



# GAZIANTEP UNIVERSITY JOURNAL OF SOCIAL SCIENCES

Journal homepage: <http://dergipark.org.tr/tr/pub/jss>



## Araştırma Makalesi • Research Article

### Türkiye’de Yaşanan Covid-19 Salgınlarının Kıymetli Madenler ve Taşlar Piyasasına Etkisi: Borsa İstanbul’dan Kanıtlar

*The Effect of Covid-19 Outbreak Experienced in Turkey on the Precious Metal and Diamonds Market: Evidence from Borsa Istanbul*

Selim GÜNGÖR<sup>a\*</sup>, Emrah ŞAHİN<sup>b</sup>

<sup>a</sup>Dr. Öğr. Üyesi, Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi, Reşadiye Meslek Yüksekokulu, Tokat / TÜRKİYE

ORCID: 0000-0002-2997-1113

<sup>b</sup>Öğr. Gör. Dr., Hitit Üniversitesi, Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu, Çorum / TÜRKİYE

ORCID: 0000-0002-1001-6511

#### MAKALE BİLGİSİ

*Makale Geçmişi:*

Başvuru tarihi: 4 Mart 2021

Kabul tarihi: 16 Haziran 2021

*Anahtar Kelimeler:*

Metal fiyatları,

Covid-19 salgını,

Maki eşbütünleşme testi,

FMOLS katsayı tahmincisi

#### ARTICLE INFO

*Article History:*

Received March 4, 2021

Accepted June 16, 2021

*Keywords:*

Metal prices,

Covid-19 epidemic,

Maki cointegration test,

FMOLS coefficient estimator

#### ÖZ

Bu çalışmanın amacı, 17.03.2020-05.02.2021 dönemi için Covid-19 salgınının kıymetli madenler ve taşlar piyasasına etkisini ortaya koymaktır. Bu doğrultuda, çalışmada ilk olarak Türkiye'nin Covid 19 kaynaklı günlük vefat ve vaka sayıları ile altın, gümüş, platin ve paladyum fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı Maki eşbütünleşme testiyle araştırılmış, gümüş, platin ve paladyum fiyatları ile vaka sayıları arasında ve gümüş ve platin fiyatları ile vefat sayıları arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu belirlenmiştir. Ancak, altın fiyatları ile vaka ve vefat sayıları ve paladyum fiyatları ile vefat sayıları arasında anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir. Çalışmada son olarak, yapısal kırılmalar dikkate alınarak uzun dönemli ilişki tespit edilen seriler arasındaki ilişkinin büyüklüğü FMOLS tahmincisiyle araştırılmış, uzun dönemde gümüş fiyatları ile vaka ve vefat sayıları arasında negatif yönlü bir ilişkinin olduğu belirlenmiştir. Ayrıca platin fiyatları ile vaka ve vefat sayıları ve paladyum fiyatları ile vaka sayıları arasındaki ilişkinin istatistiksel açıdan anlamlı olmadığı ve yapısal kırılmaların ilgili metallerin fiyatları üzerindeki etkisinin zamana bağlı olarak değişkenlik gösterdiği bulguları elde edilmiştir.

#### ABSTRACT

The purpose of this study is to reveal the effect of the Covid-19 outbreak on the precious metals and diamonds market for the period 17.03.2020-05.02.2021. In this context, firstly in the study, it has been investigated that the existence of long-run relationship between Turkey's daily deaths and Covid-19 daily cases caused by Covid-19 and daily gold, silver, platinum and palladium prices by Maki cointegration test, it has been determined that there is a long-term relationship between silver, platinum and palladium prices and the numbers of cases, and between silver and platinum prices and the numbers of deaths. However, it could not be determined that there are significant relationship between gold prices and the number of cases and deaths and between palladium prices and the number of deaths. Finally, in the study, the magnitude of the relationship between series which have been determined long term relationship has been investigated through the FMOLS estimator by taking into account structural breaks, it has been determined that there is a negative-way relationship between silver prices and the numbers of cases and deaths in the long run. Furthermore, it has been concluded that there are not statistically significant relationship between platinum prices and the numbers of cases and deaths and palladium prices and the numbers of cases and the effect of structural breaks on the prices of the relevant metals varies depending on time.

\* Sorumlu yazar/Corresponding author.

e-posta: [selim.gungor@gop.edu.tr](mailto:selim.gungor@gop.edu.tr)

## EXTENDED ABSTRACT

It is a known fact that in times of crisis, precious metals such as gold are used as a safe haven in order to protect themselves from risks. Gold prices, which have been adversely affected by the process in the first waves of the epidemic, have been increased to over \$ 2000 in August 2020, thanks to the programs of governments and central banks to support economies. Although the discovery and implementation of the Covid-19 vaccine at the end of 2020 has been welcomed by the markets, the uncertainty in the recovery time of the economies have been caused the gold investors to increase rather than change their position, causing the prices to continue their upward trend. Investors, who could not meet their expectations for gold, have directed their investments to silver, platinum and palladium, which have a more affordable price per unit than gold and have fewer institutional investors.

From this point of view, the aim of the study is to reveal the impact of the Covid-19 epidemic on the precious metals and diamonds market. When the literature is examined, it is seen that they generally focus on stock markets, studies which are investigated the effect of Covid-19 outbreak experienced in Turkey on financial markets and studies on the precious metals market only deal with gold prices. In this context, it can be said that the study has a unique quality in terms of considering the effect of Covid-19 within a wide number of periods, taking into account the prices of silver, platinum and palladium together with gold prices. In this context, it can be said that the study has an original qualification in terms of considering the effect of Covid-19 within a wide number of periods, taking into account the prices of silver, platinum and palladium together with gold prices. In the study, regarding the period 17.03.2020-05.02.2021 Turkey's daily deaths and daily cases caused by Covid-19 and daily gold, silver, platinum and palladium prices in TL/kg have been considered and the series have been included in the analysis by taking their natural logarithms.

In the study, the existence of long-term relationships between series has been investigated by Maki multiple structural break cointegration test, it has been determined that there are long-term relationship between silver, platinum and palladium prices and the numbers of cases, and between silver and platinum prices and the numbers of deaths. However, it could not be determined that there is a significant relationship between gold prices and the number of cases and deaths and between palladium prices and the number of deaths.

Although gold stands out as a safe haven in the first waves of the epidemic, the panic atmosphere caused by the epidemic has negatively has been affected gold prices, albeit for a short time. However, the support programs provided by governments and central banks have been led to a rapid recovery in the markets and an upward trend in gold prices. Despite the positive developments in vaccination studies towards the end of 2020, the expectations that the recovery in the world economies will take time has been caused the gold investors to increase their positions without changing their positions and to keep hold of golds. These mentioned issues support the findings that there is no long-term relationship between gold prices and the number of cases and deaths.

Investors, who could not evaluate the increase in gold prices during the epidemic, have increased the demand for the relevant metals, acting with the idea that they could buy more silver, platinum and palladium on a quantity basis with their purchasing power. Another reason investors are turning to these metals is that the metals involved are less liquid compared to gold, and it takes less effort for investors to move metal prices up or down. From this point of view, it can be said that, the long-term relationship between the number of cases and the prices of silver, platinum and palladium, and between the silver and platinum prices and the number of deaths are stemmed from the fact that investors engage in some activities that led the metal prices move up or down in direct proportion to the increase or decrease in the number of cases and deaths in the relevant period.

Finally, in the study, the magnitude of the relationship between series which have been determined long term relationship has been investigated through the FMOLS estimator by taking into account structural breaks, it has been determined that there is a negative-way relationship between silver prices and the numbers of cases and deaths in the long run. Furthermore, it has been concluded that there are not statistically significant relationship between platinum prices and the numbers of cases and deaths and palladium prices and the numbers of cases and the effect of structural breaks on the prices of the relevant metals varies depending on time.

The negative-way relationship between silver prices and the number of cases and deaths in the long term can be attributed to the uncertainty and panic situations that result from the fluctuations in the number of cases and deaths in the relevant period, limiting the range of action of investors.

Although research has been only carried out in Turkey sample, data on the number of cases and deaths are published on public holidays such as weekends and festive holidays, data on metal prices not being disclosed due to the stock market being closed these days and considering the metal prices in TL in the research represent the limitations of the study. In case Covid-19 epidemic continues, in future studies, by dealing with data on the number of cases and deaths (such as change series) and metal prices (such as return and volatility series) in different ways, new findings can be obtained with current time series and financial econometrics methods.

## Giriş

Aralık 2019 tarihinde ilk vakaların görüldüğü Çin'in Wuhan şehrinde bir balık ürünleri pazarında ortaya çıktığı düşünülen Covid-19 salgını aradan bir yılı aşkın bir süre geçmesine rağmen hala etkisini yitirmemiştir. Çinli yetkilileri ilk olarak 12 Ocak 2020 tarihinde Dünya Sağlık Örgütü'nü (DSÖ) doğrulanmış 41 vaka ile bilgilendirmiş olup bu vakaların semptom başlangıcının 8 Aralık 2019 olduğunu bildirmiştir (Dünya Sağlık Örgütü, 2020a). Şubat 2020 itibarıyla 115 milyonun üzerinde vaka ve 2,5 milyonun üzerinde vefat eden kişi sayısı (Dünya Sağlık Örgütü, 2020b) 1918-1920 yılları arasında ortaya çıkan İspanyol gribinden sonraki en büyük salgın olduğu söylenebilir. 2021 yılının başlarında aşılama uygulamaya başlaması sevindirici bir gelişme olsa da, aşılama faaliyetlerinin yavaş ilerlemesi ve hala dünyanın birçok ülkesinde aşılama faaliyetlerinin başlamamış olması salgının biran önce yok edilmesi noktasında kaygı oluşturmaktadır.

2020 yılının başından itibaren tüm dünyada etkisini derin bir şekilde hissettiren Covid-19 salgını sonrasında, salgınla mücadele edebilmek için ülkeler tarafından ortaya konan önlemler ekonomilerde ciddi daralmalara neden olmuştur. Özellikle tüm dünyada salgının çok hızlı yayıldığı ikinci çeyrekte ülkeler ciddi kısıtlamalar getirmiş, hatta birçok ülke haftalarca sokağa çıkma yasakları uygulamıştır. Dolayısıyla 2020 yılının ikinci çeyreğinde ülkelerin büyüme rakamları negatife dönmüştür. İkinci çeyrekte Türkiye % 9,9, ABD % 32,4, Almanya % 9,8, İngiltere % 19,8, Fransa % 13,8, İtalya 12,8 ve Rusya % 8,5 daralmıştır (Investing.com Portföy Yönetim Portalı, 2021).

2020 yılında salgına bağlı olarak emtia fiyatlarında da ciddi azalışlar yaşanmıştır. IMF Temel Fiyatlar Endeksine göre, yılın ilk çeyreğinde bileşik emtia fiyat endeksindeki gerileme önceki yılın aynı dönemine göre %8,9, ikinci çeyrekteki gerileme % 23,6 ve üçüncü çeyrekte ise gerileme % 6,7 olmuştur. Emtia fiyat endeksindeki bu gerileme, temelde enerji fiyatlarındaki kesin düşüşle ilgilidir. Enerji emtiaları fiyat endeksi 2020 yılının ilk çeyreğinde % 23,6, ikinci çeyrekte % 50,3 ve üçüncü çeyrekte ise % 26,6 oranında gerilemiştir. Enerji dışı emtialar endeksi ise 2020 yılının ikinci çeyreğinde % 0,2 gerilemenin ardından hızlı toparlanarak üçüncü çeyrekte % 8,7 artmıştır. Enerji dışı emtia fiyat endeksindeki pozitif görünümün arkasında kıymetli madenler grubunun belirleyici faktör olduğunu söylemek mümkündür (Türkiye Cumhuriyeti Cumhurbaşkanlığı, Strateji ve Bütçe Başkanlığı, 2020, s. 10).

Kriz dönemlerinde özellikle altın gibi kıymetli madenlerin risklerden korunmak amacıyla güvenli bir liman olarak değerlendirildiği bilinen bir gerçektir. Salgının ilk dalgalarında süreçten olumsuz etkilenen altın fiyatları, hükümetlerin ve merkez bankalarının ekonomileri destekleme programları sayesinde 2020 yılı Ağustos ayında 2000 doların üzerine çıkmıştır. 2020 yılı sonlarında Covid-19 aşısının bulunması ve uygulanmaya başlanması piyasalarda coşkuyla karşılanırsa da ekonomilerin toparlanma zamanındaki belirsizlik altın yatırımcısının pozisyonunu değiştirmekten ziyade arttırarak fiyatların yukarı yönlü seyrini sürdürmesine sebep olmuştur.

Bu bahsedilenlerden hareketle, çalışmanın amacı Covid-19 salgının kıymetli madenler ve taşlar piyasasına etkisini ortaya koymaktır. Literatür incelendiğinde, Türkiye'de yaşanan Covid-19 salgınının finansal piyasalara etkisini araştıran çalışmaların genel olarak hisse senedi piyasası (Barut ve Kaygın, 2020; Ilgın ve Sarı, 2020; Topçu ve Güllal 2020; Topaloğlu vd., 2021; Ünlü vd., 2020) üzerinde yoğunlaştığı ve kıymetli madenler piyasası üzerine yapılan çalışmalarda (Gülhan, 2020; Akay Ünvan, 2020; Çoban vd., 2020; Kayral ve Tandoğan, 2020) ise sadece altın fiyatları üzerinden araştırmaların yürütüldüğü görülmektedir. Bu bağlamda, çalışmanın altın fiyatlarıyla birlikte gümüş, platin ve paladyum fiyatlarını da dikkate alarak

Covid-19 etkisini geniş bir dönem sayısı çerçevesinde ele alması açısından literatüre katkı sağlayacağı söylenebilir. Çalışmanın devamında, ilk olarak literatürde konuya ilişkin yapılan çalışmalara yer verilmiş, çalışmanın veri seti ve yönteminden bahsedilerek elde edilen bulgular raporlanmış ve sonuç bölümünde bulgular teorik açıdan değerlendirilerek öneriler sunulmuştur.

### Literatür Taraması

Türkiye’de yaşanan Covid-19 salgınının kıymetli madenler ve taşlar piyasasına etkisinin araştırıldığı bu çalışmanın, bu konuda yapılan diğer çalışmalarla benzer ve farklı yönlerini ortaya koyabilmek amacıyla literatür taraması yapılmıştır. Literatür incelendiğinde, salgının farklı finansal piyasalar üzerindeki etkisinin çeşitli ekonometrik analiz teknikleriyle yoğun bir şekilde araştırıldığı tespit edilmiştir. Bu kısımda, kıymetli madenler ve taşlar ile enerji piyasaları emtia piyasaları başlığında toplanarak salgınının hisse senedi, döviz ve emtia piyasaları üzerindeki etkisini araştıran çalışmalar özetlenmiştir.

Salgının hisse senedi piyasalarına etkisini yurtdışında araştıran çalışmalardan Gil-Alana ve Claudio-Quiroga (2020), koronavirüs salgınının Çin, Güney Kore ve Japonya hisse senedi piyasaları üzerindeki etkisini kesirsel entegrasyon yöntemleri ile incelemişlerdir. Sonuç olarak, Covid-19 kaynaklı şokların Japonya Nikkei 225 endeksi üzerindeki etkisinin geçici olduğu; ancak Güney Kore Kospi endeksi ile Çin Şangay-Şenzen endeksleri üzerinde kalıcı etki bıraktığı tespit edilmiştir. Liu vd. (2020a), 21.02.2019-18.03.2020 dönemi için koronavirüs salgınının Japonya, Kore, Singapur, ABD, Almanya, İtalya ve İngiltere gibi ülkelerin önde gelen 21 hisse senedi endeksi üzerindeki etkisini olay çalışması yöntemiyle araştırmışlardır. Çalışmada, yaşanan salgının tüm ülke ve bölgelerde borsa getirileri üzerinde negatif etkiye sahip olduğu belirlenmiştir. ABD ve Kanada üzerine yapılan bir çalışmada Xu (2021) ise 21.01.2020-02.07.2020 dönemi için Covid-19 vakalarındaki beklenmedik değişikliklere hisse senedi getirilerinin tepkisini VAR GARCH-M modeliyle araştırmıştır. Çalışmada, vaka sayılarındaki artışın genel olarak hisse senedi getirileri negatif yönde etkilediği ve Kanada’da vaka sayılarında yaşanan artış ve azalışların hisse senedi getirilerine tepkisinin asimetrik olduğu bulguları elde edilmiştir.

Salgının hisse senedi piyasalarına etkisini Türkiye örneğinde araştıran çalışmalardan Barut ve Kaygın (2020), Covid-19 salgınında vakaların ilk görüldüğü tarihle 08 Nisan 2020 arası dönem için hastalığın en fazla görüldüğü 11 ülkenin (Türkiye dâhil) finansal verilerini kullanarak salgının hisse senedini piyasalarına etkisini Bayer ve Hanck eşbütünleşme testiyle araştırmışlardır. Çalışmada sonuç olarak, vaka sayıları ile BİST-100, IBEX35, AEX, FTSE MIB ve Şangay endeksleri arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu; ancak vaka sayıları ile diğer endeksler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı belirlenmiştir. ABD, Hindistan, Brezilya, Rusya, Kolombiya ve Türkiye üzerine yapılan bir çalışmada Ilgın ve Sarı (2020), 18 Şubat-30 Eylül 2020 dönemi için Covid-19 salgını ile hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi Toda-Yamamoto nedensellik testiyle araştırmışlardır. Çalışmada, Türkiye’deki toplam vaka ve vefat sayılarından BİST 100 endeksine doğru nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Topçu ve Gülal (2020) çalışmalarında, 10 Mart 2020 ve 30 Nisan 2020 dönemi için Covid-19 salgınının Türkiye’nin de içinde bulunduğu toplam 26 gelişmekte olan hisse senedi piyasaları üzerindeki etkisini panel veri analiziyle araştırmışlardır. Sonuç olarak, salgınının gelişmekte olan piyasalar üzerindeki etkisinin Nisan ortasına doğru kademeli olarak azaldığı belirlenmiştir. Ayrıca, salgının etkisinin gelişmekte olan Asya piyasalarında en yüksekken, gelişmekte olan Avrupa piyasalarında en düşük düzeyde seyrettiği bulguları elde edilmiştir. Topaloğlu vd. (2021) çalışmalarında, Covid-19 salgınının 17 Mart-14 Nisan 2020 dönemi için Türkiye, Belçika, Almanya, Fransa, İtalya, İspanya, ABD, İngiltere, Çin ve Hollanda’nın hisse senedi piyasaları üzerine etkisini panel veri analiziyle araştırmışlardır. Çalışmada, hisse senedi piyasalarının vaka sayılarıyla ilişkisi negatifken, vefat sayılarıyla ilişkisinin pozitif olduğu

bulguları elde edilmiştir. Ünlü vd. (2020) çalışmalarında ise 25 Ağustos-20 Eylül 2020 dönemi için Covid-19 salgınının hisse senedi piyasalarına etkisini çoklu regresyon yöntemiyle araştırmışlardır. Çalışmada, Türkiye'deki vaka ve vefat sayılarının BİST Finansallar endeksi üzerinde güçlü bir etki oluşturduğu tespit edilmiştir.

Salgının döviz ve emtia piyasalarına etkisini yurtdışında araştıran çalışmalardan Liu vd., (2020b), 21.01.2020-06.05.2020 dönemi için Covid-19 salgınının ham petrol ve S&P 500 endeks getirileri üzerindeki etkisini zamanla değişen parametrelerde vektör otoregresyon (TVP-VAR) modeliyle araştırmışlardır. Çalışmada, Covid-19 salgınının ham petrol ve endeks getirileri üzerindeki etkisinin istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif olduğu bulguları elde edilmiştir. Salisu vd. (2020) çalışmalarında, Covid-19 nedeniyle meydana gelen bazı dışsal şoklara karşı altının güvenli bir liman olup olmadığını 01.01.2020-20.01.2020 dönemine ilişkin verileri dikkate alarak FGLS tahmincisiyle araştırmışlardır. Analizler sonucunda, salgın döneminde altının diğer kıymetli madenlere (Gümüş, Platin ve Paladyum) ve ABD hisse senedi piyasasına göre güvenli bir liman olarak hareket etme potansiyelinin olduğu belirlenmiştir. Yousef ve Shehadeh (2020) ise Covid-19 salgınının altın getirilerindeki oynaklık üzerindeki etkisi genelleştirilmiş otoregresif değişen varyans (GARCH) ve GJR-GARCH modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada, Covid-19 salgının altın getirilerindeki oynaklığı arttırdığı tespit edilmiştir. Petrol ihraç eden ülkelerden Brezilya, Meksika ve Rusya ile petrol ithal eden Kolombiya ve Güney Afrika üzerine yapılan bir çalışmada Samaniego (2021), 13.01.2020-6.04.2020 dönemi için Covid-19 salgını ile döviz kurları ve petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi ARDL modeliyle araştırmıştır. Çalışmada, üç ülkenin ölüm oranları ile döviz kurları arasında pozitif bir ilişkinin olduğu saptanmıştır. Güney Kore üzerine yapılan bir çalışmada Hoshikawa ve Yoshimi (2021), 02.01.2019-31.08.2020 dönemi için Covid 19 salgının döviz kuru üzerindeki etkisini VAR modeliyle araştırmışlardır. Çalışmada, vaka sayılarındaki artışın Güney Kore Wonu'nun değerini pozitif, ölüm sayılarındaki artışın ise negatif yönde etkilediği bulguları elde edilmiştir.

Salgının döviz ve emtia piyasalarına etkisini Türkiye örneğinde araştıran çalışmalardan Gülhan (2020), 22 Ocak-08.04.2020 dönemine ilişkin verileri dikkate alarak Covid-19 salgınının altın fiyatlarına etkisini ARDL modeliyle araştırmıştır. Çalışmada, Türkiye'deki vaka sayıları ile altın fiyatları arasında uzun dönemli ilişkinin olmadığı tespit edilmiştir. Dineri ve Çütçü (2020) çalışmalarında, 16 Mart-6 Mayıs 2020 dönemine ilişkin verileri dikkate alarak Covid-19 salgınının döviz kuru üzerindeki etkisini Hatemi-J eşbütünleşme testiyle araştırmışlardır. Türkiye'deki vaka ve vefat sayıları ile döviz kuru arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu belirlenmiştir. Ergin Ünal vd. (2020) çalışmalarında, 27 Mart-15 Mayıs 2020 dönemi için Covid-19 salgınının döviz kurlarıyla ilişkisini Engle ve Granger eşbütünleşme ve Granger ile Hacker ve Hatemi-J nedensellik testleriyle araştırmışlardır. Çalışmada, Türkiye'deki vaka, vefat ve iyileşen sayısı ile döviz kuru arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu, ayrıca döviz kuru ile vaka, vefat ve iyileşen sayısı arasında ise nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Akay Ünvan (2020) çalışmasında, 10 Mart-25 Nisan 2020 dönemi için Covid-19 salgını ile altın fiyatları, BİST 100 endeksi, Euro/TL ve Dolar/TL kurları ile 2 yıllık tahvil faiz oranları arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testiyle araştırmıştır. Analizler sonucunda, Türkiye'deki vaka sayılarının Euro/TL ve Dolar/TL kurlarının, altın fiyatlarının ve 2 yıllık tahvil faiz oranlarının Granger nedeni olduğu tespit edilmiştir. Çoban vd. (2020) çalışmalarında, 16 Mart-21 Ağustos 2020 dönemi için Covid-19 salgınının altının TL cinsinden gram altın fiyatları, Euro/TL, Dolar/TL kurları, CDS primleri ve BİST 100 endeksi arasındaki ilişkiyi Toda Yamamoto nedensellik testiyle araştırmışlardır. Çalışmada, Türkiye'deki vaka sayılarının Euro ve dolar kurlarının nedeni olduğu ve vaka sayıları ile diğer göstergeler arasında herhangi bir ilişkinin olmadığı bulguları elde edilmiştir.

Kayral ve Tandoğan (2020) çalışmalarında ise 1 Ocak -08 Temmuz 2020 dönemi için döviz kurları, BİST 100 endeksi ile altın fiyatlarına ilişkin getiri ve oynaklıkların Covid-19 salgınından etkilenme düzeylerini araştırmışlardır. Türkiye’de yaşanan salgının BİST 100 endeksi ve altın getirilerini sınırlı dahi olsa arttırdığı ve yatırım araçlarının oynaklığı üzerinde arttırıcı bir etki oluşturduğu tespit edilmiştir.

Literatür değerlendirildiğinde, Türkiye’de yaşanan Covid-19 salgınının kıymetli madenler ve taşlar piyasası üzerine etkisi araştıran çalışmaların sınırlı olduğu ve yapılan çalışmalarda piyasayı temsilen sadece altın fiyatlarının kullanıldığı tespit edilmiş, gösterge olarak altın fiyatlarıyla birlikte gümüş, platin ve paladyum fiyatlarını da dikkate alan herhangi bir çalışmaya rastlanmamıştır. Çalışmanın bahsedilen bu yönleriyle özgün bir nitelik taşıdığı söylenebilir.

### Araştırmanın Veri Seti ve Yöntemi

Bu çalışmada, Covid-19 salgınının kıymetli madenler ve taşlar piyasasına etkisi araştırılmaktadır. Bu doğrultuda çalışmada, 17.03.2020 - 05.02.2021 dönemine ilişkin Covid 19’dan kaynaklanan Türkiye’deki günlük vefat ve vaka sayıları ile TL/kg cinsinden günlük altın, gümüş, platin ve paladyum fiyatları dikkate alınmıştır. Metal fiyatlarının TL cinsinden ele alınmasının amacı, kur etkisini ortadan kaldırmaktır. Çalışmada kullanılan günlük vaka ve vefat sayıları verileri Covid 19 Türkiye Web Portalı ile [ourworldindata.org/coronavirus-data](http://ourworldindata.org/coronavirus-data) adresinden; metal fiyatları verileri ise Borsa İstanbul’un resmi internet sayfasından temin edilmiştir. Ayrıca çalışmada analizler Gauss 6 ve Eviews 10 paket programları aracılığıyla gerçekleştirilmiş, veriler doğal logaritması alınarak analize dâhil edilmiş ve  $\ln Vaka$ ,  $\ln Olum$ ,  $\ln Altın$ ,  $\ln Gümüş$ ,  $\ln Platin$  ve  $\ln Paladyum$  şeklinde ifade edilmiştir.

Zaman serisi ile yapılan analizlerde öncelikli olarak serilerin durağanlık düzeyinin ortaya konulması gerekmektedir. Bu bağlamda, çalışmada serilerin durağanlığı Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle sınanmıştır. Durağan olmayan serilerde meydana gelebilecek herhangi bir şok veya politik değişimler, değişkenler üzerinde kalıcı etkiler bırakabilmektedir (Gövdeli, 2016, s. 226). Durağan zaman serileri seviyede ve/ya da trendde bir yapısal kırılmaya maruz kalmışsa ve yapısal kırılmalar birim kök test testlerine dâhil edilmemişse bu durumda seriler durağan olmamaktadır. Dolayısıyla esasında durağan olan seriler durağan değilmiş gibi görülecektir. Bu nedenle yapısal kırılmaya maruz kalan seriler için trend fonksiyonundaki yapısal kırılmaları göz önünde bulunduran birim kök testlerinin kullanılması daha elverişli olacaktır (Sevüktekin ve Çınar, 2017, s. 414-415).

Yapısal kırılmayı dikkate alan ilk birim kök testi Perron (1989) tarafından geliştirilmiştir. Daha sonra Perron birim kök testini Zivot-Andrews (1992), Lumsdaine-Papell (1997), Ng-Perron (2001) ve Lee-Strazicich (2003) gibi kırılmalı birim kök testleri izlemiştir. Ancak geliştirilen bu yöntemler serilerde en fazla iki kırılma sunabilirken, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) tarafından geliştirilen birim kök testi yöntemi 5 kırılmaya kadar izin verebilmektedir. Bu test, Elliott vd. (1996) tarafından savunulan Quasi-GLS yöntemi ile Bai ve Perron (2003) tarafından açıklanan dinamik programlama algoritmasının bir modifikasyonu ile çoklu yapısal kırılmaları elde etmektedir (Carrion-i-Silvestre vd., 2009, s.1782).

Carrion-i-Silvestre vd. testinde aşağıdaki gibi bir veri üretme süreci izlenmektedir:

$$y_t = d_t + u_t \quad (1)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (2)$$

Carrion-i-Silvestre vd. çalışmalarında, serinin durağan olmadığını ve birim kök içerdiğini gösteren sıfır hipotezini test edebilmek için aşağıdaki gibi farklı türden beş adet test

istatistiği geliştirmiştir (Carrion-i-Silvestre vd., 2009, s.1762):

$$P_T(\lambda^0) = \frac{[s(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}s(1, \lambda^0)]}{s^2(\lambda^0)} \quad (3)$$

$$MP_T(\lambda^0) = \frac{[c^{-2}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1-c)T^{-1} \tilde{y}_T^2]}{s(\lambda^0)^2} \quad (4)$$

$$MZ_\alpha(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2)(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2)^{-1} \quad (5)$$

$$MSB(\lambda^0) = (s(\lambda^0)^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2)^{1/2} \quad (6)$$

$$MZ_t(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2)(4s(\lambda^0)^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2)^{1/2} \quad (7)$$

Çalışmada birim kök sınavından sonra, Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ile seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı araştırılmıştır. Birim kök testlerinde olduğu gibi eşbütünleşme testlerinde de seriler arasında yapısal kırılmaların varlığı sapmalara neden olabilmektedir. Bu nedenle eşbütünleşme testlerinde de yapısal kırılmaların dikkate alınması gerekmektedir. Maki, geliştirilen diğer yapısal kırılmalı eşbütünleşme testlerine nazaran, en fazla beş kırılma sunabilen yeni bir testi literatüre kazandırmıştır (Göçer vd., 2015, s. 83). Teste göre, olası her bir dönem kırılma noktası olarak ele alınmakta, t istatistikleri hesaplanmakta ve t istatistikleri içerisindeki en küçük noktalar kırılma noktası olarak değerlendirilmektedir (Tatlı ve Göçer, 2015, s. 102). Çoklu yapısal kırılmaya izin veren eşbütünleşmeyi test etmek için kullanılan modeller şunlardır (Maki, 2012, s. 2011-2012):

**Model 0:** Sabit terimde kırılma var, trendsiz model;

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta x_t + u_t \quad (8)$$

**Model 1:** Sabit terimde ve eğimde kırılma var, trendsiz model;

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_t D_{i,t} + u_t \quad (9)$$

**Model 2:** Sabit terimde ve eğimde kırılma var, trendli model;

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_t D_{i,t} + u_t \quad (10)$$

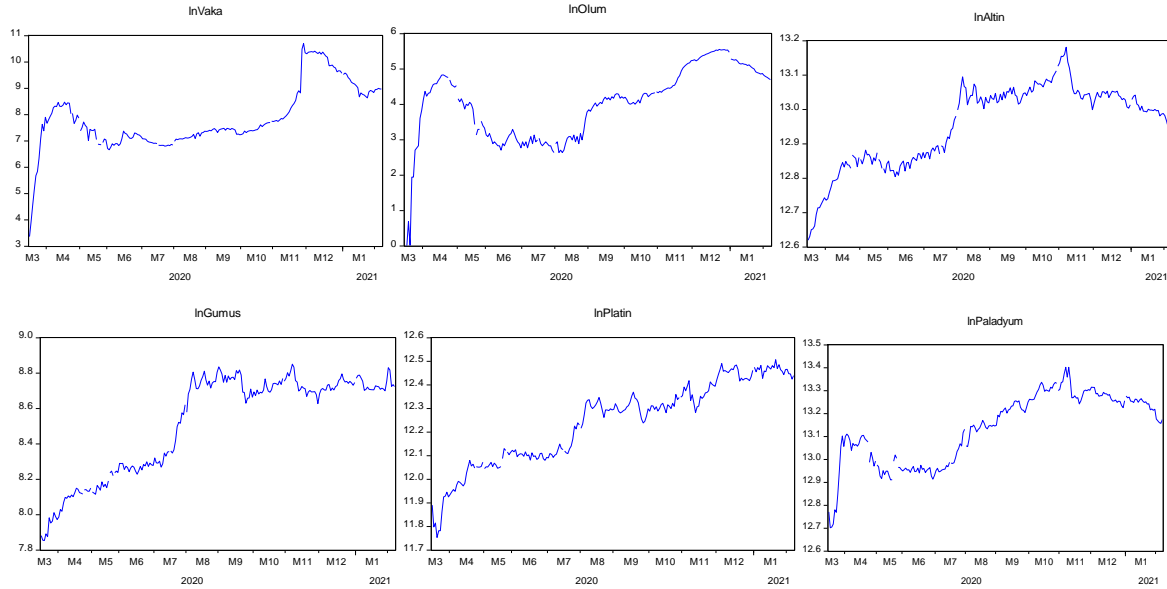
**Model 3:** Sabit terimde eğimde ve trendde kırılma var;

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t D_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_t D_{i,t} + u_t \quad (11)$$

Eşbütünleşme testinden sonra uzun dönemli ilişkiye yönelik olarak katsayı tahmininde bulunmak amacıyla Tam Modifiye Edilmiş En Küçük Kareler (FMOLS) yöntemi uygulanmıştır. Seriler birinci farkında durağansa I(1) ve aralarında bir koentegre vektör varsa, bu durumda sıradan en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmesi, sonuçların tutarsız ve sapmalı çıkmasına ve hipotez testlerinin geçersiz olmasına sebebiyet vermektedir. Bu problemlerin üstesinden gelmek amacıyla Phillips ve Hansen (1990) tarafından Tam Modifiye Edilmiş En Küçük Kareler (FMOLS) yöntemi geliştirilmiştir (Küçükaksoy vd., 2015, s. 706). FMOLS yönteminin en önemli özelliği içsellik ve otokorelasyon problemlerinin varlığında bile güçlü sonuçlar verebilmekte (Saatçi ve Dumrul, 2013, s. 18) ve küçük örneklerde dahi güvenilir tahminler üretebilmektedir (Bashier ve Siam, 2014, s. 89).

### Araştırma Bulguları

Çalışmada öncelikle, serilerin grafikleri oluşturulmuş ve ilgili bulgular Grafik 1’de sunulmuştur.



**Grafik 1:** Serilere İlişkin Zamanyolu Grafikleri

Grafik 1 incelendiğinde, serilerin trend içerdiği ve belirli noktalarda kırılmaların olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenle, serilerdeki olası kırılmaları göz önünde bulunduran testlerle araştırmalar gerçekleştirilmiş ve trendli modellerden elde edilen bulgular sunulmuştur. Bu doğrultuda ilk olarak Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testiyle serilerin durağanlık sınaması yapılmış ve elde edilen bulgulara Tablo 1’de yer verilmiştir.

**Tablo 1:** Carrion-i-Silvestre vd. Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Test İstatistikleri					Kırılma Tarihleri
	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	
<b>InVaka</b>	31.842732 (8.4220858)	28.916508 (8.4220858)	-13.601716 (-46.201402)	0.19067786 (0.10313047)	-2.5935461 (-4.8119567)	15.04.2020, 02.06.2020, 29.07.2020, 22.10.2020, 25.11.2020
<b>InOlum</b>	14.779545 (9.3743270)	13.593993 (9.3743270)	-31.536270 (-45.319266)	0.12591542 (0.10590640)	-3.9709026 (-4.7174264)	15.04.2020, 20.05.2020, 30.06.2020 05.08.2020, 23.12.2020
<b>InAltın</b>	16.760644 (9.1827288)	14.165237 (9.1827288)	-31.723604 (-47.557714)	0.12450389 (0.10223444)	-3.9497121 (-4.8551211)	15.04.2020, 01.06.2020, 07.08.2020, 25.09.2020, 06.11.2020
<b>InGumus</b>	8.6879845 (9.1073305)	8.0499038 (9.1073305)	-53.060079 (-46.474214)	0.096987863 (0.10358263)	-5.1461836 (-4.7927040)	01.06.2020, 07.07.2020, 19.08.2020, 18.09.2020, 09.11.2020
<b>InPlatin</b>	15.944233 (9.3150571)	14.389446 (9.3150571)	-31.034968 (-47.205823)	0.12684287 (0.10266596)	-3.9365644 (-4.8391182)	17.04.2020, 03.06.2020, 21.07.2020, 06.11.2020, 17.12.2020



<b>InPaladyum</b>	17.965267 (8.9511954)	17.127157 (8.9511954)	-24.729785 (-46.509234)	0.14215004 (0.10330091)	-3.5153400 (-4.8163541)	16.04.2020, 11.06.2020, 29.07.2020, 10.11.2020, 30.12.2020
<b>ΔInVaka (I.Farkları)</b>	8.3155629** (8.8999075)	7.7206414** (8.8999075)	-54.036243 (-46.163258)	0.096190134 (0.10358285)	-5.1977535 (-4.7995531)	04.05.2020, 15.06.2020, 21.08.2020, 25.11.2020, 28.12.2020
<b>ΔInOlum (I.Farkları)</b>	3.8716649** (8.8167735)	3.7221101** (8.8167735)	-109.97104 (-46.200164)	0.067424035 (0.10346367)	-7.4146912 (-4.7850407)	16.04.2020, 01.06.2020, 06.07.2020, 25.08.2020, 14.10.2020
<b>ΔInAltın (I.Farkları)</b>	5.0791133** (9.3531590)	4.8671755** (9.3531590)	-92.831684 (-47.508814)	0.073334169 (0.10270061)	-6.8077344 (-4.8390850)	29.04.2020, 15.06.2020, 12.08.2020, 11.09.2020, 03.11.2020
<b>ΔInGumus (I.Farkları)</b>	5.6735605** (9.3456650)	5.2796229** (9.3456650)	-84.620182 (-47.052333)	0.076854692 (0.10296326)	-6.5034581 (-4.8313021)	07.05.2020, 04.08.2020, 04.09.2020, 12.10.2020, 30.11.2020
<b>ΔInPlatin (I.Farkları)</b>	6.1787398** (8.9582504)	5.7828420** (8.9582504)	-74.923990 (-47.297613)	0.081559074 (0.10223499)	-6.1107312 (-4.8500523)	16.04.2020, 04.06.2020, 24.07.2020, 30.09.2020, 09.11.2020
<b>ΔInPaladyum (I.Farkları)</b>	8.2729387** (9.1537973)	7.4435334** (9.1537973)	-58.905206 (-47.341038)	0.092131192 (0.10262218)	-5.4270068 (-4.8395307)	24.04.2020, 11.06.2020, 28.07.2020, 02.09.2020, 10.11.2020

Parantez içerisindeki değerler kritik değerleri; "Δ"lı ifadeler ise serilerin birinci farklarında birim kök sonuçlarını göstermektedir. Ayrıca, \*\*, % 5 anlamlılık düzeyinde serilerin durağan olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 1’de sunulan birim kök test sonuçları değerlendirildiğinde, PT ve MPT istatistiklerine göre, seviye değerlerinde % 5 anlamlılık düzeyinde test istatistiklerinin mutlak değerce kritik değerlerden büyük olması nedeniyle serilerin durağan olmadığını savunan temel hipotez ( $H_0$ ) kabul edilmiştir. Diğer bir deyişle, serilerin düzey değerlerinde durağan olmadığı tespit edilmiştir. Bu nedenle serilerin birinci farkları alınarak sınamaya devam edilmiş, PT ve MPT istatistiklerine göre, her iki serinin de birinci farklarında % 5 anlamlılık düzeyinde test istatistiklerinin mutlak değerce kritik değerlerden küçük olması nedeniyle serilerin durağan olmadığını savunan temel hipotez ( $H_0$ ) kabul edilememiştir. Diğer bir deyişle, serilerin birinci farkında durağan olduğu belirlenmiştir. Bu bulgunun eşbütünleşme testi için gerekli olan önkoşulu sağlaması sebebiyle seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı Maki (2012) eşbütünleşme testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgulara Tablo 2’de yer verilmiştir.

**Tablo 2:** Maki Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Değişkenler	Modeller	Test İstatistikleri/Kritik Değerler	Kırılma Tarihleri
<b>InAltın-InVaka</b>	<b>Model 0</b>	-5.0749442 [-5.131]	01.04.2020, 09.06.2020, 29.07.2020, 26.08.2020, 20.11.2020
	<b>Model 1</b>	-4.7356685 [-5.449]	24.06.2020, 06.08.2020, 23.09.2020, 12.10.2020, 28.12.2020

	<b>Model 2</b>	-5.2605218 [-6.057]	01.04.2020, 21.07.2020, 26.08.2020, 14.09.2020, 30.11.2020
	<b>Model 3</b>	-6.0089261 [-7.110]	01.06.2020, 06.08.2020, 14.09.2020, 05.11.2020, 30.11.2020
<b>lnAltın-lnOlum</b>	<b>Model 0</b>	-4.3984204 [-4.982]	01.04.2020, 09.06.2020, 26.08.2020, 02.11.2020
	<b>Model 1</b>	-4.4638674 [-5.245]	21.09.2020, 12.10.2020, 11.12.2020, 06.01.2021
	<b>Model 2</b>	-5.6165231 [-6.057]	01.04.2020, 21.04.2020, 23.07.2020, 12.08.2020, 13.11.2020
	<b>Model 3</b>	-6.6408103 [-7.110]	20.04.2020, 21.07.2020, 23.09.2020, 06.11.2020, 30.11.2020
<b>lnGumus-lnVaka</b>	<b>Model 0</b>	-4.35111 [-4.354]	30.11.2020
	<b>Model 1</b>	-5.6554502* [-5.449]	11.05.2020, 04.06.2020, 23.06.2020, 28.08.2020, 21.09.2020
	<b>Model 2</b>	-4.196232 [-6.057]	21.07.2020, 24.09.2020, 09.10.2020, 05.11.2020, 25.11.2020
	<b>Model 3</b>	<b>-6.6154034*** [-6.048]</b>	<b>21.09.2020</b>
<b>lnGumus-lnOlum</b>	<b>Model 0</b>	-6.47784*** [-5.959]	01.04.2020, 23.06.2020, 09.10.2020, 13.11.2020, 30.11.2020
	<b>Model 1</b>	-5.4496449* [-5.449]	22.04.2020, 18.05.2020, 09.06.2020, 28.08.2020, 21.09.2020
	<b>Model 2</b>	-4.3933518 [-6.057]	21.04.2020, 15.09.2020, 02.10.2020, 13.11.2020, 30.11.2020
	<b>Model 3</b>	<b>-7.030336** [-7.009]</b>	<b>12.05.2020, 01.07.2020, 03.09.2020, 21.09.2020</b>
<b>lnPlatin-lnVaka</b>	<b>Model 0</b>	-4.2815284 [-4.784]	01.10.2020, 09.11.2020, 24.11.2020
	<b>Model 1</b>	-4.8328028 [-5.449]	03.06.2020, 03.09.2020, 22.09.2020, 06.11.2020, 08.01.2021
	<b>Model 2</b>	-4.1869318 [-5.070]	12.11.2020, 27.11.2020
	<b>Model 3</b>	<b>-8.6035091*** [-7.553]</b>	<b>17.04.2020, 23.07.2020, 17.09.2020, 06.11.2020</b>
<b>lnPlatin-lnOlum</b>	<b>Model 0</b>	-4.4018776* [-4.354]	24.11.2020
	<b>Model 1</b>	-4.9950871 [-5.106]	28.08.2020, 06.11.2020, 08.01.2021
	<b>Model 2</b>	-6.2395207* [-6.057]	15.04.2020, 23.06.2020, 09.07.2020, 06.08.2020, 25.08.2020
	<b>Model 3</b>	<b>-7.1690736** [-7.009]</b>	<b>08.05.2020, 23.07.2020, 22.09.2020, 08.01.2021</b>
<b>lnPaladyum-lnVaka</b>	<b>Model 0</b>	-4.5856568 [-5.131]	08.04.2020, 24.04.2020, 09.06.2020, 17.08.2020, 22.10.2020
	<b>Model 1</b>	-5.5139015** [-5.508]	28.04.2020, 06.10.2020, 17.12.2020, 04.01.2021
	<b>Model 2</b>	-6.5604156** [-6.357]	01.04.2020, 22.04.2020, 22.06.2020, 14.08.2020, 09.11.2020
	<b>Model 3</b>	<b>-8.1328405*** [-8.004]</b>	<b>22.04.2020, 18.05.2020, 22.07.2020, 22.10.2020, 11.11.2020</b>
<b>lnPaladyum-lnOlum</b>	<b>Model 0</b>	-6.2755927*** [-5.959]	18.06.2020, 21.07.2020, 01.09.2020, 29.09.2020, 28.12.2020
	<b>Model 1</b>	-4.95049 [-5.106]	22.04.2020, 18.05.2020, 01.09.2020
	<b>Model 2</b>	-5.742458 [-6.057]	06.04.2020, 22.04.2020, 13.07.2020, 17.08.2020, 11.11.2020
	<b>Model 3</b>	-7.0398071 [-7.110]	03.04.2020, 22.04.2020, 18.05.2020, 21.07.2020, 11.11.2020

\*\*\*, \*\*, \* sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde eşbütünlük ilişkisinin varlığına işaret etmektedir. [ ] içindeki değerler ise, Maki (2012) çalışmasında sunduğu anlamlılık düzeylerine göre kritik değerleri ifade etmektedir. Ayrıca anlamlı olmayan modellerde sunulan kritik değerler % 10 anlamlılık düzeyine karşılık gelen kritik değerlerdir.

Tablo 2’de sunulan eşbütünleşme test sonuçları değerlendirildiğinde, model 3’e göre, gümüş, platin ve paladyum fiyatları ile vaka sayıları arasında % 1 anlamlılık düzeyinde; gümüş ve platin fiyatları ile vefat sayıları arasında % 5 anlamlılık düzeyinde test istatistiklerinin mutlak değerce kritik değerlerden büyük olması ilgili seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığına işaret etmektedir. Diğer bir deyişle, serilerin uzun dönemde birlikte hareket ettiği söylenebilir. Ancak model 3’e göre, altın fiyatları ile vaka ve vefat sayıları ve paladyum fiyatları ile vefat sayıları arasında anlamlı herhangi bir bulgu elde edilememiştir. Diğer bir deyişle, ilgili seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı söylenebilir. Bu nedenle, model 3 ile birlikte varsa anlamlı olan diğer modellere ilişkin yapısal kırılmalar uzun dönem modeline eklenerek eşbütünleşme ilişkisi tespit edilen serilerdeki ilişkinin büyüklüğü FMOLS tahmincisiyle incelenmiş ve tespit edilen bulgular Tablo 3’te raporlanmıştır.

**Tablo 3:** FMOLS Eşbütünleşme Tahmincisine İlişkin Test Sonuçları

<b>lnGumus =f(lnVaka)</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Test İstatistiği</b>	<b>Olasılık Değeri</b>
<b>InVaka</b>	<b>-0.069216***</b>	<b>-3.300788</b>	<b>0.0011</b>
<b>D11.05.2020</b>	-0.220773	-0.832847	0.4059
<b>D04.06.2020</b>	0.007290	0.027524	0.9781
<b>D23.06.2020</b>	-0.048989	-0.185137	0.8533
<b>D28.08.2020</b>	0.305945	1.156709	0.2487
<b>D21.09.2020</b>	0.285716	1.079925	0.2814
<b>lnGumus =f(lnOlum)</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Test İstatistiği</b>	<b>Olasılık Değeri</b>
<b>InOlum</b>	<b>-0.054161**</b>	<b>-2.137838</b>	<b>0.0337</b>
<b>D01.04.2020</b>	-0.220033	-0.776671	0.4382
<b>D22.04.2020</b>	-0.220053	-0.773919	0.4399
<b>D12.05.2020</b>	-0.130967	-0.465200	0.6423
<b>D18.05.2020</b>	-0.149673	-0.532946	0.5946
<b>D09.06.2020</b>	-0.047722	-0.169917	0.8652
<b>D23.06.2020</b>	-0.050757	-0.180999	0.8565
<b>D01.07.2020</b>	0.009063	0.032280	0.9743
<b>D28.08.2020</b>	0.303459	1.083046	0.2801
<b>D03.09.2020</b>	0.282658	1.009401	0.3140
<b>D21.09.2020</b>	0.219991	0.785581	0.4330
<b>D09.10.2020</b>	0.091095	0.325087	0.7454
<b>D13.11.2020</b>	0.003810	0.013589	0.9892
<b>D30.11.2020</b>	-0.157752	-0.561440	0.5751
<b>lnPlatin =f(lnVaka)</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Test İstatistiği</b>	<b>Olasılık Değeri</b>
<b>InVaka</b>	0.004639	0.594658	0.5527
<b>D17.04.2020</b>	<b>-0.222014**</b>	<b>-2.252994</b>	<b>0.0253</b>
<b>D23.07.2020</b>	0.109356	1.120797	0.2636
<b>D17.09.2020</b>	<b>0.181470*</b>	<b>1.861570</b>	<b>0.0640</b>
<b>D06.11.2020</b>	<b>0.170039*</b>	<b>1.742247</b>	<b>0.0829</b>
<b>lnPlatin =f(lnOlum)</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Test İstatistiği</b>	<b>Olasılık Değeri</b>
<b>InOlum</b>	0.007882	0.863058	0.3891
<b>D15.04.2020</b>	<b>-0.223957**</b>	<b>-2.192225</b>	<b>0.0295</b>
<b>D08.05.2020</b>	-0.102382	-1.013208	0.3121
<b>D23.06.2020</b>	0.008730	0.086695	0.9310
<b>D09.07.2020</b>	0.050849	0.504099	0.6147
<b>D23.07.2020</b>	0.103840	1.029103	0.3046
<b>D06.08.2020</b>	<b>0.202494**</b>	<b>2.001691</b>	<b>0.0466</b>
<b>D25.08.2020</b>	<b>0.212745**</b>	<b>2.110290</b>	<b>0.0360</b>
<b>D22.09.2020</b>	0.034461	0.342671	0.7322

Değişkenler	Katsayı	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
<b>D24.11.2020</b>	-0.075299	-0.746785	0.4560
<b>D08.01.2021</b>	-0.033395	-0.330503	0.7414
<b>lnPaladyum =f(lnVaka)</b>			
<b>InVaka</b>	0.021842	1.499127	0.1354
<b>D01.04.2020</b>	0.119236	0.659819	0.5101
<b>D22.04.2020</b>	0.058970	0.326431	0.7444
<b>D28.04.2020</b>	-0.002386	-0.013237	0.9895
<b>D18.05.2020</b>	-0.097843	-0.544936	0.5864
<b>D22.06.2020</b>	-0.097152	-0.541829	0.5885
<b>D22.07.2020</b>	-0.027456	-0.153000	0.8785
<b>D14.08.2020</b>	0.038217	0.213162	0.8314
<b>D06.10.2020</b>	0.107061	0.596303	0.5516
<b>D22.10.2020</b>	0.127550	0.710778	0.4780
<b>D09.11.2020</b>	0.154606	0.861419	0.3900
<b>D11.11.2020</b>	0.137000	0.763300	0.4462
<b>D17.12.2020</b>	-0.042050	-0.232534	0.8164
<b>D04.01.2021</b>	-0.041994	-0.233271	0.8158

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

Tablo 3'te sunulan eşbütünleşme tahmincisine ilişkin bulgular değerlendirildiğinde, gümüş fiyatları ile vaka ve vefat sayılarına ilişkin modellerde, vaka ve vefat sayılarının katsayılarının sırasıyla % 1 ve % 5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif olduğu görülmektedir. Bu durum, vaka ve vefat sayılarındaki artışın genel olarak gümüş fiyatlarında azalışa sebep olduğu anlamına gelmektedir. Diğer bir deyişle, vaka sayılarında gerçekleşen % 1'lik bir artışın gümüş fiyatlarında yaklaşık % 6,9'luk ve vefat sayılarında gerçekleşen % 1'lik bir artışın ise yaklaşık % 5,4'lük bir azalışa sebep olduğu söylenebilir. Ayrıca Tablo 3'e göre, uzun dönemde platin fiyatları ile vaka ve vefat sayıları ve paladyum fiyatları ile vaka sayıları arasındaki ilişkin pozitif; ancak istatistiksel açıdan anlamlı olmadığı söylenebilir. FMOLS tahmincisi yapısal kırılma tarihlerinin uzun dönemli ilişki üzerindeki etkisini ortaya koyan bulgular da sunmaktadır. Şöyle ki, platin fiyatları ile vaka sayılarına ilişkin modelde, 17.04.2020 tarihli yapısal kırılmanın uzun dönemli ilişkiye etkisi % 5 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı ve negatifken, 17.09.2020 ve 06.11.2020 tarihli yapısal kırılmanın uzun dönemli ilişkiye etkisinin % 10 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif olduğu ve 23.07.2020 tarihli yapısal kırılmanın ise anlamlı bir etkisinin olmadığı görülmektedir. Benzer şekilde, platin fiyatları ile vefat sayılarına ilişkin modelde, 15.04.2020 tarihli yapısal kırılmanın uzun dönemli ilişkiye etkisi % 5 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı ve negatifken, 6 ve 25 Ağustos 2020 tarihlerinde gerçekleşen yapısal kırılmanın etkisinin % 5 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif olduğu belirlenmiştir. Ancak, diğer yapısal kırılmaların uzun dönemli ilişki üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı bulguları elde edilmiştir. Yapısal kırılmaların uzun dönemli ilişkiye olan negatif etkisinin ilgili dönemde sokağa çıkma ve seyahat kısıtlamaları, insanların toplu halde yapabileceği faaliyetlerin yasaklanması, maske, mesafe ve hijyen kurallarına uyma zorunluluğu gibi koronavirüs kapsamında alınan sıkı önlemlerden kaynaklandığı söylenebilir. Yapısal kırılmaların uzun dönemli ilişkiye olan pozitif etkisi ise özellikle yaz döneminde salgına karşı alınan önlemlerin insanlar arasında orantılı dağılmaması, 2020 yılının son çeyreğinde ülkede farklı ülke varyantlarının görülmesi ve virüsün mutasyona uğrayarak yayılım hızını artırmasına bağlanabilir. Ancak FMOLS tahmincisine göre, gümüş fiyatları ile vaka ve vefat sayıları ve paladyum ile vaka sayıları arasındaki modellerde, yapısal kırılmaların anlamlı bir etkisinin olmadığı tespit edilmiştir.

## Sonuç ve Değerlendirme

Çin'in başkenti Wuhan'ın Hubei eyaletinden tüm dünyaya yayılan Covid-19 salgını, dünya çapında vefatlara yol açmanın yanı sıra ekonomik döngüyü de felç etmiştir. Salgının başlangıcından bu yana finansal piyasalar büyük kayıplar vermiş, salgın reel ekonomiyle olan bağlantıları nedeniyle özellikle işlem hacmi yüksek olan hisse senedi ve kıymetli madenler ve taşlar piyasasını da içine alan emtia piyasalarına vurgu yaparak piyasaların fiyatlandırma dinamiklerinde yapısal değişiklikler yaratmıştır.

Bu çalışmada, 17 Mart 2020-5 Şubat 2021 dönemi için Covid-19 salgınının kıymetli madenler ve taşlar piyasasına etkisi incelenmiştir. Bu doğrultuda, çalışmada ilk olarak Türkiye'nin Covid 19 kaynaklı günlük vaka ve vefat sayıları ile altın, gümüş, platin ve paladyum fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı Maki (2012) eşbütünleşme testiyle araştırılmıştır. Yapılan analizler neticesinde, vaka sayıları ile gümüş, platin ve paladyum fiyatları arasında ve gümüş ve platin fiyatları ile vefat sayıları arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu belirlenmiştir. Ancak, altın fiyatları ile vaka ve vefat sayıları ve paladyum fiyatları ile vefat sayıları arasında anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir. Çalışmada, altın fiyatları ile vaka sayıları arasındaki ilişki üzerine elde edilen bulgu, Gülhan (2020)'nin çalışmasıyla benzerlik göstermektedir.

Çalışmada ele alınan dönemde, Türkiye'de Covid-19 kaynaklı vaka ve vefat sayılarındaki değişim hızının altın fiyatlarındaki değişim hızından daha yüksek olduğu söylenebilir. Şöyle ki ilk dalga ile birlikte vaka ve ölüm sayıları ile altın fiyatları aynı yönde hareket etmesine rağmen, 11 Nisan'dan sonra vaka ve ölüm sayıları azalırken, altın fiyatları artmaya devam etmiştir. Haziran ortalarından sonra ise vaka ve vefat sayıları tekrar artmaya başlamıştır. Ağustos ayından sonra altın fiyatlarında hafif çaplı düşüşler yaşanırken, vaka ve ölüm sayıları artmaya devam etmiştir. Bahsedilen bu durumlardan hareketle, altın fiyatları ile vaka ve vefat sayıları arasında uzun dönemli ilişkinin tespit edilememesi, altının küresel bir yatırım aracı olmasından dolayı ülkelerin para birimlerine ve dünyada yaşanan tüm gelişmelere karşı oldukça duyarlı olması, TL'nin özellikle dolar ve Euro karşısında sürekli değer kaybetmesi ve altın fiyatlarının TL cinsinden analize dâhil edilmesine bağlanabilir.

Altın, salgının ilk dalgalarında güvenli bir liman olma özelliğiyle ön plana çıksa da, salgının yol açtığı panik havası kısa süreli de olsa altın fiyatlarını olumsuz yönde etkilemiştir. Ancak, hükümetlerin ve merkez bankalarının sağlamış olduğu destekleme programları piyasaların hızla toparlanmasına ve altın fiyatlarının yukarı yönlü seyrine yol açmıştır. 2020 yılı sonlarına doğru aşı çalışmalarında olumlu gelişmeler yaşanmasına rağmen, dünya ekonomilerinde toparlanmanın zaman alacağı yönündeki beklentiler altın yatırımcısının pozisyonlarını değiştirmeksizin arttırarak altınları elinde tutmasına sebep olmuştur. Bu bahsedilen hususlar da altın fiyatları ile vaka ve vefat sayıları arasında uzun dönemli ilişki olmadığına ilişkin bulguları desteklemektedir.

Salgın sürecinde altın fiyatlarındaki artışı değerlendiremeyen yatırımcılar ise birim bazında altından daha ucuz olan gümüş, platin ve paladyuma yönelmişlerdir. Diğer bir deyişle, yatırımcılar ellerindeki satın alma gücü ile miktar bazında altından daha fazla gümüş, platin ve paladyum alabilecekleri düşüncesiyle hareket ederek ilgili metallere olan talebi arttırmışlardır. Yatırımcıların bu metallere yönelmelerinin başka bir nedeni de ilgili metallerin altına kıyasla daha az likit olması ve metal fiyatlarını yukarı veya aşağı yönlü hareket ettirmesinin daha az çaba gerektirmesidir. Bu noktadan hareketle, vaka sayıları ile gümüş, platin ve paladyum fiyatları arasında ve gümüş ve platin fiyatları ile vefat sayıları arasındaki uzun dönemli ilişkinin ilgili dönemde vaka ve vefat sayılarının artış ya da azalış hızlarıyla doğru orantılı olarak yatırımcıların metal fiyatlarının yukarı veya aşağı yönlü hareketini yönlendiren birtakım

faaliyetlerde bulunmalarından kaynaklandığı söylenebilir.

Çalışmada son olarak, eşbütünleşme testinde anlamlı olan modellerden elde edilen yapısal kırılmalar modele eklenerek uzun dönemli ilişki tespit edilen seriler arasındaki ilişkinin büyüklüğü FMOLS tahmincisiyle araştırılmıştır. Bu test sonucunda, uzun dönemde gümüş fiyatları ile vaka ve vefat sayıları arasında negatif yönlü bir ilişkinin olduğu; ancak, platin fiyatları ile vaka ve vefat sayıları ve paladyum fiyatları ile vaka sayıları arasındaki ilişkinin istatistiksel açıdan anlamlı olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca, yapısal kırılmaların gümüş, platin ve paladyum fiyatlarına etkisinin zamana bağlı olarak değişkenlik gösterdiği tespit edilmiştir.

Uzun dönemde gümüş fiyatları ile vaka ve vefat sayıları arasında negatif yönlü ilişkinin olması, ilgili dönemde vaka ve ölüm sayılarındaki dalgalanmalardan dolayı oluşan belirsizlik ve panik durumlarının yatırımcıların hareket alanını sınırlamasına bağlanabilir.

Araştırmanın sadece Türkiye örneğinde yapılması, hafta sonu ve resmi tatil günlerinde vaka ve vefat sayılarına ilişkin verilerin yayınlanmasına karşın borsanın bu günlerde açık olmamasından dolayı metal fiyatlarına ilişkin verilerin açıklanmaması ve araştırmada TL cinsinden metal fiyatlarının dikkate alınması çalışmanın kısıtlarını oluşturmaktadır. Salgının devam etmesi halinde bundan sonra yapılacak çalışmalarda, vaka ve vefat sayıları (değişim serileri gibi) ile metal fiyatları (getiri ve oynaklık serileri gibi) verilerini farklı şekillerde ele alarak, güncel zaman serisi ve finansal ekonometri yöntemleriyle daha yeni bulgular ortaya konabilir.

Sonuç olarak, ülkemiz nezdindeki yatırımcılar açısından değerlendirildiğinde altının her zaman olduğu gibi güvenli bir liman olarak konumunu koruduğu, uzun vadede yatırımcısını üzmediği söylenebilir. Özellikle son dönemde yaşanan döviz kurlarındaki yükselişe bağlı olarak kıymetli taşlar ve madenlerin fiyatlarının yukarı yönlü seyrettiği ve risk algısı düşük yatırımcılar açısından cazibesini koruduğu ifade edilebilir.

### Kaynakça

- Akay Ünvan, Y. (2020). Investigation of causality relationships among Covid-19 cases, ISE100 Index, dollar, euro, gram gold prices and 2 years bond rates: The case of Turkey. *The Journal of Operations Research, Statistics, Econometrics and Management Information Systems*, 8(1), 29-42.
- Bai, J. ve Perron, P. (2003). Critical values for multiple structural change tests. *Econometrics Journal*, 6, 72-78.
- Barut, A., ve Kaygın, C.Y. (2020). Covid-19 pandemisinin seçilmiş borsa endeksleri üzerine etkisinin incelenmesi. *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(Covid-19 Special Issue), 59-70.
- Bashier, A.A., ve Siam, A. J. (2014). Immigration and economic growth in Jordan: FMOLS approach. *International Journal of Humanities Social Sciences and Education (IJHSSE)*, 1(9), 85-92.
- Borsa İstanbul (2021). *Metal fiyatları*. Erişim tarihi: 06.02.2021, <https://www.borsaistanbul.com/tr/sayfa/312/veriler-kiymetli-madenler-ve-kiymetli-taslar-piyasasi>.
- Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D. ve Perron, P. (2009). GLS-based unit root tests with multiple structural breaks under both the null and the alternative hypotheses. *Econometric Theory*, 25, 1754-1792.
- Çoban, O., Coşkun, Ö. ve Çoban A. (2020). Covid-19 krizinin finansal piyasalara etkisi: Türkiye örneği. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 19(Covid-19 Special Issue), 506-519.

- Dineri, E. ve Çütçü, İ. (2020). *The COVID-19 process and the exchange rate relation: An application on Turkey*. Erişim tarihi: 25.02.2021, [https://assets.researchsquare.com/files/rs-49026/v1\\_stamped.pdf](https://assets.researchsquare.com/files/rs-49026/v1_stamped.pdf).
- Dünya Sağlık Örgütü, (2020a). *Novel coronavirus-China, 12 Ocak 2020*. Erişim tarihi: 25.02.2021, <https://www.who.int/csr/don/12-january-2020-novel-coronavirus-china/en/#:~:text=The%20cluster%20was%20initially%20reported,finding%20and%20retrospective%20review>.
- Dünya Sağlık Örgütü, (2020b). *WHO coronavirus disease (COVID-19) dashboard*. Erişim tarihi: 25.02.2021, <https://covid19.who.int/>.
- Elliot, G., Rothenberg, T. ve Stock, J. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64, 813–836.
- Ergin Ünal, E., Aydın, H.İ. ve Eren, M.V. (2020). Korona virüs salgını ile döviz kuru arasındaki ilişkinin ampirik analizi: Türkiye örneği. *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(Covid-19 Special Issue), 244-260.
- Gil-Alana, L. ve Claudio-Quiroga, G. (2020). The Covid-19 impact on the Asian stock markets. *Asian Economics Letters*, 1(2), 1-4.
- Göçer, İ., Mercan, M. ve Bölükbaş, M. (2015). Bankacılık sektörü kredilerinin istihdam ve ekonomik büyüme üzerindeki etkileri: Türkiye ekonomisi için çoklu yapısal kırılmalı eş bütünleşme analizi. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33(2), 65-84.
- Gövdeli, T. (2016). Türkiye’de eğitim-ekonomik büyüme ilişkisi: Yapısal kırılmalı birim kök ve eşbütünleşme analizi. *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(3), 223-238.
- Gülhan, Ü. (2020). Kovid-19 pandemisinin altın fiyatlarına etkisi: ARDL analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 34(3), 1111-1125.
- Hoshikawa, T. ve Yoshimi, T. (2021). The effect of the Covid-19 pandemic on South Korea’s stock market and exchange rate. *The Developing Economies*, 59(2), 206-222.
- İlgin K. S., ve Sarı, S. S. (2020). Covid-19 pandemisinin hisse senedi piyasalarına etkisi: Vaka ve ölümlerin yoğun olduğu ülkeler ile Türkiye incelemesi. *Karadeniz Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(23), 434-453.
- Investing.com Portföy Yönetim Portalı (2021). *ABD gayrisafi yurtiçi hâsıla*. Erişim tarihi: 01.03.2021, <https://tr.investing.com/economic-calendar/gdp-375>.
- Investing.com Portföy Yönetim Portalı (2021). *Almanya gayrisafi yurtiçi hâsıla*. Erişim tarihi: 01.03.2021, <https://tr.investing.com/economic-calendar/german-gdp-131>.
- Investing.com Portföy Yönetim Portalı (2021). *Çin gayrisafi yurtiçi hâsıla*. Erişim tarihi: 01.03.2021, <https://tr.investing.com/economic-calendar/chinese-gdp-461>.
- Investing.com Portföy Yönetim Portalı (2021). *Fransa gayrisafi yurtiçi hâsıla*. Erişim tarihi: 01.03.2021, <https://tr.investing.com/economic-calendar/french-gdp-113>.
- Investing.com Portföy Yönetim Portalı (2021). *İngiltere gayrisafi yurtiçi hâsıla*. Erişim tarihi: 01.03.2021, <https://tr.investing.com/economic-calendar/gdp-121>.
- Investing.com Portföy Yönetim Portalı (2021). *İtalya gayrisafi yurtiçi hâsıla*. Erişim tarihi: 01.03.2021, <https://tr.investing.com/economic-calendar/italian-gdp-179>.
- Investing.com Portföy Yönetim Portalı (2021). *Rusya gayrisafi yurtiçi hâsıla*. Erişim tarihi: 01.03.2021, <https://tr.investing.com/economic-calendar/russian-monthly-gdp-407>.
- Investing.com Portföy Yönetim Portalı (2021). *Türkiye gayrisafi yurtiçi hâsıla*. Erişim tarihi: 01.03.2021, <https://tr.investing.com/economic-calendar/turkish-gdp-408>.
- Kayral, İ.E. ve Tandoğan, N.Ş. (2020). Covid-19 pandemisinin BİST100 endeksi, döviz kurları, altın getiri ve volatilitelerine etkisi. *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(COVID-19 Special Issue), 687-701.

- Küçükaksoy, İ., Çifçi, İ. ve Özbek, R.İ. (2015). İhracata dayalı büyüme hipotezi: Türkiye uygulaması. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(2), 691-720.
- Lee, J. ve Strazicich, M. (2003). Minimum LM unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85, 1082–1089.
- Liu, H., Manzoor, A., Wang, C., Zhang, L. ve Manzoor, Z. (2020a). The Covid-19 outbreak and affected countries stock markets response. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(8), 1-19.
- Liu, L., Wang, E.Z. ve Lee, C.C. (2020b). Impact of the Covid-19 pandemic on the crude oil and stock markets in the US: A time-varying analysis. *Energy Research Letters*, 1(1), 1-5.
- Lumsdaine, R. ve Papell, D. (1997). Multiple trend breaks and the unit root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79, 212–218
- Maki, D. (2012). Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks. *Economic Modelling*, 29, 2011–2015.
- Ng, S. ve Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69, 1519–1554
- Our World in Data (2021). *Coronavirüs pandemisi*. Erişim tarihi: 06.02.2021, <https://ourworldindata.org/coronavirus>.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
- Phillips, C.B. ve Hansen, B.E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- Saatçi, M. ve Dumrul, Y. (2013). Elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme ilişkisinin dinamik bir analizi: Türkiye örneği. *Uludağ Journal of Economy & Society*, 32(2), 1-24.
- Salisu, A. A., Raheem, I.D. ve Vo X.V. (2020). Assessing the haven property of the gold market during Covid-19 pandemic. *International Review of Financial Analysis*, 74(2021), 1-7.
- Samaniego, D.V. (2021). The dynamics of oil prices, COVID-19, and exchange rates in five emerging economies in the atypical first quarter of 2020. *Journal of Management and Economics for Iberoamerica*, 37(158), 17-27.
- Sevüktekin, M. ve Çınar, M. (2017). *Ekonometrik zaman serileri analizi: Eviews uygulamalı*, 5. Baskı, Bursa, Dora Basım Yayın.
- Tatlı, H. ve Göçer, İ. (2015). Türkiye’de sosyal güvenlik politikalarının sürdürülebilirliği: Çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizi. *Business and Economics Research Journal*, 6(3), 87-111.
- Topçu, M. ve Gülal, Ö.S. (2020). The impact of Covid-19 on emerging stock markets. *Finance Research Letters*, 36, 1-4.
- Topaloğlu, E.E., Ege, İ. ve Koycu, E. (2021). Coronavirus (Covid-19) and stock market: Empirical analysis with panel data approach. *International Journal of Economics and Finance*, 13(3), 31-39.
- TÜBİTAK Covid 19 Türkiye Web Portalı (2021). *Türkiye vaka ve vefat sayıları verileri*. Erişim tarihi: 06.02.2021, <https://covid19.tubitak.gov.tr/turkiyede-durum>.
- Türkiye Cumhuriyeti Cumhurbaşkanlığı, Strateji ve Bütçe Başkanlığı (2020). *Dünya ekonomisindeki son gelişmeler bülteni*, 2020/3. Erişim tarihi: 01.03.2021, [https://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2020/12/DEG\\_2020\\_Yili\\_3\\_Ceyrek-22122020.pdf](https://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2020/12/DEG_2020_Yili_3_Ceyrek-22122020.pdf).
- Ünlü, A., Kabak, S. ve Dur, D.T. (2020). Koronavirüs (Covid-19) pandemisinin Türkiye’nin BİST finansallar sektör endeksi üzerindeki etkisi. *Journal of Economics and Research*, 1(2), 26-41.



- 
- Xu, L. (2021). Stock return and the Covid-19 pandemic: Evidence from Canada and the US. *Finance Research Letters*, 38, 1-7.
- Yousef, I. ve Shehadeh, E. (2020). The impact of Covid-19 on gold price volatility. *International Journal of Economics and Business Administration*, 8(4), 353-364.
- Zivot, E. ve Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251–270.
-