazarlama ve Ticaret A.Ş.
7	ESCOM	Escort Teknoloji Yatırım A.Ş.
8	FONET	Fonet Bilgi Teknolojileri A.Ş.
9	INDES	İndeks Bilgisayar Sistemleri Mühendislik Sanayi ve Ticaret A.Ş.
10	KFEIN	Kafein Yazılım Hizmetleri Ticaret A.Ş.
11	KAREL	Karel Elektronik Sanayi ve Ticaret A.Ş.
12	KRONT	Kron Telekomünikasyon Hizmetleri A.Ş.
13	LINK	Link Bilgisayar Sistemleri Yazılımı Ve Donanımı Sanayi ve Ticaret A.Ş.
14	LOGO	Logo Yazılım Sanayi ve Ticaret A.Ş.
15	NETAS	Netaş Telekomünikasyon A.Ş.
16	PAPIL	Papilon Savunma-Güvenlik Sistemleri Bilişim Mühendislik Hizmetleri İthalat İhracat Sanayi ve Ticaret A.Ş.
17	PKART	Plastikkart Akıllı Kart İletişim Sistemleri Sanayi ve Ticaret A.Ş.
18	SMART	Smartiks Yazılım A.Ş.

#### 4. Bulgular

Bilişim sektöründe 2019 yılında BIST'te işlem gören 18 işletmenin girdiye yönelik yaklaşım tercih edilerek CCR modeli yardımıyla etkinlik değerleri hesaplanmıştır.

**Tablo 3.** 2019 Yılında BIST'te İşlem Gören İşletmelerin Girdiye Yönelik CCR Modeli Etkinlik Skorları (% cinsinden)

İşletmeler	Etkinlik Skoru
ALCTL	69,30
ARDYZ	100,00
ARENA	100,00
ARMDA	76,06
DGATE	100,00
DESPC	100,00
ESCOM	100,00
FONET	100,00
INDES	100,00
KFEIN	72,95
KAREL	100,00
KRONT	100,00
LINK	75,67
LOGO	100,00
NETAS	100,00
PAPIL	47,01
PKART	58,05
SMART	66,10
<b>Tüm İşletmelerin Etkinlik Ortalaması</b>	<b>86,95</b>
<b>Etkin Bulunan İşletme Sayısı</b>	<b>11</b>
<b>Tüm İşletmelerin Etkinlik Yüzdesi</b>	<b>61,11</b>

Tablo 3'de verilen analiz sonucuna göre, 2019 yılında BIST'te işlem gören 18 işletmeden 11'inin (ARDYZ, ARENA, DGATE, DESPC, ESCOM, FONET, INDES, KAREL, KRONT, LOGO ve NETAS) etkin olduğu, 7'sinin (ALCTL, ARMDA, KFEIN, LINK, PAPIL, PKART ve SMART) etkin olmadığı görülmektedir. Tüm işletmelerin etkinlik ortalamasının %86,95, etkinlik yüzdesinin ise %61,11 olduğu görülmektedir.

Tablo 4'te, VZA uygulaması sonucunda etkin olarak değerlendirilen işletmelerin kendi aralarındaki üstünlük sıralamasını gösteren süper etkinlik uygulamasının sonuçları gösterilmektedir.

**Tablo 4.** 2019 Yılında BIST'te İşlem Gören Etkin İşletmelerin Süper Etkinlik Skorları (% cinsinden) ve Sıralamaları

İşletmeler	Süper Etkinlik Skoru	Sıralama
DESPC	big	1
ARDYZ	453,65%	2
ESCOM	428,59%	3
KRONT	263,43%	4
LOGO	204,95%	5
FONET	166,05%	6
KAREL	137,12%	7
INDES	136,71%	8
NETAS	135,84%	9
ARENA	110,69%	10
DGATE	100,88%	11

Elbette işletme yöneticileri, tasarruf sahipleri ve yatırımcılar etkin bulunan işletmeleri kendi içlerinde sırlamak ve hangisinin diğerlerine göre daha etkin olduğunu görmek isteyebilirler. Bu bağlamda süper etkinlik skorları sayesinde etkin işletmeler arasında oluşturulacak sıralama daha anlamlı sonuçlar verebilmektedir.

Tablo 4'te verilen süper etkinlik sonuçlarına göre; etkin işletmelerin etkinlik oranları en yüksekten en düşük etkinlik oranına göre sıralandığında en yüksek orana sahip işletmenin Despec Bilgisayar Pazarlama ve Ticaret A.Ş.'nin olduğu, en düşük orana sahip işletmenin ise Datagate Bilgisayar Malzemeleri Ticaret A.Ş. olduğu görülmektedir.

CCR modeli sonucunda, etkin olmayan işletmelerin gerçekleşen değerleri, etkin olmaları için gereken hedef değerleri, iyileştirme oranları ve hangi işletmeleri referans almaları gerektiği sırasıyla Tablo 5'te verilmiştir.

**Tablo 5.** 2019 Yılında CCR VZA Modeliyle Etkin Olmayan İşletmeler İçin Hedef Değerler, İyileştirme Oranları ve Referans Kümeleri

İşletme	Değişkenler		Gerçekleşen	Hedef	İyileştirme (%)	Referans Kümesi
ALCTL	Girdiler	Cari Oran	2,08	1,23	-0,41	KRONT LOGO NETAS
		Nakit Oran	69,18	24,12	-0,65	
		Alacak Devir Hızı	2,40	1,68	-0,30	
		Satışların Maliyeti Artış Oranı	59,18	41,40	-0,30	
	Çıktılar	Piyasa Değeri/Defter Değeri	2,21	2,23	0,01	
		Aktif Karlılık	-3,96	1,74	-1,44	
		Özsermaye Karlılığı	-9,68	-2,90	-0,70	
	Net Satışların Artış Oranı	31,87	32,14	0,01		
ARMDA	Girdiler	Cari Oran	0,89	0,87	-0,02	ARDYZ ARENA LOGO
		Nakit Oran	13,80	21,57	0,56	
		Alacak Devir Hızı	93,25	2,29	-0,98	
		Satışların Maliyeti Artış Oranı	185,08	15,10	-0,92	
	Çıktılar	Piyasa Değeri/Defter Değeri	0,67	1,40	1,10	
		Aktif Karlılık	6,13	4,48	-0,27	
		Özsermaye Karlılığı	7,11	9,26	0,30	
	Net Satışların Artış Oranı	0,13	18,83	138,90		
KFEIN	Girdiler	Cari Oran	45,72	0,66	-0,99	ARDYZ DESPC LOGO
		Nakit Oran	13,58	17,24	0,27	
		Alacak Devir Hızı	99,49	0,95	-0,99	
		Satışların Maliyeti Artış Oranı	-23,07	4,36	-1,19	
	Çıktılar	Piyasa Değeri/Defter Değeri	0,59	1,44	1,42	
		Aktif Karlılık	18,49	5,32	-0,71	
		Özsermaye Karlılığı	19,05	9,47	-0,50	
	Net Satışların Artış Oranı	0,47	8,13	16,48		
LINK	Girdiler	Cari Oran	0,18	2,48	12,73	ARDYZ DESPC LOGO
		Nakit Oran	9,87	72,64	6,36	
		Alacak Devir Hızı	31,20	3,72	-0,88	
		Satışların Maliyeti Artış Oranı	11,39	19,76	0,74	
	Çıktılar	Piyasa Değeri/Defter Değeri	0,69	5,83	7,46	
		Aktif Karlılık	1,89	20,54	9,87	
		Özsermaye Karlılığı	5,20	37,26	6,17	
	Net Satışların Artış Oranı	0,27	35,76	132,99		

PAPIL	Girdiler	Cari Oran	2,41	4,83	1,00	ARDYZ DESPC ESCOM
		Nakit Oran	2,24	10,90	3,87	
		Alacak Devir Hızı	58,73	6,07	-0,90	
		Satışların Maliyeti Artış Oranı	82,33	-31,52	-1,38	
	Çıktılar	Piyasa Değeri/Defter Değeri	0,35	3,26	8,35	
		Aktif Karlılık	3,39	17,77	4,24	
		Özsermaye Karlılığı	5,82	30,55	4,25	
	Net Satışların Artış Oranı	0,21	-33,78	-165,46		
PKART	Girdiler	Cari Oran	0,43	1,15	1,70	ARDYZ FONET LOGO NETAS
		Nakit Oran	11,61	38,68	2,33	
		Alacak Devir Hızı	84,83	1,96	-0,98	
		Satışların Maliyeti Artış Oranı	-80,54	11,95	-1,15	
	Çıktılar	Piyasa Değeri/Defter Değeri	0,49	2,97	5,07	
		Aktif Karlılık	11,33	9,61	-0,15	
		Özsermaye Karlılığı	13,28	17,82	0,34	
	Net Satışların Artış Oranı	0,35	20,14	57,14		
SMART	Girdiler	Cari Oran	1,01	1,87	0,84	ARDYZ KRONTO LOGO
		Nakit Oran	10,31	31,42	2,05	
		Alacak Devir Hızı	67,53	1,98	-0,97	
		Satışların Maliyeti Artış Oranı	14,14	30,85	1,18	
	Çıktılar	Piyasa Değeri/Defter Değeri	0,36	3,44	8,68	
		Aktif Karlılık	5,44	16,14	1,97	
		Özsermaye Karlılığı	8,02	24,79	2,09	
	Net Satışların Artış Oranı	0,31	25,85	82,35		

## 6. Sonuç

Son yıllarda bilim ve teknoloji alanındaki gelişmeler sonucunda bilişim sektörünün önemi, sektörde faaliyet gösteren firma sayısı ve sektörün ekonomik büyüklüğü her geçen gün artış göstermektedir. Bilişim sektörünün gün geçtikçe öneminin arttığı bu ortamda bilişim alanındaki işletmelerin etkinlik ve verimliliklerinin analizi oldukça önemli hale gelmektedir. Sektör performansı, gerek sektörde altyapı yatırımlarına giden firmalar, gerekse de sektöre finansal yatırım yaparak getiri elde etmekte isten yatırımcılar için önem arz etmektedir.

Bu öneme istinaden bu çalışmada, 2019 yılında BIST'te işlem gören 18 bilişim sektörü işletmesinin etkinlikleri VZA yönteminin girdi odaklı CCR modeli ile analiz edilmiştir. Analizde girdi birimleri Cari Oran, Nakit Oran, Alacak Devir Hızı ve Satışların Maliyeti Artış Oranı, çıktı birimleri ise Piyasa Değeri/Defter Değeri, Aktif Karlılık, Özsermaye Karlılığı ve Net Satışların Artış Oranı olarak belirlendi. Analiz sonucunda,



11 işletme etkin bulunurken 7 işletme etkin bulunamamıştır. Etkin bulunan işletmeleri kendi içlerinde sıralamak ve hangisinin diğerlerine göre daha etkin olduğunu görmek için süper etkinlik analizi yapılmıştır. Süper etkinlik skorları sayesinde etkin işletmeler arasında oluşturulacak sıralama daha anlamlı sonuçlar verebilmektedir. Süper etkinlik analizi sonucunda ise, en yüksek etkinlik oranına sahip işletmenin Despec Bilgisayar Pazarlama ve Ticaret A.Ş., en düşük etkinlik oranına sahip işletmenin ise Datagate Bilgisayar Malzemeleri Ticaret A.Ş. olduğu görülmektedir.

Analizde kullanılan girdi ve çıktı birimlerinin çeşitlendirilmesi sonuçlarda farklılıklara neden olabilir. Giriş ve çıkış birimleri, işletme yöneticilerinin ve muhtemel yatırımcıların görüşlerine göre yeniden düzenlenebilir.

## Kaynakça

- Attila, İ. ve Kabataş, Y. (2015). Türkiye’de Bilişim Sektöründe Faaliyet Gösteren İşletmelerin Finansal Performanslarının Değerlendirilmesi: Veri Zarflama Analizi Uygulaması. *Vergi Sorunları Dergisi*, 327, 166-175.
- Behdioğlu, S. ve Özcan, G. (2009). Veri Zarflama Analizi ve Bankacılık Sektöründe Bir Uygulama. *Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Dergisi*, 14(3), 301-326.
- Charnes, A., Cooper, W.W. and Rhodes, E. (1978). Measuring Efficiency of Decision Making Units. *European Journal of Operational Research*, 2(6), 429-444.
- Chen, Y. Liang, L. Yang, F. and Zhu, J. (2006). Evaluation of Information Technology Investment: A Data Envelopment Analysis Approach. *Computers & Operations Research*, 33(5), 1368-1379. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.cor.2004.09.021>
- Chen, Y. and Zhu, J. (2004). Measuring Information Technology’s Indirect Impact on Firm Performance. *Information Technology and Management*, 5, 9-22.
- Chen, X. Wang, X. Wu, D.D. and Zhang, Z. (2011). Analysing Firm Performance in Chinese IT Industry: DEA Malmquist Productivity Measure. *International Journal of Information Technology and Management*, 10(1), 3-23. Doi: <https://doi.org/10.1504/IJITM.2011.037759>
- Çiçek, H. ve Onat, O. K. (2012). İnovasyon Odaklı Faaliyetlerin Firma Performansına Etkisinin Veri Zarflama Analizi ile Belirlenmesi; İMKB Üzerine Bir Araştırma. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 4(7), 46-53.
- Demirci, A. (2018). Teori ve Uygulamalarla Veri Zarflama Analizi. *Gazi Kitabevi*, Ankara.
- Gedik, A. (2020). Ekonomik Kalkınmada Bilişim Sektörünün Etkinliği Üzerine Bir Uygulama. *Journal of Academic Perspective on Social Studies*, (1), 67-83.
- Gupta, O. Kavidayal, P. C. and Mishra, R. C. (2013). Evaluating Significance of Marketing in Indian IT Companies Using DEA. *Global Journal of Management and Business*, 13(5).
- Özdağoğlu, A. (2015). Bilişim Sektöründeki Şirketlerin Etkinliklerinin Veri Zarflama Analizi ile Değerlendirilmesi. *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(2), 331-340.
- Perçin, S. ve Çakır, S. (2012). Demiryollarında Süper Etkinlik Ölçümü: Türkiye Örneği. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 27(1), 29-45.
- Shafer, S.M. and Byrd, T.A. (2000). A Framework for Measuring the Efficiency of Organizational Investments in Information Technology Using Data Envelopment Analysis. *The International Journal of Management Science*, 28(2), 125-141. Doi: [https://doi.org/10.1016/S0305-0483\(99\)00039-0](https://doi.org/10.1016/S0305-0483(99)00039-0)
- Sueyoshi, T. and Goto, M. (2013). A Use of DEA-DA to Measure Importance of R&D Expenditure in Japanese Information Technology Industry. *Decision Support Systems*, 54(2), 941-952. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.dss.2012.09.017>
- Şengül, Ü. ve Eren, M. (2014). An Alternative Dynamic SBM Measure: A Case of the Information Technology Sector in Turkey. *Review of European Studies*, 6(3), 81-90.

- Tektüfekçi, F. (2010). İMKB'ye Kayıtlı Halka Açık Teknoloji Şirketlerinde Finansal Etkinliğin Veri Zarflama Analizi ile Değerlendirilmesi. *Organizasyonel ve Yönetim Bilimleri Dergisi*, 2(2), 69-77.
- Thore, S., Fred, P., Ruefli, Tw. and Yue, P. (1996). DEA and the Management of the Product Cycle: The U.S. Computer Industry. *Computers & Operations Research*, 23(4), 341-356. Doi: [https://doi.org/10.1016/0305-0548\(95\)00043-7](https://doi.org/10.1016/0305-0548(95)00043-7)
- Wang, C.H., Gopal, R. D. and Zionts, S. (1997). Use of Data Envelopment Analysis in Assessing Information Technology Impact on Firm Performance. *Annals of Operations Research*, 73, 191-213. Doi: <https://doi.org/10.1023/A:1018977111455>



## YAZIM KURALLARI

- Gnderilecek yazılar, Microsoft Office Word programında, A4 sayfa dzeninde, Times New Roman yazı karakteri ve 11 punto kullanılarak yazılmalıdır.
- Kenarlarda (alt, st, sađ ve sol) 2.5 cm boşluk bırakılmalıdır.
- Yazılar bir satır aralıđı ile yazılmalı, paragraflar her iki yana yaslı olmalı, paragrafa başlarken girinti bırakılmamalı, paragraflar arasında bir satır boşluk bırakılmalıdır.
- Gnderilecek yazılar, metin, tablo, Őekil, kaynakça ve ekleri dhil, 20 sayfayı gememelidir.
- DergiPark zerinden kr hakemlik sistemi uygulandıđı iin makale ve kapak iki ayrı dosya Őeklinde gnderilmelidir.
- Kapak sayfasında makalenin adı, btn yazarların adı soyadı, unvanı, grev yerleri, e-posta adresleri, orcid numaraları, birden fazla yazar varsa sorumlu yazar, telefon numarası, varsa teŐekkr edilecek kiŐiler/kurumlar ile diđer aıklama ve notlar yer almalıdır.
- Makalenin iinde yazara ait bilgiler yer almamalıdır.
- Bilimsel makalenin yazımı ve dzenlenmesinde aŐađıdaki hususlar dikkate alınmalıdır.

### Başlık

- Yazının konusu hakkında bilgi veren, kısa, sayfanın sol st kenarından baŐlayarak 6 cm boşluk kalacak Őekilde yazılmalıdır. Başlık, hem Trke, hem de İngilizce olarak hazırlanmalıdır.

### z

- Trke başlıktan sonra Trke z blm yazılır. z, alıŐmanın amacını, uygulanan yntemleri, bulguları ve sonucu kısaca aıklamalıdır. Trke z, 100 kelimeyi aŐmamalıdır.
- z 10 punto ile italik olarak yazılmalıdır.

### Anahtar Kelimeler

- Trke zn sonuna yazının ieriđini en iyi anlatan en fazla drt adet anahtar kelime verilmelidir.

**Jel Sınıflandırması**

- Çalışma için uygun Jel sınıflandırma numaraları verilmelidir.

**İngilizce Başlık**

- Türkçe metinden sonra üç satır boşluk bırakılıp İngilizce başlık yazılmalıdır.

**Abstract**

- Türkçe Öz'ün İngilizce'si yazılmalı. İngilizce özet 100 kelimeyi aşmamalıdır.
- Abstract 10 punto ile italik olarak yazılmalıdır.

**Keywords**

- Anahtar kelimelerin İngilizce'si yazılmalıdır.

**Jel Classification**

- Çalışma için uygun Jel sınıflandırma numaraları verilmelidir.

**Giriş ve Sonuç**

- Giriş ikinci sayfanın başından başlamalı "1. Giriş" şeklinde yazılmalıdır.
- Çalışmanın önemi ve amacı belirtilmelidir.
- Çalışmanın "Sonuç" kısmı da numaralandırılmalıdır.

**Başlık ve Alt Başlıklar**

- Bütün başlıkların ilk harfleri büyük, diğer harfler küçük yazılmalıdır.
- Ana başlıklar "1. Giriş" ten itibaren, alt başlıklar düzeylerine göre "2.1. şeklinde numaralandırılmalıdır.
- Bütün başlıklar koyu yazılmalı.
- Bütün başlıklardan önce ve sonra bir satır boşluk bırakılmalıdır.

**Şekiller ve Tablolar:**

- Metin içerisinde kullanılacak tüm şekil ve tablolar metin içerisinde ilgili yere yerleştirilmeli ve sırasıyla numaralandırılmalıdır. Tablo başlıkları üst tarafta, şekil altları ise alt tarafta yer almalıdır. Orijinal olmayan tablo ve şekillerin alındığı kaynak belirtilmelidir.

## Denklemler

- Denklemlere sıra numarası verilmelidir.

## Kaynak Gösterme

- Makalelerde kaynak gösterme ve atıf yapma APA (The American Psychological Association- Amerikan Psikoloji Derneği) yayım kılavuzuna göre yapılmalıdır.
- Yararlanılan eserler, başlık numarası verilmeden "Kaynakça" bölümünde belirtilmelidir.
- Yararlanılan bütün eserler kaynakçada belirtilmelidir. Kaynakça makale içinde atıfta bulunulan tüm kaynakları kapsamlı, makalede atıfta bulunulmayan eserler kaynakçada yer almalıdır.

## Ekler

- Çalışmaya ek verilmesi durumunda ekler numaralandırılarak kaynakçadan sonra yerleştirilmelidir.

## Atıflar

- Atıflar dipnotlarda değil metin içinde yapılmalıdır.
- Cümlelerin içerisinde eserin künyesine ait bilgi yer almadan cümle kurulmuş ise, cümlelerin sonunda (Sharpe, 2005) şeklinde gösterilebilir. Yazar sayısı iki ise (Altınok ve Eken, 2005) şeklinde gösterilmelidir.
- Sayfa belirtilmek istenmesi durumunda, yılın devamına virgül ile ayrılarak eklenebilir. Örnek; bakınız Ensari (2007, s. 126.)
- Aynı cümlelerin içeriğinde birden fazla esere atıf yapıldığında, ortak parantezin içindeki eserler noktalı virgül ile ayrılmalıdır. Örnek: (Sharpe, 2005; Koy, 2017)
- Eserin künyesi, cümlelerin ögesi ise, yazarın soyadı ve parantez içerisinde yayın yılı yazılır: Örnek: Sharpe (2005)'e göre ....
- Birden fazla yazar olması durumunda: Eken, Selimler ve Koy (2005)'a göre
- İki'den fazla yazar olması durumunda, ilk kullanımda tüm yazarlar sonraki kullanımlarda Eken ve diğerleri (2005) şeklinde yazılmalıdır.

- Atıf yapılan yazarın aynı yıl yayınlanmış eserleri olması durumunda, bu eserleri ayırmak için a, b, c harfleri kullanılır. Örnek: İlseven (2005a) ya da İlseven (2005b)
- Bütün kısaltmalar ilk kullanımda parantez içinde kısaltılmamış halleri yazılmalıdır.
- Kurumlara ilişkin çalışmalara atıfta bulunulmak istendiğinde kısaltmalar kullanılabilir. Bazı durumlarda eserin kısa ismi açıklayıcı bilgi olarak kullanılmalıdır. Örnek (SPK xxx No'lu Tebliğ 2004)
- Kanunlara, Tebliğ, Yönetmeliklere vb. atıfta bulunulması durumunda, kanun sayı ve/veya numarası ile madde numarası açıkça yazılmalıdır. Örnek (3167 s. Çek K. m. 16)

### Kaynakça Önekleri

- **Kitap:**

Krolzig, H.-M. (2013). *Markov-Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer Science & Business Media.

Bildirici, M. E., Alp, E. A., Ersin, Ö. Ö., & Bozoklu, Ü. (2010). *İktisatta Kullanılan Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Yöntemleri*. İstanbul: Türkmen Kitabevi.
- **Kitap İçinde Bölüm:**

Paradi, J. C., Yang, Z., & Zhu, H. (2011). Assessing Bank and Bank Branch Performance. In W. W. Cooper, L. M. Seiford, & J. Zhu (Eds.), *Handbook on Data Envelopment Analysis* (pp. 315-361). Boston, MA: Springer US.
- **Makale:**

Avkiran, N. K. (2011). Association of DEA Super-Efficiency Estimates with Financial Ratios: Investigating The Case For Chinese Banks. *Omega*, 39(3), 323-334. doi:10.1016/j.omega.2010.08.001