

GAZİANTEP UNIVERSITY JOURNAL OF SOCIAL SCIENCES

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



Araştırma Makalesi • Research Article

COVID-19 Pandemisinin Petrol ve Altın Fiyatları Üzerine Etkisi: Parametrik Olmayan Eşbütünleşme Sıra Testi

The Effect of the COVID-19 Pandemic on Oil and Gold Prices: Nonparametric Cointegration Rank Test

Emre ÇEVİK^a*, Esin Cumhuri YALÇIN^b, Selin ÖZDEMİR YAZGAN^c

^a Arş. Gör. Dr., Kırklareli Üniversitesi, İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü, Kırklareli / TÜRKİYE
ORCID: 0000-0002-2012-9886

^b Dr. Öğr. Üyesi, Kırklareli Üniversitesi, İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü, Kırklareli / TÜRKİYE
ORCID: 0000-0002-0457-4971

^c Doç. Dr., Marmara Üniversitesi, İktisat Fak., Ekonometri Bölümü, İstanbul / TÜRKİYE
ORCID: 0000-0002-6095-5242

MAKALE BİLGİSİ

Makale Geçmişi:

Başvuru tarihi: 30 Ağustos 2020

Kabul tarihi: 23 Ekim 2020

Anahtar Kelimeler:

Covid-19,

Parametrik olmayan eşbütünleşme,

Petrol fiyatları,

Altın fiyatları

ARTICLE INFO

Article History:

Received August 30, 2020

Accepted October 23, 2020

Keywords:

Covid-19,

Nonparametric cointegration rank test,

Oil prices,

Gold prices

ÖZ

Bu çalışmada, COVID-19 toplam vaka sayısı ile Brent petrol ve altın ons fiyatları arasındaki uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi araştırılmıştır. Analiz dönemi olarak 31 Aralık 2019 ile 17 Ağustos 2020 tarihleri arası günlük frekansta veriler kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi, Nielsen (2010) tarafından önerilen parametrik olmayan yöntemle incelenmiştir. Elde edilen bulgular, toplam vaka sayısı ile petrol ve altın fiyatları arasında hem ikili hem de eşbütünleşme ilişkisi olduğunu ortaya koymuştur. Bu bulgu ile, COVID-19 salgınının ülke ekonomilerini ve finans piyasalarını etkileyeceği sonucuna ulaşılmıştır.

ABSTRACT

In this study, long-term cointegration relation between COVID-19 total case numbers and Brent oil prices and gold prices per ounce examined. Daily frequency data between December 31, 2019 and August 17, 2020 used as the analysis period. The cointegration relation between variables is realized via the nonparametric method suggested by Nielsen (2010). According to the results, it concluded that there are a binary and triple cointegrated between total case numbers and oil and gold prices. Thus, it resulted that the COVID-19 virus will affect the economies and the financial markets of the countries.

* Sorumlu yazar/Corresponding author.
e-posta: emre.cevik@klu.edu.tr

EXTENDED ABSTRACT

The COVID-19 virus, which emerged in the city of Wuhan in the Republic of China on December 31, 2019, has affected the whole world over time and has been declared as a pandemic. Since the day it started, scientific studies have been conducted rapidly in many disciplines, such as medicine, economics and finance. Although studies on the effects of COVID-19 in each area have accelerated, there are still quite limited works in the literature. At this point, the main aim of the study is to investigate the interaction of the COVID-19 epidemic with gold and oil prices and to contribute to the literature in this context. When the related literature is searched, it seems that there is no study that examines the relationship between gold and oil prices of COVID-19 with nonparametric cointegration analysis based on variance ratio statistics. In this context, it is thought that the study will make an important contribution to the literature.

In this study, in order to determine the degree of cointegration between COVID-19 and oil and gold prices, the nonparametric variance ratio test approach and the cointegration rank test is proposed. One of the most important advantages of the method is that the generated test statistics are calculated without any prior knowledge about the power of cointegration relations or the cointegration vector (s).

The aim of this study is to analyze the long-term integration or cointegration relationship between the number of COVID-19 cases with oil and gold prices with nonparametric cointegration analysis. As the number of cases increased in the global epidemic, quarantines and curfews were imposed, and economies around the world came to a standstill. In the USA, the largest importer of oil, total demand decreased and imports fell due to insufficient oil storage areas. Accordingly, oil prices have also decreased. In this context, economic developments in the world associated with the increase in the number of COVID-19 cases have determined the subject of this study. In the long-term, will the developments in finance and oil prices with the total number of cases move together or will they return to their old equilibrium?

As the descriptive statistics of the variables used in the analysis, the average total number of cases is 5.25 million people, while the high standard deviation and range indicate a large variability in the total number of cases. PF (oil prices) have dropped to levels of \$9 and its mean price is calculated at \$41.13. The fact that the standard deviation of AF (gold prices) has a high value after TVAKA (total case) and varies with approximately \$574 in this period summarizes the demand for gold.

According to VR test results of the univariate variables, the test statistics for the null hypothesis of $d=1$ are 50.79, 52.20 and 153.72, respectively. So these test statistics are not greater than the critical values and the level of integrations are not $I(1)$. At the same time the test statistics are obtained for the value of $d=0.10$. Nielsen (2010, s.175) emphasized that the null hypothesis is $d=1$ but he also suggested that the results of the $d=0.1$ could be used for simulation and comparing the results. The results of the $d=0.1$ is not greater than the critical value and these results support the integration level of the variables are between the 0 and 1. For a condition that n is the number of eigenvalue and r is the number of rank, the results show that LTVAKA and LPF are cointegrated in the different states of $n-r=1$ and $n-r=2$. VR test statistics are not greater than the all critical values for the cointegration relationship between LTVAKA and LAF in the case of $d_1=1$ and these results address that they are cointegrated. The last test results show that all three variables are cointegrated because of the VR test statistics are not greater than the critical values. These results are supported with the results of the $d=0.1$. VR test statistics obtained from different scenarios show that LTVAKA and LPF and LAF are cointegrated in both binary and triple ways.

As a result, the COVID-19 virus, which started in the Republic of China at the end of 2019 and spread rapidly around the world, has disrupted the economic structure of all countries as well as human health. While some economies have been come to recession, the demand of the energy, which is the important input for the GDP, has been decreasing because of the COVID-19. Curfews and cancelling flights have decreased the amount of demand for inputs, especially oil, in manufacturing. In order to stimulate the economy, most of countries have taken measures to increase domestic demand in the way of monetary expansion. There is no any idea for how much COVID-19 damages the economies in a result of monetary expansion with uncertainty of bring under control, financial investors are in search of to alternative investment instruments. For this reason, small and large investors have turned to gold, one of the alternative investment tools. The ounce price of gold, which was 1519.5 on December 31, 2019, increased by 33.66% to \$2031 in August.

Filling of oil stock of USA and decisions of decreasing the oil price taking by OPEC members have been result of the COVID-19. It is obvious that this situation is unsustainable for both financial markets and oil exporting countries. Therefore, the cointegration relationship between the total number of cases and oil and gold prices around the world have been investigated with the nonparametric cointegration analysis proposed by Nielsen (2010) in this study. The cointegration relationship between the variables has been investigated with total case-oil price, total case-gold price and total case-oil price-gold price. According to both binary and triple cointegration results show that the total number of cases and oil and gold prices are cointegrated.

From economic perspective, the results show that increasing and decreasing in the number of cases will play an important role in determining oil price. In addition, the changing in the number of cases will be effective in the trend of gold called the safe harbor with the monetary expansion. In short, if the COVID-19 pandemic cannot be brought under control, it appears that it will have an impact on the finance and real economy.

Giriş

2019 yılı Aralık ayında, Çin Halk Cumhuriyeti'nin Wuhan kentinde akciğer enfeksiyonu tespit edilen hastaların sağlık kurumlarına başvurmaları sonucu ortaya çıkan ve kısa sürede tüm dünyayı etkisi altına alan küresel salgın, beraberinde getirdiği ölümlerle dünya ekonomisinde de tahribat yaratmıştır. Yeni koronavirüs olarak adlandırılan bu virüs, aslında Kasım 2002-Temmuz 2003 tarihlerinde şiddetli akut solunum yolu sendromuna (SARS) ve 2012'de Orta Doğu Solunum Sendromu'na (MERS) neden olan virüsle aynı ailedendir (Çöl ve Güneş, 2020, s.1). Koronavirüsler adlarını mikroskopla bakıldığında bir taca benzemesinden dolayı Latince'de taç anlamına gelen Corona'dan almışlardır (Queensland Heald, 2020).

Dünya Sağlık Örgütü (WHO) tarafından COVID-19¹, SARS ve MERS gibi öldürücü sonuçları olan ve kesin tedavisinin halen bulunmadığı bir salgındır. SARS virüsünden dünya genelinde 8437 kişi hastalanmış ve 813 kişi hayatını kaybetmiş olup ölüm oranı %9.6 (WHO, 2003); MERS virüsünden 2229 kişi hastalanıp 791 kişi hayatını kaybetmiş olup ölüm oranı %35.5 olarak salgın sonlanmıştır (WHO, 2018, s.1-3). COVID-19 virüsünden dolayı, 20 Ağustos 2020 tarihi itibarıyla toplam vaka sayısı 24,822,085 iken ölen kişilerin sayısı 838,315 olup ölüm oranı %3.4'dür (WHO, 2020). SARS ve MERS'e göre COVID-19'un ölüm oranının düşük olması olumlu bir durum olarak görülürken toplam vaka sayısındaki hızlı artış oranı ve toplam vefat edenlerin sayısının bu denli yüksek olması, dünya genelinde pandemi olarak ilan edilmesine neden olmuştur.

Pandeminin ilan edilmesiyle birlikte, vakaların görüldüğü ülkelerde çeşitli sosyal ve ekonomik tedbirler alınmıştır. ILO (2020)'nin yayınladığı rapora göre, alınan tedbirlerin %30.5'i sosyal harcama, %27.4'ü sosyal program ve %22.1'i yeni program veya yardımdan oluşurken, ilerleyen önlemlerde yardım düzeyini artırma, kapsamı genişletme ve erişimi/yönetimi iyileştirme tedbirleri öncelik kazanmıştır. Ancak bu tedbirlerle uygulanan sokağa çıkma yasakları ve uçuşların yasaklanmasıyla başta petrol olmak üzere birçok ürün ve hizmete olan talep azalmıştır. İşyerlerinde artan vakalar ve alınmayan önlemler, sokağa çıkma yasaklarıyla beraber ekonomide daralmaya neden olmuştur. Ülkeler tarafından alınan tedbirler kapsamında, ekonomileri canlı tutmak amacıyla parasal genişlemeye gidilmiştir. 6 Ocak 2020 tarihinde FED'in M2 para stoğu 15,337.7 milyar \$ iken 30 Mart 2020 itibarıyla 16,533.3 milyar \$ ve 10 Ağustos 2020 tarihinde 18,402.5 milyar \$ olarak gerçekleşmiştir (FRED, 2020). Artan para arzı ve COVID-19 salgınının belirsizliği nedeniyle, yatırımcılar için önemli bir yere sahip olan altına talep artmış ve Ocak 2020'de altının onsu 1524.50\$'dan Haziran 2020'de 2051.50\$ seviyesine gelerek rekor kırmıştır.

Bu nedenle bu çalışmada, COVID-19 toplam vaka sayıları ile petrol ve altın fiyatlarının uzun dönem ilişkili olup olmadıkları Nielsen (2010) tarafından önerilen parametrik olmayan eşbütünleşme analizi ile araştırılmıştır. Çalışma dört bölüme ayrılmıştır. İlk bölüm, COVID-19 salgınının ekonomik etkilerini inceleyen çalışmalarını kapsayan literatür taramasını içermektedir. Sonraki bölümlerde, sırasıyla yöntem ve veri seti tanıtılmış, analiz sonuçları paylaşılarak bulgular yorumlanmış, sonuç bölümünde ise çalışma özetlenip politika yapıcılara öneriler sunulmuştur.

Literatür

31 Aralık 2019 tarihinde Çin Halk Cumhuriyeti'nin Wuhan kentinde ortaya çıkan korona virüs zamanla tüm dünyayı etkilemiş ve salgın pandemi olarak ilan edilmiştir. COVID-19 hastalığının dünyaya yayılmasıyla birlikte, tıp, biyoloji, ekonomi ve finans gibi pek çok

¹ COVID-19 adını, İngilizce karşılığı olan Corona Virus Disease'in ilk harflerinden oluşan COVID ve 2019 yılında ortaya çıkmasından dolayı almıştır.

farklı disiplinlerde bilimsel çalışmalar yapılmaya başlansa da hala literatürde kısıtlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Salgının altın ve petrol piyasalarına etkileri ile ilgili yapılan çalışmalar aşağıda yer almaktadır.

Mensi vd. (2020) çalışmalarında Asimetrik Çoklu Fraktal Trendden Arındırılmış Dalgalanma analizi (A-MF-DFA) uygulayarak COVID-19 salgını öncesi ve sonrası 23/04/2018-24/04/2020 dönemi için 15 dakikalık aralıklı gün içi verileri kullanarak COVID-19'un altın ve petrol fiyatlarının çoklu fraktallığı üzerindeki etkilerini yukarı ve aşağı yönlü trendlere göre incelemiştir. Analiz sonucunda çoklu fraktallığın, özellikle Brent petrolün aşağı yönlü, altın fiyatlarının ise yukarı yönlü eğiliminde daha yüksek olduğu ve bu aşırı asimetrinin COVID-19 salgını sırasında daha da net gözüktüğünü ifade etmiştir.

Gharip vd. (2020) COVID-19'un ekonomik etkisini değerlendirmek için ham petrol ile spot altın fiyatları arasındaki doğrusal ve doğrusal olmayan nedensellik ilişkisini üç Granger testi ile incelemiştir. West Texas Light ham petrol (WTI) ve altın fiyatlarını 04/01/2020-04/05/2020 dönemi için Phillips ve Shi'nin özyinelemeli (bootstrap) tekniğini kullanarak ham petrol ve altın piyasalarındaki kabarcıkları belirlemişler ve bu kabarcıkların iki taraflı bir bulaşma etkisi (bilateral contagion effect of bubbles) olduğunu ifade etmişlerdir.

Dutta vd. (2020) COVID-19 döneminde altının uluslararası ham petrol piyasaları için güvenli bir liman olup olmadığını incelemek için altın ve petrol piyasaları arasındaki zamanla değişen korelasyonları ampirik olarak araştırmışlardır. Aynı zamanda karşılaştırma amacıyla Bitcoin'in güvenli liman özelliğini de test etmişlerdir. DCC-GARCH modeli aracılığıyla elde edilen zamanla değişen korelasyonların sonuçları, altının hem WTI hem de Brent ham petrol piyasaları için güvenli bir liman olduğunu göstermiştir. Bitcoinin ise sadece ham petrol için bir çeşitlendirici görev gördüğünü ifade etmişlerdir. Çalışmanın bir diğer sonucu da yatırımcıların bitcoin yerine portföylerine petrol ve altını dahil ettiklerinde portföy riskini en aza indirdiklerini ortaya koymuştur.

Sharif vd. (2020) araştırmalarında 21/01/2020-30/03/2020 dönemi günlük veriler ile ABD'de vaka sayısı, petrol fiyatları (WTI), US-EPU (haberler bazlı endeks), ABD jeopolitik risk endeksi (GPR) ve ABD hisse senedi fiyat endeksi (SPI) değişkenlerini kullanarak COVID-19 salgınının, petrol fiyatlarındaki dalgalanma şoku, borsa, jeopolitik risk ve ABD'deki ekonomik politika belirsizliği arasındaki bağlantıyı incelemiştir. Uyguladıkları uyum dalgacık yöntemi (coherence wavelet method) ve dalgacık temelli Granger nedensellik testleri (wavelet-based Granger causality tests) sonucunda COVID-19'un petrol fiyatı şoklarının, jeopolitik risk seviyelerinin, ekonomik politika belirsizliğinin ve borsa oynaklığının üzerinde etkisi olduğunu ortaya koymuşlardır.

Albulescu (2020) çalışmasında 21/01/2020-13/03/2020 dönemi için COVID-19 salgınının ham petrol fiyatları üzerindeki etkisini araştırmıştır. Aynı zamanda finansal oynaklığın ABD ekonomisi politikası belirsizliğinde etkisi olup olmadığını değerlendirmiştir. ARDL sınır testi sonucunda elde edilen bulgular, COVID-19'un uzun vadede ham petrol fiyatları üzerinde negatif etkiye sahip olduğunu ve dolaylı bir şekilde petrol fiyatlarına etkilediğini göstermektedir. Bununla birlikte, COVID-19'un finansal piyasaların oynaklığını artırarak doğrudan bir etki yarattığını ifade etmiştir.

Corbet vd. (2020) 11/03/2019-11/03/2020 dönemi saatlik veriler kullanarak COVID-19 salgınının başlangıç noktası olarak kabul edilen 31/12/2019 tarihinden öncesi ve sonrası dönemleri karşılaştırarak COVID-19'un Çin borsalarına (Shanghai ve Shenzen) olan etkisini araştırmışlardır. Analizde uluslararası borsalar (Shanghai SE, Shenzhen SE ve DJIA) ve riskten korunma alternatifleri (ham petrol fiyatları-WTI, altın ve BTC) olarak değişkenler seçilmiş ve

GARCH modeli uygulanmıştır. Analizin bulguları Çin borsaları ile ham petrol fiyatları (WTI) arasındaki ilişkinin güçlendiğini ortaya koymuştur.

Sansa (2020) çalışmasında 20/01/2020-23/02/2020 tarihleri arasında Çin'deki COVID-19 vaka sayılarının petrol fiyatları üzerindeki etkisini basit doğrusal regresyon modeli ile araştırmıştır. Araştırmanın sonucunda onaylanmış vaka sayısının petrol fiyatları üzerinde negatif bir etkisi olduğu gözlenmiştir.

Sarı ve Kartal (2020) çalışmalarında 22/01/2020-20/04/2020 dönemi günlük verileri ile COVID-19'un altın fiyatları (ons), petrol fiyatları (Brent petrol) ve VIX endeksi arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiyi ARDL sınır testi ile incelemişlerdir. Yapılan analizin sonuçları, vaka sayılarının altın fiyatları ile aynı yönde ilişkili olduğunu ve VIX endeksini (finansal piyasaların oynaklık endeksini) olumlu yönde etkilediğini, diğer taraftan vaka sayıları ile petrol fiyatları arasında bir eşbütünlüşme ilişkisinin olmadığını ortaya koymuştur.

Gürsoy vd. (2020) çalışmalarında 03/01/2017-10/03/2020 dönemi günlük veriler ile SSEC endeksinin altın, brent petrol, bitcoin ve VIX endeksi üzerindeki etkisini Toda Yamamoto nedensellik testi ile incelemişlerdir. Analizde Aralık 2019 öncesi ve sonrası ayrı ayrı dönemler için değişkenler arasındaki nedensellik test edilmiştir. SSEC endeksinden altına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu ortaya konulurken, VIX endeksi ile bu ilişkinin çift yönlü olduğu görülmüştür. Aynı zamanda, bulgular ışığında brent petrol ve bitcoin arasında herhangi ilişki olmadığı ifade edilmiştir. Diğer önemli bir bulgu da COVID-19'un Çin piyasasında altın fiyatları üzerindeki etkisinin daha da fazla olduğudur.

Şit ve Telek (2020) çalışmalarında COVID-19 sürecindeki vaka ve vefat eden kişi sayısının, altın ons fiyatları ve dolar endeksi üzerindeki etkisini 01/03/2020-07/05/2020 dönemi günlük verileri ile araştırmışlardır. Çalışmada Hatemi-J Eşbütünlüşme testi uygulamışlar ve Hatemi- J asimetric nedensellik testi ile nedensellik ilişkisini incelemişlerdir. Analiz sonucunda COVID-19 salgını sürecinde vefat ve vaka sayısı ile dolar endeksi arasında eşbütünlüşme ilişkisinin olduğu, özellikle vaka ve vefat sayısındaki pozitif şokların dolar endeksi ve altın ons fiyatı üzerinde şoklara neden olduğunu ifade etmişlerdir.

Şenol (2020) çalışmasında 21/01/2020-22/05/2020 dönemi günlük verileri ile COVID-19'un BIST100'e olan etkisini araştırmıştır. Dayanıklı en küçük kareler yöntemini (DEKK) kullanarak COVID-19 salgını süresinde vaka ve vefat sayıları ile BIST100, ABD hazine tahvil faizi ve brent petrol fiyatları arasında negatif bir ilişki olduğunu; diğer taraftan altın, Türkiye 5 yıllık tahvil faizi, döviz kuru ve oynaklık endeksi (VIX) arasında ise pozitif ilişki olduğunu tespit etmişlerdir.

Gülhan (2020) çalışmasında 22/01/2020-08/04/2020 dönemi için günlük veriler ile COVID-19'un altın fiyatları üzerindeki etkisini ölçmek için ARDL modeli kullanmıştır. Analiz sonucunda altın fiyatlarının bağımlı değişken olduğu modelin uzun dönemi yakalama hızının %51 olduğu tespit edilmiştir. Altın fiyatlarının uzun dönem için Türkiye'deki COVID-19 vaka sayıları dışındaki tüm değişkenler (COVID-19 Dünya vaka sayısı, US dolar kuru, politika faizi ve akaryakıt fiyatları) ile eşbütünlüşme gösterdiği ifade edilmiştir. Aynı zamanda kısa dönem ARDL modelinde bağımsız değişkenlerin altın fiyatlarını açıklama gücünün %95 ve petrol ile altın fiyatları arasındaki ilişkinin pozitif yönlü olduğunu belirtmiştir.

İlgili literatür incelendiğinde COVID-19'un altın ve petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi varyans oran istatistiğine dayalı parametrik olmayan eşbütünlüşme analizi ile inceleyen bir çalışmanın olmadığı görülmektedir. Bu noktada COVID-19 salgınının altın ve petrol fiyatları ile olan etkileşimini araştırmak ve literatüre bu bağlamda katkı sağlamak çalışmanın amacını oluşturmaktadır.

Yöntem

Çalışmada COVID-19 ile petrol ve altın fiyatları arasındaki eşbütünleşme derecesini belirlemek amacıyla parametrik olmayan varyans oran test yaklaşımı ile eşbütünleşme sıra testi uygulanmaktadır. Yöntemin temelinde, otoregresif kesirli tümleşik hareketli ortalama (ARFIMA) modelinde olduğu gibi, tümleşme derecesinin kesirli olduğu durumları dikkate almaktadır. ARFIMA modelinde, tümleşme derecesi olan $d=0$ değerini aldığı anda süreç kısa hafızalı; $d=1$ olduğunda ise süreç ARIMA(p,1,q)'ya dönüşmektedir. $|d| < 0.5$ değeri için ARMA(p,q) modelinin kökleri, birim çemberin dışında yer alırsa seri durağan ya da çevrilebilir; $|d| \geq 0.5$ olduğunda ise süreç kovaryans durağan olma koşulunu sağlamayacak ve sonsuz varyansa sahip olacak ve son olarak $0 < d < 0.5$ olduğu durumda seri uzun hafızaya sahip olacaktır (Buğan vd., 2019, s.227). Parametrik olmayan eşbütünleşme testinde de d 'nin farklı değerleri için eşbütünleşme dereceleri araştırılmaktadır. Elde edilen test istatistiğinin eşbütünleşme ilişkilerinin gücü veya eşbütünleşme vektörü(leri) hakkında herhangi bir ön bilgiye ihtiyaç duymadan hesaplanması yöntemin en önemli avantajlarından biridir. Aynı zamanda birden fazla eşbütünleşme vektörü ile çeşitli değişkenler arasındaki ilişkiyi incelerken yöntem, regresyon temelli yaklaşımlara nazaran, daha kolay uygulanmaktadır. Varyans oran testi parametrik olmadığı için, belirli bir model spesifikasyonu gerektirmemekte, herhangi bir düzeltme parametresine (smoothing parameter) ihtiyaç duyulmamaktadır. Ayrıca kısa dönem dinamiklerine göre test sonucu değişmemektedir (Nielsen, 2010). Bu bağlamda, öncelikle parametrik olmayan varyans oran test yaklaşımı, sonrasında ise parametrik olmayan eşbütünleşme sıra testi hakkında bilgi verilecektir.

Varyans Oran Testi Yaklaşımı

Öncelikle parametrik olmayan varyans oranı testi yaklaşımının anlaşılabilmesi için öncelikle testin tek değişkenli versiyonu üzerinde durulmalıdır. Test istatistiği, gözlenen serilerin varyanslarının oranı ve onun kısmi fraksiyonel toplamından elde edilmektedir. Gözlemlenen tek değişkenli zaman serisi $\{z_t\}_{t=1}^T$ (1) ve fraksiyonel kısmı toplamını ifade eden (2)'den oluşmaktadır.

$$z_t = \Delta_+^{-d} u_t, \quad d > 1/2, \quad t = 1, 2, \dots, \quad (1)$$

$$\tilde{z}_t = \Delta_+^{-d_1} z_t, \quad d_1 > 0, \quad t = 1, 2, \dots, \quad (2)$$

Burada u_t sürekli bir spektral yoğunluk matrisidir ve tüm frekanslarda sıfır matrisinden sınırlandırılmış ve pozitif yarı tanımlıdır. Operatör Δ_+ ise, herhangi bir zaman serisi (vektör ya da skaler) x_t için (3)'teki gibi tanımlanmaktadır.

$$\Delta_+^{-d} x_t = (1-L)_+^{-d} x_t = \sum_{j=0}^{t-1} \frac{\Gamma(j+d)}{\Gamma(d)\Gamma(j+1)} x_{t-j} \quad (3)$$

$d > 1/2$ için ve u_t 'nin uygun koşullar altında olması ile z_t için fonksiyonel (fraksiyonel) merkezi limit teoremi (4)'teki gibi elde edilmektedir.

$$T^{1/2-d} z_{[sT]} \Rightarrow \sigma_z W_d(s), \quad 0 < s \leq 1 \quad (4)$$

\tilde{z}_t ile benzer şekilde $\sigma_z > 0$ için $T \rightarrow \infty$ 'dir. W_d süreci, $d (> 1/2)$ dereceli Tip II fraksiyonel standart Brownian önermesidir. Marinucci ve Robinson süreci (5)-(6)'daki gibi tanımlamıştır.

$$W_d(r) = 0, \quad \text{a.s.}, \quad r = 0, \quad (5)$$

$$W_d(r) = \frac{1}{\Gamma(d)} \int_0^r (r-s)^{d-1} dW_1(s), \quad r > 0. \quad (6)$$

Buradan hareketle $T \rightarrow \infty$ iken z_t ve \tilde{z}_t 'nin yeniden ölçeklendirilmiş (merkezileşmemiş) örneklemin ikinci momentleri sırasıyla (7) ve (8)'deki gibi elde edilir.

$$T^{-2d} \sum_{t=1}^T z_t^2 \xrightarrow{D} \sigma_z^2 \int_0^1 W_d(s)^2 ds \quad (7)$$

$$T^{-2(d+d_1)} \sum_{t=1}^T \tilde{z}_t^2 \xrightarrow{D} \sigma_z^2 \int_0^1 W_{d+d_1}(s)^2 ds \quad (8)$$

Böylelikle varyans oran istatistiği (9)'daki gibi tanımlanmaktadır.

$$\rho(d_1) = T^{2d_1} \frac{\sum_{t=1}^T z_t^2}{\sum_{t=1}^T \tilde{z}_t^2} \xrightarrow{D} \frac{\int_0^1 W_d(s)^2 ds}{\int_0^1 W_{d+d_1}(s)^2 ds} \quad (9)$$

$\rho(d_1)$ istatistiği tek değişkenli varyans oran istatistiğidir. Fraksiyonel toplama ile bir varyans oran istatistiği kullanma fikri ilk olarak Nielsen (2009) tarafından genel otoregresyondaki birim kök için tek değişkenli varyans oran istatistiğini ($d=1$) uygulayarak ortaya çıkmıştır. Çalışmada varyans oranı test yaklaşımını, fraksiyonel olarak entegre edilmiş zaman serileri ile çok değişkenli fraksiyonel sistemlerde eşbütünleşme sıralamasını test etmeye olanak verecek şekilde uygulaması yapılacaktır. Bu nedenle eşbütünleşme sıra testi bir sonraki kısımda açıklanacaktır.

Eşbütünleşme Sıra Testi

Parametrik olmayan bir birim kök testi için varyans oranı istatistiği, eşbütünleşme konusundaki hipotezleri test etmek için genelleştirilebilir. n vektörlü zaman serisi $\{z_t\}_{t=1}^T$ 'nin stokastik trend bileşenleri ve geçici bileşenlerin $(n - r)$ boyutlu vektörüne ayrıştırılabileceği varsayılmaktadır.

(9)'daki tek değişkenli durumlardan türetilen varyans oran istatistiği (10)'daki istatistiğe dayalı $r=0,1,\dots,n-1$ için eşbütünleşme sıraları dikkate alınmaktadır.

$$R_r(d_1) = A_r B_r^{-1}, \quad (10)$$

Burada $A_r = \sum_{t=1}^T Z_t Z_t'$ ve $B_r = \sum_{t=1}^T \tilde{Z}_t \tilde{Z}_t'$ olarak ifade edilmektedir. $R_r(d_1)$ 'in sıralanmış özdeğerleri $\lambda_1 \leq \lambda_2 \leq \dots \leq \lambda_n$ iken özdeğer ve özvektör çözümleri (11) ile sağlanmaktadır.

$$|\lambda B_r - A_r| = 0, \quad (11)$$

η_{ij} , λ_j ile ilişkili özvektörü gösterdiğinde, özdeğerler (12)'deki gibi ifade edilmektedir.

$$\lambda_j = \frac{\eta_j' A_r \eta_j}{\eta_j' B_r \eta_j}, \quad j = 1, \dots, n \quad (12)$$

Buradan hareketle parametrik olmayan varyans oranı iz istatistiği (13)'deki gibi tanımlanmaktadır.

$$\Lambda_{n,r}(d_1) = T^{2d_1} \sum_{j=1}^{n-r} \lambda_j, \quad r = 0, \dots, n-1 \quad (13)$$

(13)'ün fraksiyonel bütünleşme parametresi olan d_1 tarafından indekslenen bir test ailesini tanımladığı unutulmamalıdır. Aynı zamanda çok değişkenli varyans oranı istatistiği (13), Phillips ve Ouliaris (1988), Stock ve Watson (1988) ve Shintani (2001) tarafından (14)'te gösterilen eşbütünleşme sıra hipotezinin diğer varyans oranı tipi testleri ile de ilişkilidir. $\Lambda_{n,r}(d_1)$ istatistiğini kullanılarak eşbütünleşme sıra testi elde edilirken $\Lambda_{n,r_0}(d_1)$ 'in büyük değerleri için hipotezler (14)'te gösterilmektedir.

$$H_0 : r = r_0 \quad (14)$$

$$H_0 : r > r_0$$

Veri

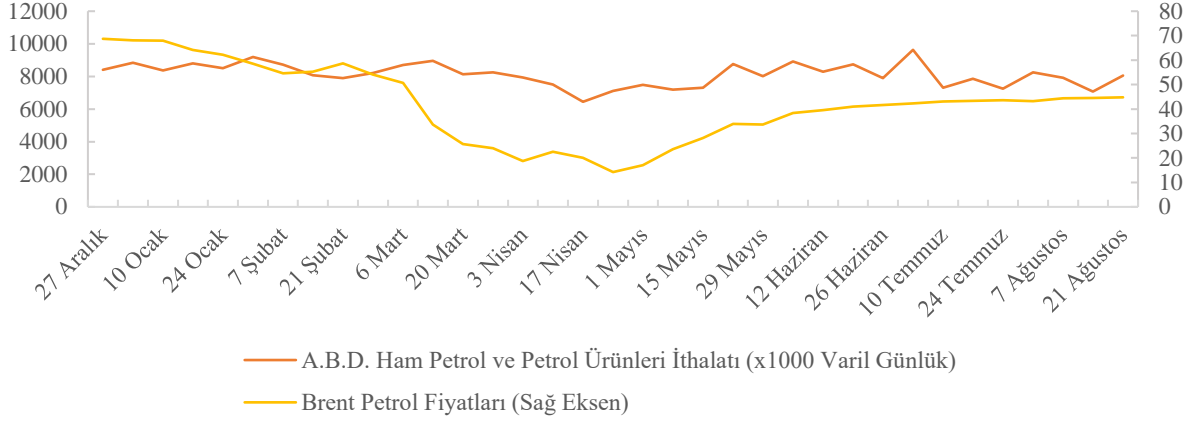
Bu çalışmada, dünya genelinde toplam vaka sayısı ile petrol ve altın fiyatları arasındaki ilişki parametrik olmayan eşbütünleşme analizi ile araştırılmıştır. Analizde kullanılan değişkenler, veri kaynakları ve dönemleri Tablo 1'de yer almaktadır. Analiz dönemi olarak Çin Halk Cumhuriyeti'nin 31 Aralık 2019'da Dünya Sağlık Örgütü'ne belirttiği tarih ile analizlerin gerçekleştirildiği son dönem ele alınmıştır. Değişkenlerin varyansta durağan olma özelliklerini sağlamak ve birim farklılığının ortadan kaldırmak amacıyla doğal logaritmaları alınarak analizlere devam edilmiştir.

Tablo 1: Analizde Kullanılan Değişkenler ve Açıklamaları

<i>Değişken</i>	<i>Açıklaması</i>	<i>Kaynağı</i>	<i>Dönemi</i>
TVAKA	Dünya genelinde toplam COVID-19 Vaka Sayısı	Verideki Dünyamız (OWID)	29 Aralık 2019-17 Ağustos 2020
PF	Brent petrol spot fiyatları	A.B.D. Enerji Enformasyon İdaresi (EIA)	29 Aralık 2019-17 Ağustos 2020
AF	1 Ons Altın fiyatı (A.B.D. Doları)	www.investing.com	29 Aralık 2019-17 Ağustos 2020
LTVAKA	Toplam COVID-19 vaka sayısının doğal logaritması	Yazarların hesaplaması	29 Aralık 2019-17 Ağustos 2020
LPF	Brent Petrol fiyatlarının doğal logaritması	Yazarların hesaplaması	29 Aralık 2019-17 Ağustos 2020
LAF	1 ons altın fiyatının doğal logaritması	Yazarların hesaplaması	29 Aralık 2019-17 Ağustos 2020

Bu çalışmanın amacı, COVID-19 vaka sayıları ile petrol fiyatları ve altın fiyatları arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasıdır. Çünkü küresel salgında vaka sayısının artmasıyla karantina ve sokağa çıkma yasakları ile beraber dünya genelinde ekonomilerin durma noktasına gelmesi, en büyük petrol ithalatçısı olan A.B.D.'de de toplam talebin azalmasına yol açmış ve petrol depolama alanlarının yetersiz kalması nedeniyle A.B.D.'nin petrol ithalatının azalmasına neden olmuştur. Buna paralel olarak petrol fiyatları da azalmıştır. Şekil 1'de A.B.D.'nin 31 Aralık 2019'dan itibaren petrol ve petrol ürünleri ithalatı ve brent petrol fiyatları yer almaktadır. 17 Nisan 2020'de A.B.D. en düşük petrol ithalatını

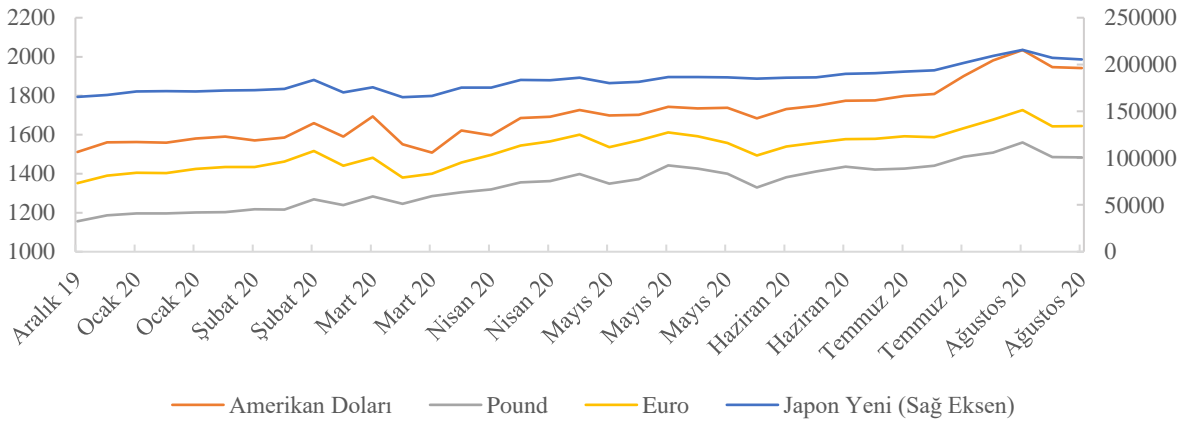
gerçekleştirirken bu tarihten itibaren petrol fiyatları da düşüşe geçmiş ve sadece yedi gün sonrası olan 24 Nisan 2020 tarihinde Brent petrol fiyatları 14 \$ seviyesine düşmüştür. Ancak petrol fiyatlarının bu şekilde düşmesi sadece A.B.D.'ye bağlı kalmayıp Petrol İhraç Eden Ülkeler Örgütü (OPEC)'nin 5-6 Mart 2020 tarihinde gerçekleştirdikleri toplantılarda alınan kararlar doğrultusunda, petrol üretiminin kesintisiz olarak devam edebilmesi için petrol fiyatlarında indirime gidilmiştir.



Şekil 1: A.B.D. Ham petrol İthalatı ve Brent Petrol Fiyatları

Kaynak: www.eia.gov

Küresel salgınla beraber durağanlaşan ekonomilerin canlanması için ülkeler bir dizi kararlar almıştır. Bunların başında parasal genişleme yer almaktadır. Parasal genişlemeyle beraber yatırımcılar belirsizlik ortamında güvenilir liman olarak nitelendirilen altına olan taleplerini arttırmışlardır. Şekil 2'de farklı para birimlerinin ons altın karşılığında değerleri yer almaktadır. Özellikle Mart 2020 ayından itibaren Dolar, Pound, Euro ve Japon Yeni'ne olan karşılıkları Mart öncesi döneme göre hızlı bir artış trendine girmiştir. 9 Ağustos 2020 tarihi itibarıyla en yüksek değerine ulaşmış, bu tarihte bir kırılma yaşanmış olsa dahi yine yüksek seyrinde devam etmektedir.

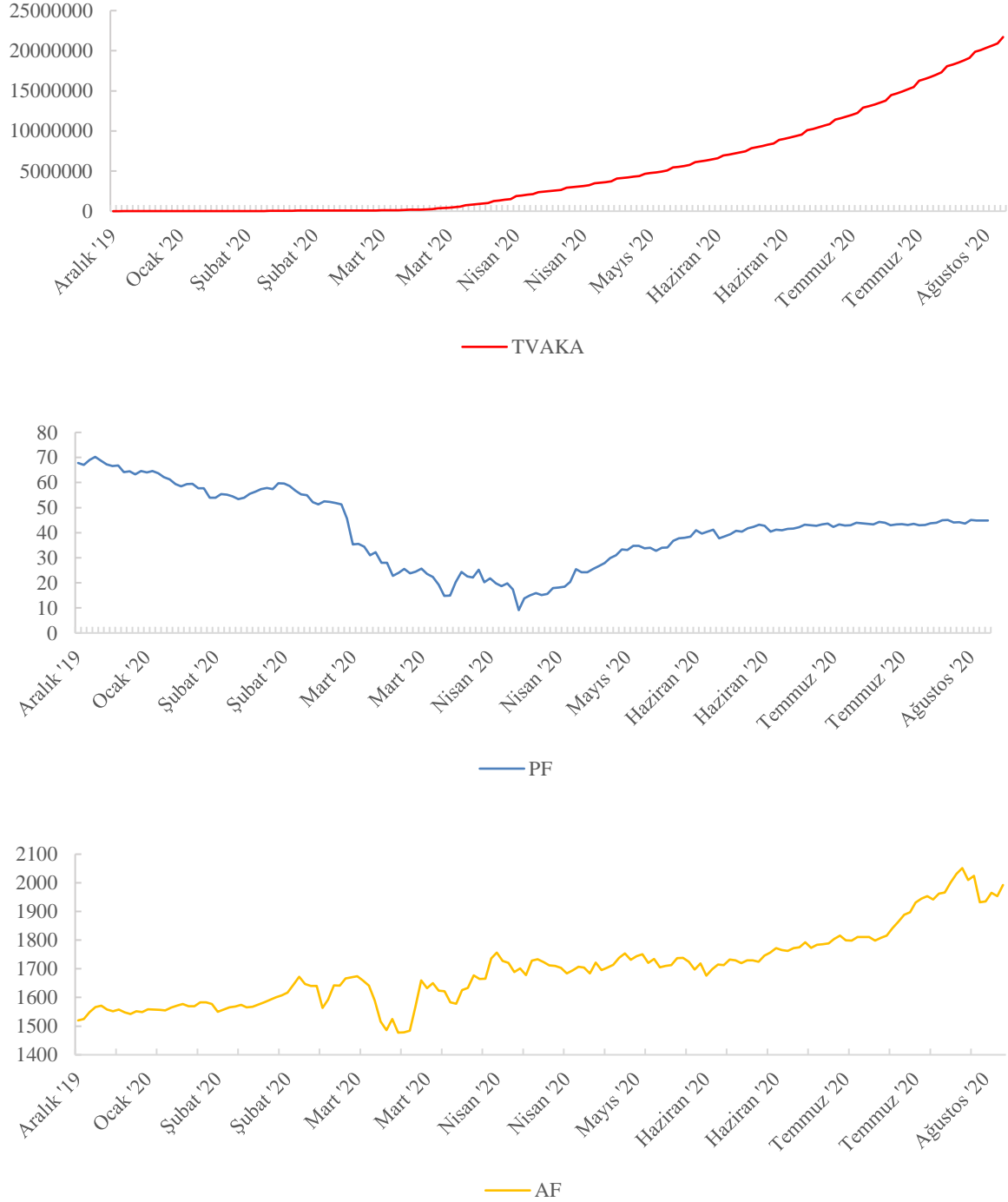


Şekil 2: Ons Altın Fiyatlarının Çeşitli Para Birimlerine Göre Değeri

Kaynak: www.investing.com

COVID-19 vaka sayısındaki artışa paralel olarak Dünya'da yaşanan bu ekonomik gelişmeler, bu araştırmanın konusunu oluşturmuştur. 1997 yılında yaşanan Asya ve 2008 yılında yaşanan Mortgage krizleri, sonuçları itibarıyla, finans piyasalarının birbirlerine entegre olduğunu destekler niteliktedir (Kılıç ve Buğan, 2019, s.50). Entegre olan piyasalarda, pandemi nedeniyle finans ve petrol fiyatlarındaki gelişmeler, uzun dönemde toplam vaka sayısı ile beraber hareket edip etmeyeceği ya da eski uzun dönem dengelerine geri dönüp dönmeyeceği

araştırmanın temel sorusudur. Bu bağlamda, öncelikle analizde kullanılan değişkenlere ait zaman grafikleri Şekil 3'te verilmiştir. Şekil 3 incelendiğinde, artan toplam vaka sayısı ile altın fiyatlarının benzer trende sahip olduğu dikkat çekmektedir. Petrol fiyatları, Nisan 2020 içerisinde en düşük değerine ulaşmış bir miktar artsa da salgının ilk görüldüğü tarih olan Aralık 2019 seviyelerine ulaşamamıştır.



Şekil 3: Analizde Kullanılan Değişkenlerin Zaman Yolu Grafiği

Tablo 2'de analizde kullanılan değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri yer almaktadır. Ortalama toplam vaka sayısı 5.25 milyon kişi iken standart sapması ve aralığının yüksek olması,

toplam vaka sayılarında büyük bir değişkenlik olduğunu göstermektedir. PF ise 9\$ seviyelerine kadar düşmüş ve ortalama 41.13\$ olarak belirlenmiştir. AF'nin standart sapmasının TVAKA'dan sonra yüksek değerde olması ve yaklaşık 574\$ ile bu dönemde değişkenlik göstermesi, altına olan talebi özetlemektedir. Her üç değişkenin de çarpıklık ve basıklık katsayıları standart hatalarına oranlandığında (çarpıklık için TVAKA: $1.077/0.192=5.609$; PF: $-0.037/0.192=-0.198$; AF: $0.70/0.192=3.65$ ve basıklık için TVAKA: $-0.022/0.381=-0.06$; PF: $-0.816/0.381=-2.14$; AF: $0.114/0.381=0.299$) ± 1.96 aralığının dışında olduğu, dağılımlarının simetrik olmadığı ve parametrik olmayan dağılımlara sahip oldukları gözlenmektedir.

Tablo 2: Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

İstatistik	Değişkenler		
	TVAKA	PF	AF
Ortalama	5255460	41.13094	1698.894
Medyan	2627208	42.79	1699.938
Mod	59	64.63	1640
Standart Sapma	6251878	14.87921	129.1339
Basıklık	-0.02212	-0.81636	0.11412
Çarpıklık	1.077152	-0.03771	0.701524
Aralık	21706285	61.13	574.2
Minimum	27	9.12	1477.3
Maksimum	21706312	70.25	2051.5
T	160	160	160

Bulgular

Tablo 3'te, değişkenlerin VR test sonuçları yer almaktadır. $d=1$ sıfır hipotezine ait değişkenlerin test istatistikleri, sırasıyla, 50.79, 52.20 ve 153.72 olup kritik değerlerden büyük değildir. Dolayısıyla değişkenler, eşbütünleşiktir. Tablo 3'te değişkenlerin $d=0.10$ değeri için de test sonuçları yer almaktadır. Nielsen (2010, s.175), test edilen hipotezin $d=1$ olduğunu vurgularken $d=0.1$ değerinin simülasyonlarda ve sonuçları karşılaştırmada kullanılabileceğini belirtmiştir. $d_1=0.1$ için değişkenlere ait test istatistiklerinin kritik değerlerden büyük olmadığı ve tümleşme derecesinin 0 ile 1 arasında değiştiği söylenebilir.

Tablo 3: Tek Değişkenli Analiz Sonuçları

Tek Değişkenli VR Test Sonuçları						
d_1	LPF	LTVAKA	LAF	%1 K.D.	%5 K.D.	%10 K.D.
0.10	1.56	1.62	1.93	2.08	1.98	1.93
1.00	50.79	52.20	153.72	457.46	291.93	228.13

Tablo 4'te ise üç farklı durum için değişkenleri eşbütünleşik olup olmadığının VR testi sonuçları yer almaktadır. n özdeğer sayısı ve r rank sayısı olmak koşuluyla, $n-r$ 'nin farklı durumlarından elde edilen test istatistikleri incelendiğinde, $d_1=1$ için LTVAKA ile LPF'nin hem $n-r=1$ hem de $n-r=2$ durumunda eşbütünleşik olduğu sonucuna ulaşılmıştır. LTVAKA ile LAF arasındaki eşbütünleşme, $d_1=1$ için VR test istatistiğinin tüm kritik değerlerden yüksek olmadığından eşbütünleşik olduğu ve son olarak üç değişkenin beraber ele alındığı modelde VR test istatistiklerinin kritik değerlerden daha büyük olmaması nedeniyle eşbütünleşik olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlar, $d_1=0.1$ durumunu da desteklemektedir. Farklı senaryolardan

elde edilen VR test istatistikleri, LTVAKA ile LPF ve LAF arasında gerek ikili gerekse üçlü olarak eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir.

Tablo 4: Çok Değişkenli VR Test Sonuçları

		n-r=1		n-r=2		n-r=3	
		VR	K.D.	VR	K.D.	VR	K.D.
LTVAKA-LPF	d ₁ =0.10		%1 2.08		%1 4.01		
		1.56	%5 1.98	3.52	%5 3.88	-	-
			%10 1.93		%10 3.81		
	d ₁ =1.00		%1 228.18		%1 971.59		
		50.05	%5 291.93	322.99	%5 697.41	-	-
			%10 228.18		%10 586.52		
LTVAKA-LAF	d ₁ =0.10		%1 2.08		%1 4.01		
		1.62	%5 1.98	3.61	%5 3.88	-	-
			%10 1.93		%10 3.81		
	d ₁ =1.00		%1 228.18		%1 971.59		
		51.28	%5 291.93	377.44	%5 697.41	-	-
			%10 228.18		%10 586.52		
LTVAKA-LPF-LAF	d ₁ =0.10		%1 2.08		%1 4.01		%1 5.97
		1.55	%5 1.98	3.32	%5 3.88	5.32	%5 5.82
			%10 1.93		%10 3.81		%10 5.75
	d ₁ =1.00		%1 228.18		%1 971.59		%1 1706.81
		44.40	%5 291.93	234.34	%5 697.41	569.55	%5 1325.41
			%10 228.18		%10 586.52		%10 1157.34

Sonuç

2019'un sonlarında Çin Halk Cumhuriyeti'nde başlayıp hızla dünyaya yayılan COVID-19 virüsü, insan sağlığının yanı sıra, tüm ülkelerin de ekonomik yapısına zarar vermiştir. Bazı ülkelerde COVID-19 ekonominin durma noktasına gelmesine ve GSYİH'nın önemli bir girdisi olan enerji talebinin de daralmasına neden olmuştur. Ülkelerin uçuşlarını kapaması, sokağa çıkma yasakları gibi alınan önlemler, başta petrol olmak üzere imalatta kullanılan girdilere olan talebi azaltmıştır.

Ekonomiyi canlandırmak amacıyla ülkelerin çoğu, parasal genişlemeye giderek iç talebi arttırmaya yönelik önlemler almışlardır. COVID-19'un ülke ekonomilerine vereceği zararın boyutları öngörülemediğinden dolayı yarattığı tahribat sadece reel ekonomide değil finans piyasalarında da hissedilmiştir. Bu nedenle, küçük ve büyük yatırımcılar, alternatif yatırım araçlarından biri olan altına yönelmişlerdir. 31 Aralık 2019'da 1519.5 \$ olan altının ons fiyatı, Ağustos ayında %33.66 artarak 2031 \$ seviyelerine gelmiştir.

A.B.D'nin petrol stoklarını doldurması ve OPEC üyelerinin aldığı kararlar neticesinde petrol fiyatlarının düşmesi, COVID-19 virüsünün sebep olduğu olaylardan biridir. Bu durumun gerek finans piyasaları gerekse petrol ihracatçısı ülkeler açısından sürdürülemez olması aşıkardır. Bu nedenle bu çalışmada dünya genelinde toplam vaka sayısı ile petrol ve altın fiyatları arasındaki eşbütünleşme ilişkisi, Nielsen (2010) tarafından önerilen parametrik olmayan eşbütünleşme analizi ile araştırılmıştır. Toplam vaka sayıları ile petrol ve altın fiyatları arasındaki eşbütünleşme ilişkisi, ikili ve üçlü olarak araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, gerek ikili gerekse üçlü eşbütünleşme sonuçları, toplam vaka sayıları ile petrol ve altın fiyatlarının eşbütünleşik olduğunu göstermiştir.

İktisadi açıdan bu sonuçlar değerlendirildiğinde, vaka sayısındaki artış/azalışlar, petrol fiyatlarının belirlenmesinde önemli derecede rol oynayacaktır. Ayrıca vaka sayılarındaki değişimin özellikle parasal genişlemenin devam etmesi halinde de güvenilir liman olarak adlandırılan altına yönelimde etkin olacaktır. Kısacası, COVID-19 salgını kontrol altına alınamaması durumunda finans ve reel ekonomi üzerinde etkin olacağı görülmektedir.

Kaynakça

- Albulescu, C. (2020). Coronavirus and oil price crash. Available at SSRN 3553452. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3553452>.
- Buğan, M. F., Çevik, E. İ., ve Çevik, N. K. (2019). Katılım 30 endeksi için zayıf formda etkin piyasa hipotezinin ARFIMA-FIEGARCH model ile analizi. *Iğdır Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(1), 219-241.
- Corbet, S., Larkin, C., ve Lucey, B. (2020). The contagion effects of the COVID-19 pandemic: evidence from gold and cryptocurrencies. *Finance Research Letters*, 35(101554), 1-7.
- Çöl, M. ve Güneş, G. (2020). COVID-19 salgınına genel bakış. *COVID-19*, Ankara: Ankara Üniversitesi Basımevi.
- Dutta, A., Das, D., Jana, R.K. ve Vo, X.V. (2020). COVID-19 and oil market crash: Revisiting the safe haven property of gold and bitcoin. *Resources Policy*, doi: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101816>.
- EIA. (2020). *Europe Brent Spot Price FOB (Dollars per Barrel)*. Erişim tarihi: 18.08.2020, <https://www.eia.gov/dnav/pet/hist/LeafHandler.ashx?n=PET&s=RB RTE&f=D>.
- FRED (2020). *M2 money stock*. 21.08.2020, <https://fred.stlouisfed.org/series/M2>.
- Gharib, C., Mefteh-Wali, S. ve Jabeur, S.B. (2020). The bubble contagion effect of COVID-19 outbreak: Evidence from crude oil and gold markets. *Finance Research Letters*, <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101703>.
- Gülhan, Ü. (2020). Kovid-19 pandemisinin altın fiyatlarına etkisi: ARDL analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 34(3), 1111-1125.
- Gürsoy, S., Tunçel, M.B. ve Sayar, B. (2020). Koronavirüsün (COVID-19) finansal göstergeler üzerine etkileri, *Ekonomi Maliye İşletme Dergisi*, 3(1), 20-32.
- ILO, (2020). Dünyada COVID-19 krizine yönelik sosyal koruma tedbirleri. Erişim tarihi: 21.08.2020, https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---europe/---ro-geneva/---ilo-ankara/documents/briefingnote/wcms_741444.pdf.
- Kılıç, Y. ve Buğan, M. F. (2019). Finansal piyasaların entegrasyonu: ABD, AB, Asya piyasaları ve borsa istanbul örneği. *Sosyal Bilimler Metinleri*, 2019(1), 49-61.

- Marinucci, D. ve Robinson, P.M. (2000). Weak convergence of multivariate fractional processes. *Stochastic Processes and Their Applications*, 86, 103–120.
- Mensi, W., Sensoy, A., Vo, X.V. ve Kang, S.H. (2020) Impact of COVID-19 outbreak on asymmetric multifractality of gold and oil prices, *Resources Policy*, 101829, doi: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101829>.
- Nielsen, M.Ø. (2009). A powerful test of the autoregressive unit root hypothesis based on a tuning parameter free statistic. *Econometric Theory*, 25, 1515–1544.
- Nielsen, M.Ø. (2010). Nonparametric cointegration analysis of fractional systems with unknown integration orders. *Journal of Econometrics*, 155, 170-187.
- Our World in Data. (2020). *Our World in Data COVID-19 dataset*. Erişim tarihi: 18.08.2020, <https://ourworldindata.org/coronavirus-data>.
- Queensland Health, (2020). *Coronavirus (COVID-19) – everything you need to know, in language you can understand*, 21.08.2020, <https://www.health.qld.gov.au/news-events/news/novel-coronavirus-covid-19-sars-queensland-australia-how-to-understand-protect-prevent-spread-symptoms-treatment>.
- Phillips, P.C.B. ve Ouliaris, S. (1988). Testing for cointegration using principal components methods. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 205–230.
- Sansa, N. A. (2020). Analysis for the impact of the COVID-19 to the petrol price in China. Available at SSRN 3547413. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3547413>.
- Sarı, S.S. ve Kartal, T. (2020). COVID-19 salgınının altın fiyatları, petrol fiyatları ve VIX endeksi ile arasındaki ilişki, *Erzincan Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 13(1), 93-109.
- Sharif, A., Aloui, C. ve Yarovaya, L. (2020). COVID-19 pandemic, oil prices, stock market, geopolitical risk and policy uncertainty nexus in the US economy: Fresh evidence from the waveletbased approach. *International Review of Financial Analysis*, (70) 101496.
- Shintani, M. (2001). A simple cointegrating rank test without vector autoregression. *Journal of Econometrics* 105, 337–362.
- Stock, J.H. ve Watson, M.W. (1988). Testing for common trends. *Journal of the American Statistical Association*, 404, 1097–1107.
- Şenol, Z. (2020). *Para ve finans: COVID-19 krizi ve finansal piyasalar*, Ankara: İksad Publishing House, 75-121.
- Şit, A. ve Telek, C. (2020). COVID-19 pandemisinin altın ons fiyatı ve dolar endeksi üzerine etkileri, *Gaziantep University Journal Of Social Sciences 2020 Special Issue*, 1-13.
- WHO (2003). *Cumulative number of reported probable cases of SARS*. 21.08.2020, https://www.who.int/csr/sars/country/2003_07_11/en/.
- WHO (2018). *WHO MERS Global summary and assessment of Risk*. 21.08.2020, https://www.who.int/csr/disease/coronavirus_infections/risk-assessment-august-2018.pdf
- Yahoo Finance. (2020). *Gold Dec 20 (GC=F) historical data*. 18.08.2020, <https://ca.finance.yahoo.com/quote/GC=F/>.
-