

**T.C.
SAKARYA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**

**KAZAKİSTAN'DA COVID-19 PANDEMİSİNİN PETROL, ALTIN
FİYATLARI VE BORSA ÜZERİNDEKİ ETKİSİ**

Sabina KARIMOVA

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Danışman: Prof. Dr. Hilal YILDIZ

ARALIK - 2022

**T.C.
SAKARYA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**

**KAZAKİSTAN’DA COVID-19 PANDEMİSİNİN PETROL,
ALTIN FİYATLARI VE BORSA ÜZERİNDEKİ ETKİSİ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Sabina KARIMOVA

**Enstitü Anabilim Dalı: Ekonometri
Enstitü Bilim Dalı : Finans Ekonomisi**

“Bu tez 21/12/2022 tarihinde online olarak savunulmuş olup aşağıdaki isimleri bulunan jüri üyeleri tarafından oybirliği ile kabul edilmiştir.”

JÜRİ ÜYESİ	KANAATİ
Prof. Dr. Hilal YILDIZ	Başarılı
Doç. Dr. Gökçe CANDAN	Başarılı
Doç. Dr. Gülten DURSUN	Başarılı

ETİK BEYAN FORMU

Enstitünüz tarafından Uygulama Esasları çerçevesinde alınan Benzerlik Raporuna göre yukarıda bilgileri verilen tez çalışmasının benzerlik oranının herhangi bir intihal içermediğini; aksinin tespit edileceği muhtemel durumda doğabilecek her türlü hukuki sorumluluğu kabul ettiğimi ve Etik Kurul Onayı gerektiği takdirde onay belgesini aldığımı beyan ederim.

Etik kurul onay belgesine ihtiyaç var mıdır?

Evet ☐

Hayır ☒

(Etik Kurul izni gerektiren araştırmalar aşağıdaki gibidir:

- Anket, mülakat, odak grup çalışması, gözlem, deney, görüşme teknikleri kullanılarak katılımcılardan veri toplanmasını gerektiren nitel ya da nicel yaklaşımlarla yürütülen her türlü araştırmalar,
- İnsan ve hayvanların (materyal/veriler dahil) deneysel ya da diğer bilimsel amaçlarla kullanılması,
- İnsanlar üzerinde yapılan klinik araştırmalar,
- Hayvanlar üzerinde yapılan araştırmalar,
- Kişisel verilerin korunması kanunu gereğince retrospektif çalışmalar.)

Sabina KARIMOVA

21/12/2022

ÖNSÖZ

Tez çalışma sürecinde bilgi ve öneri anlamında hiçbir zaman desteğini esirgemeyen, öğrencisi olmaktan her zaman gurur duyacağım tez danışmanım sayın hocam Prof. Dr. Hilal YILDIZ'a teşekkürlerimi sunarım.

Ayrıca çalışmamda bana destek olan tüm bilgi ve birikimlerini benimle paylaşan Özcan AYKUT hocama teşekkür ederim. Bu yolda beni hiç yalnız bırakmayan arkadaşlarıma ve bana sabır, ilgi, güler yüz, hoşgörü ve anlayış gösteren herkese içtenlikle teşekkürlerimi sunarım.

Son olarak tüm eğitim hayatım boyunca maddi ve manevi desteğini esirgemeyen, aldığım kararları her zaman destekleyen annem Zhanar ZEYTİNOVNA'ya, anneannem Mariya TANIRBERGENOVNA'ya ve kardeşlerlerim Erasyl ve Amir'e sonsuz şükranlarımı sunar ve teşekkür ederim.

Sabina KARIMOVA
21/12/2022

İÇİNDEKİLER

KISALTMALAR.....	iii
TABLO LİSTESİ.....	iv
GRAFİK LİSTESİ.....	v
ÖZET	vi
ABSTRACT	vii
GİRİŞ.....	1
BÖLÜM 1: COVID-19 PANDEMİSİNİN KAZAKİSTAN EKONOMİSİNE	
ETKİSİ	5
1.1. Kazakistan’da COVID-19’un Petrol Fiyatlarına Etkisi.....	8
1.2. Kazakistan’da COVID-19’un Altın Fiyatlarına Etkisi	9
1.3. Kazakistan’da COVID-19’un Borsa Üzerinde Etkisi.....	10
1.3.1. KASE: Kazakistan Menkul Kıymetler Borsası.....	10
1.3.2. COVID-19’un KASE Endeksi Üzerinde Etkisi	12
BÖLÜM 2: LİTERATÜR İNCELEMESİ	15
BÖLÜM 3: VERİ VE EKONOMETRİK METODOLOJİ	27
3.1. Veri Seti.....	27
3.1.1. Değişkenlerin Tanımlanması	27
3.2. Ekonometrik Metodoloji.....	28
3.2.1. Geleneksel Birim Kök Testleri	28
3.2.2. Kırılmalı Birim Kök Testleri.....	32
3.2.3. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı.....	37
3.2.4. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi.....	39
BÖLÜM 4: AMPİRİK BULGULAR.....	41
4.1. Grafiksel analiz.....	41
4.2. Geleneksel Birim Kök Testlerinin Sonuçları	43
4.3. Breakpoint Unit Root Testi Sonuçları	48
4.4. Zivot-Andrews (ZA) Birim Kök Testi Sonuçları	52
4.5. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı Sonuçları.....	54
4.6. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi Sonuçları.....	62

SONUÇ	67
KAYNAKÇA.....	71
ÖZGEÇMİŞ.....	78



KISALTMALAR

AB	: Avrupa Birliđi
ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
ADF	: Genişletilmiş Dickey-Fuller
AO	: Additive Outlier
AR	: Otoregresif
ARDL	: Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif
CAAR	: Birikimli Ortalama Olağanüstü Getiri
DF	: Dickey-Fuller
DSÖ	: Dünya Sağlık Örgütü
EKK	: En Küçük Kareler Yöntemi
GSYİH	: Gayri Safi Yurt İçi Hasıla
IO	: Innovational Outlier
KASE	: Kazakistan Menkul Kıymetler Borsası
KPMG	: Klynveld Peat Marwick Goerdeler
KPSS	: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
KOBİ	: Küçük ve Orta Büyüklükteki İşletmeler
MOEX	: Moscow Exchange
OHAL	: Olağanüstü Hal
OPEC	: Petrol İhraç Eden Ülkeler Örgütü
PP	: Phillips ve Perron
SSCB	: Sovyet Sosyalist Cumhuriyetler Birliđi
RTS	: Rusya Ticaret Sistemi
VAR	: Vektör Otoregresif
WIG	: Varşova Menkul Kıymetler Borsası Genel Endeksi
WTI	: Batı Teksas
ZA	: Zivot-Andrews

TABLO LİSTESİ

Tablo 1: KASE Borsa Endeksinin Temsili Listesi	12
Tablo 2: COVID-19 Pandemisi, Borsalar, Petrol, Altın Fiyatları Arasındaki İlişkiyi Değerlendiren Ampirik Çalışmalar	24
Tablo 3: Değişkenlerin (Verilerin) Tanımlanması	27
Tablo 4: Wald Testi Sonuçları	43
Tablo 5: ADF Testi Sonuçları	44
Tablo 6: PP Testi Sonuçları	45
Tablo 7: Ng-Perron Testi Sonuçları	46
Tablo 8: KPSS Testi Sonuçları	47
Tablo 9: Breakpoint Unit Root Testi IO Modeli Sonuçları	49
Tablo 10: Breakpoint Unit Root Testi AO Modeli Sonuçları	51
Tablo 11: Zivot-Andrews Testi Sonuçları	52
Tablo 12: En Uygun ARDL Modelinin Seçilmesi	54
Tablo 13: ARDL Modeli Sonuçları	55
Tablo 14: Kısa Dönem Katsayıları	56
Tablo 15: Diagnostik Test Sonuçları	58
Tablo 16: VAR Modelinde Optimum Gecikme Değerinin Belirlenmesi	63
Tablo 17: Otokorelasyon-LM Testi Sonuçları	64
Tablo 18: Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi Sonuçları	66

GRAFİK LİSTESİ

Grafik 1: KASE Borsa Endeksinin Temsili Listesi.....	5
Grafik 2: Emtia Fiyatlarında Düşüş (USD).....	9
Grafik 3: Bir Gram Altının Tenge Cinsinden Fiyatı	10
Grafik 4: KASE Endeksi, 2020-2022.....	14
Grafik 5: NEWC ve DEATH Serilerinin Görünümü	41
Grafik 6: OIL, GOLD ve KASE Serilerinin Görünümü	42
Grafik 7: $OIL = F(NEWC, DEATH)$ için CUSUM ve CUSUM -SQ Testleri	59
Grafik 8: $GOLD = F(NEWC, DEATH)$ için CUSUM ve CUSUM -SQ Testleri.....	60
Grafik 9: $KASE = F(NEWC, DEATH)$ için CUSUM ve CUSUM -SQ Testleri	61
Grafik 10: Hata Terimlerinin Karakteristik Kökleri	65

ÖZET	
Başlık: Kazakistan’da COVID-19 Pandemisinin Petrol, Altın Fiyatları ve Borsa Üzerindeki Etkisi	
Yazar: Sabina KARIMOVA	
Danışman: Prof. Dr. Hilal YILDIZ	
Kabul Tarihi: 21/12/2022	Sayfa Sayısı: vii (ön kısım) + 78 (ana kısım)
Dünya Sağlık Örgütü’ne göre Aralık 2019’da Çin’de ortaya çıkan ve daha sonra resmi adı COVID-19 olarak adlandırılan koronavirüs salgını, uluslararası bir acil duruma dönüşmüştür. COVID-19, henüz ölçeği ve etkisi tam olarak değerlendirilmeyen küresel bir ekonomik krize neden olmaktadır. COVID-19’un Kazakistan ekonomisi üzerindeki etkisini değerlendiren araştırmalar incelendiğinde, konunun henüz tüm yönleriyle yansıtılmadığı görülmüştür. Bu nedenle, Kazakistan’da 2020-2022 döneminde COVID-19 vaka ve vefat sayılarının petrol, altın ve borsa fiyatlarına etkisinin ülke refahı açısından değerlendirilmesi önemlidir. Bu çalışmanın temel amacı; COVID-19’un Kazakistan’da petrol, altın fiyatları ve borsa üzerindeki etkisinin uzun vadede hareket edip etmeyeceğini ve etkilerinin kalıcı olup olmayacağını incelemektir. COVID-19’un Kazakistan’da 2020 yılında ortaya çıkmasından dolayı salgının etkisinin araştırıldığı dönem 2020 ve 2022 yılları arası olarak belirlenmiştir. Analizde bağımsız değişkenler olarak COVID-19 yeni vaka ve vefat sayıları; bağımlı değişkenler olarak ise petrol ve altın fiyatları yanı sıra Kazakistan Menkul Kıymetler Borsası (KASE) verileri de kullanılmıştır. Analizin başlangıç tarihi, Kazakistan’da pandemiden dolayı olağanüstü hal ilan edildiği 16 Mart 2020 olarak belirlenmiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin varlığı, ARDL sınır testi ile incelenmektedir. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri, Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılarak test edilmektedir. Ampirik sonuçlar, Kazakistan’da koronavirüs pandemisinin petrol, altın fiyatları ve borsa üzerindeki etkisinin kısa vadeli olduğunu göstermektedir. Ayrıca, nedensellik analizinin sonuçlarına göre, COVID-19 vaka ve vefat sayıları, petrol ve altın fiyatları ve KASE borsa endeksi arasında anlamlı bir nedensellik ilişkisi söz konusu değildir.	
Anahtar Kelimeler: COVID-19, Ekonomik Kriz, Borsa, ARDL Sınır Testi, Kazakistan	

ABSTRACT	
Title of Thesis: Impact of COVID-19 Pandemic on Oil, Gold Prices and Stock Market in Kazakhstan	
Author of Thesis: Sabina KARIMOVA	
Supervisor: Prof. Dr. Hilal YILDIZ	
Accepted Date: 21/12/2022	Number of Pages: vii (pre text) +78 (main body)
According to the World Health Organization, the coronavirus epidemic, which emerged in China in December 2019 and was later officially named COVID-19, has turned into an international emergency. COVID-19 has caused a global economic crisis, the extent and influence of which have not yet been fully evaluated. When the researches evaluating the influence of COVID-19 on the economy of Kazakhstan are examined, it has been seen that the subject has not yet been studied in all its aspects. Wherefore it is essential to evaluate the impact of the number of COVID-19 cases and deaths on oil and gold prices and stock market in Kazakhstan in the period of 2020-2022 in terms of the welfare of the country. The main purpose of the thesis is an examination of whether the influence of COVID-19 on oil, gold prices and stock market in Kazakhstan will be long-term and whether its effects will be permanent. Due to the emergence of COVID-19 in Kazakhstan in 2020, the period for evaluating the influence of the pandemic has been defined as the period from 2020 to 2022. The analysis used COVID-19 new cases and deaths as independent variables; as dependent variables were used the data of prices for oil and gold, as well as the Kazakhstan Stock Exchange (KASE). The start date of the analysis was set on March 16, 2020, when a state of emergency was reported in Kazakhstan due to the pandemic. The existence of a long-term relationship between the variables is examined with the ARDL limit test. Causality relationships between variables are tested using the Toda-Yamamoto causality test. Empirical results show that the impact of the coronavirus pandemic on oil, gold prices and the stock market in Kazakhstan is short-term. In addition, according to the results of the causality analysis, there is no significant causal relationship between the number of COVID-19 cases and deaths, oil and gold prices, and the KASE stock market index.	
Keywords: COVID-19, Economic Crisis, Stock Market, ARDL Bounds Test, Kazakhstan	

GİRİŞ

Çin Halk Cumhuriyeti Aralık 2019'da Wuhan'da daha sonra COVID-19 olarak adlandırılan bir virüsün ortaya çıktığını duyurmuştur. Bu virüsün kısa sürede tüm dünyaya yayılabileceği öngörülememiştir fakat gelişmeler bu doğrultuda seyretmiştir. Çin sağlık sistemi, bu virüsten kaynaklanan hastalığın ülke dışına yayılmasını önlemek için güçlü bir mücadele vermiştir. Ancak bireysel koronavirüs vakaları önce Avrupa ülkelerinde, ardından diğer kıtalarda ortaya çıkmaya başlamıştır. Kısa sürede salgın tüm dünyayı sarmıştır. Krizin başlarında ülkedeki karantina uygulamasından dolayı Çin'in küresel pazardaki azalan hacmi tüm dünyayı olumsuz etkilemiştir. Çin ekonomisinin uluslararası pazarlardaki ana itici güçleri ticaret, yatırım ve turizmdir. Pandeminin başlamasıyla birlikte COVID-19 salgını sebebiyle alınan tedbirler, çeşitli malların ve üretim kaynaklarının taşınmasını engelleyerek yurtiçi ve uluslararası ulaşım bağlantılarında önemli bir azalmaya yol açmıştır (Vasiev vd., 2020).

Salgının bir sonraki dalgası Avrupa Birliği ülkelerini kapsamıştır ve bunun sonucunda birçok ülke önemli sayıda vatandaşını yitirmiştir. Koronavirüsün neden olduğu kriz, AB'nin iç dayanışmasına büyük zarar vermiştir. Kısa zamanda, koronavirüsün yayılması ile mücadele önemli bir mevzu haline gelmiştir. Avrupa Birliği'nin bütünleşme politikası doğrultusunda amaçlanan yakın ve koordineli işbirliği hususundaki eksiklik ve ulusal düzeyde alınan tek taraflı önlemler sorunlara çözüm olamadığı gibi krizi daha şiddetlendirmiştir. Onun için AB üyesi devletler ve kurumlar yapılan hataları düzeltmek için birçok adım atmıştır (Babynina, 2020).

Resmi kaynaklar COVID-19 salgınının 2020 yılının Mart ayı ortasında Orta Asya'da yayılmaya başladığını belirtmektedir. Çin Halk Cumhuriyeti'nin Wuhan şehrinde hastalığın meydana çıkmasından üç ay sonra, Kazakistan'da koronavirüs ile enfekte olmuş ilk hasta, 13 Mart 2020'de, tespit edilmiştir. Koronavirüsün yayılması devam ederken, 16.03.2020 - 11.05.2020 tarihleri arasında Kazakistan'da olağanüstü hal ilan edilmiştir.

Salgın koşullarında alınan önlemler neticesinde kamu düzeninin güçlendirilmesi amaçlanmıştır, büyük alışveriş tesislerinin faaliyetleri ve işleyiş süreleri sınırlandırılmıştır, insanların topluluk halinde toplanabileceği mekanlara ve etkinliklere

kısıtlama getirilmiştir, karantina uygulanmaya başlanmıştır ve Kazakistan Cumhuriyeti sınırlarına giriş ve çıkışlara kısıtlamalar getirilmiştir.

Kazakistan bütçesinin yaklaşık yarısı petrol endüstrisinden elde edilen gelirlere oluşmaktadır. Kazakistan'ın 2020 bütçesi için varil başına 57 dolarlık bir petrol fiyatı öngörülmüştür. Lakin, belirtilen yılda varil başına gerçekleşen 20-25 dolarlık fiyat Kazakistan bütçesine ciddi bir darbe indirmiştir. Nitekim, çoğu ülkenin koronavirüs koşullarına adapte olmaya çalıştığı 2020 yılının ilk iki ayında Kazakistan ekonomisi yaklaşık 1 milyar dolar değer kaybetmiştir (Zhiltsov, 2020).

Petrol ve ana metallerin fiyatlarındaki dünya genelindeki düşüş, havayolu taşımacılığı işkolunun durma noktasına getirilmesi ile tam kapanma döneminde KOBİ'lerin çalışmalarının durdurulması, Kazakistan'ın GSYİH'sında önemli bir düşüşe neden olmuştur. Tüm bunların sonucunda ülkede ciddi bir ekonomik kriz ihtimali belirmiştir.

Pandemi nedeniyle Kazakistan petrol sektöründe fiyatlarda düşüş yaşanırken, kıymetli madenler piyasasında ise tam tersine fiyatlar hızlı bir yükseliş göstermiştir. Küresel ekonomideki yavaşlama korkuları nedeniyle değerli madenlere olan talep artmıştır. Yatırımcılar, politik veya ekonomik istikrarsızlık zamanlarında altını güvenli liman rolünde görme eğilimindedirler.

Diğer taraftan, karantinanın işletmeler üzerindeki olumsuz etkisi ve düşük tüketici talebinin yol açtığı belirsizlik nedeniyle Kazakistan finans piyasaları oynaklığa maruz kalmıştır. Kazakistan Menkul Kıymetler Borsası (KASE)'nin yıllık raporuna göre (2020), KASE endeksi Mart 2020'de oynaklığın zirvesinde %13 düşüş göstermiştir.

COVID-19'un Kazakistan ekonomisi üzerindeki etkisini konu alan çalışmalar değerlendirildiğinde, konunun henüz tüm yönleriyle yansıtılamadığı görülmüştür. Bu nedenle, Kazakistan'da 2020-2022 döneminde COVID-19 vaka ve vefat sayılarının petrol, altın ve borsa fiyatlarına etkisinin ülke refahı açısından değerlendirilmesi önemlidir.

Çalışmanın Konusu

Kazakistan'da COVID-19 pandemisinin borsa, petrol ve altın fiyatlarına etkisinin ele alınması, bu tezin esas konusunu teşkil etmektedir. Bundan yola çıkarak, COVID-19

pandemisinin petrol, altın fiyatları ve borsa üzerindeki etkisinin uzun vadede devam edip etmeyeceği ve bu etkinin kalıcı olup olmayacağına dair ampirik bir analiz sunulmaktadır.

Çalışmanın Önemi

COVID-19'un farklı bazı ülkeler özelinde petrol, altın fiyatları ve borsa üzerindeki etkisinin niteliğini incelemek amacıyla halihazırda çeşitli çalışmalar yapılmış olsa da, Kazakistan için bu konuda detaylı bir çalışma bulunmamaktadır. Ayrıca, önceki çalışmalar yeterince kapsamlı olmayıp, pandemi etkisi petrol, altın fiyatları ve borsa gibi üç faktör üzerinden daha bütüncül bir şekilde açıklanmamıştır.

COVID-19 pandemisi yeni vaka ve vefat sayılarındaki artışa bağlı olarak birçok ülkede kötü ekonomik koşullara zemin hazırlamıştır. Bu çalışma, virüsün oluşturduğu olumsuz etkilerin borsa, petrol ve altın fiyatları açısından değerlendirilmesi bakımından önemlidir. COVID-19'un dünyadaki ekonomik dengeleri derinden sarsmasına rağmen ilk ortaya çıktığı tarihin üzerinden uzun bir zaman geçmemiş olması, yani pandemi şartlarının dünya için henüz yeni olması bu çalışmanın konusu hakkındaki literatürdeki verilerin henüz kısıtlı olmasına sebebiyet vermektedir. Bu sebeple, araştırmanın yazına mühim katkı sağlayacağı umulmaktadır.

Çalışmanın Amacı

Bu tezin amacı, Kazakistan'da 2020-2022 arası dönem için koronavirüs ile enfekte olmuş hasta ve vefat sayılarının petrol, altın fiyatları ve borsa üzerindeki etkisini günlük veriler yardımı ile değerlendirmektir. Bununla beraber, tezde ulaşılan neticeler bağlamında, COVID-19'un Kazakistan'daki petrol ve altın fiyatları ve borsa üzerinde ne tür sonuçlar doğuracağı konusunda bilgi sağlamak ve piyasa katılımcılarına yatırımları hakkında yol göstermek mümkün olacaktır.

Çalışmanın Yöntemi

Araştırmada zaman serileri analizi yöntemleri izlenecektir. Kazakistan'da koronavirüs vaka ve vefat sayıları, petrol, altın fiyatları ve borsa arasındaki ilişkileri değerlendirmek amacıyla ARDL kointegrasyon testi ve Toda-Yamamoto nedensellik analizi prosedürü uygulanacaktır.

Öncelikle serilerin durağanlığını sınamak için Dickey-Fuller, Phillips-Perron, Ng-Perron, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, Breakpoint Unit Root ile Zivot-Andrews

yöntemleri kullanılacaktır. Ardından zaman serilerinin arasında uzun ve kısa dönem kointegrasyon ilişkisinin varlığını araştırmak üzere ARDL sınır testine başvurulacaktır. Son aşamada, değişkenler arasında nedensellik ilişkisini araştırmak ve nedenselliğin hangi yönde olduğunu saptamaya yönelik Toda-Yamamoto nedensellik analizi uygulanmaktadır.

Sözü edilen testler Eviews 9 paket programı eşliğinde uygulanmıştır. Analizde kullanılan petrol fiyatları Kazakistan Cumhuriyeti Ulusal İstatistik Bürosu resmi internet sitesinden, altın fiyatları Kazakistan Ulusal Bankası resmi internet sitesinden, KASE borsa endeksi Kazakistan Borsası resmi internet sitesinden ve COVID-19'un istatistikleri, yeni vaka ve vefat sayılarına ait veriler, DSÖ'ne (Dünya Sağlık Örgütü) ait resmi web sitesi vasıtası ile elde edilmiştir. Ele alınan COVID-19 vaka ve vefat sayıları, petrol, altın fiyatları ve KASE borsa endeksi 2020/03 – 2022/03 arası dönemi kapsayan günlük verilerden oluşmaktadır.

Bu tez çalışması dört bölümde biçimlenmiştir. Tezin birinci ana bölümünde Kazakistan'da COVID-19 istatistiklerinin borsa, petrol ve altın fiyatları üzerindeki etkisinin yanı sıra Kazakistan borsası ve KASE endeksine ait teorik bilgiler incelenecektir. İkinci bölümde ise literatür taraması gerçekleştirilmiştir. Üçüncü bölümde verilerin tanımlanmasına ve ekonometrik yöntemle yer verilerek araştırmada uygulanan durağanlık testleri, ARDL modeli yöntemi ve Toda-Yamamoto nedensellik analizi prosedürüne ilişkin bilgiler verilmiştir.

Tezin dördüncü bölümünde ampirik bulgular ortaya konulurken sonuç kısmında ise varılan sonuçlar üzerinde değerlendirilme yapılmıştır.

BÖLÜM 1: COVID-19 PANDEMİSİNİN KAZAKİSTAN EKONOMİSİNE ETKİSİ

Kazakistan'da ilk koronavirüs vakaları 13 Mart 2020'de Almanya'dan gelen iki Kazakistan vatandaşının koronavirüs testinin pozitif çıkmasıyla kaydedilmiştir. Virüsün yayılmasını önlemek amacıyla, 16 Mart'tan 11 Mayıs 2020'ye kadar olan süre zarfında Kazakistan'da OHAL ilan edilmiştir. Bu kapsamda, ülkeye giriş ve çıkışlara kısıtlamalar getirilmiştir; ülke genelinde karantina uygulaması ile beraber farklı kısıtlayıcı önlemler alınmıştır; gıda sektörü dışındaki büyük perakende satış noktalarının faaliyetleri askıya alınmıştır; sinema, konser, tiyatro gibi birçok sosyal ve sanatsal aktivite iptal edilmiştir ve insanların gösteri ve diğer amaçlarla kalabalık halde toplanmaları yasaklanmıştır. COVID-19 pandemisi sırasında Kazakistan ekonomisi, biri iç diğeri dış olmak üzere çifte şok yaşamıştır. Ülkenin dış kaynaklı ana risk faktörü, ekonomisinin petrol ve gaz piyasasına aşırı bağımlı olmasıdır. İç kaynaklı şok ise salgının yayılmasıyla beraber karantina önlemlerinin alınmasına bağlı olarak gerçekleşen ekonomik faaliyetlerdeki yavaşlamadır. Bu iki ekonomik şok hemen hemen tüm ülke endüstrisini olumsuz yönde etkilemiştir.

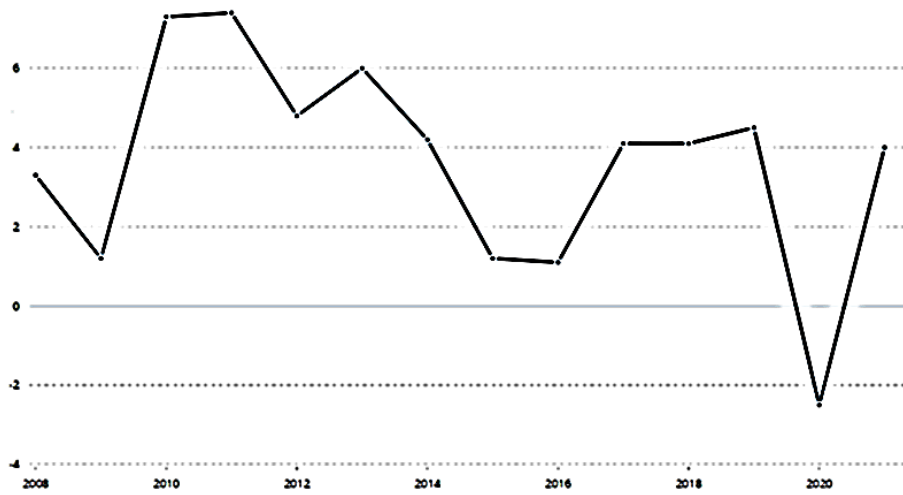
Son 20 yılda, Kazakistan ekonomisi, petrol üretimindeki sürekli artış nedeniyle büyümektedir. Buna rağmen, COVID-19 pandemisi döneminde gerileyen petrol fiyatları ve buna bağlı olarak meydana gelen istihsalinin azaltılması, ülkedeki ekonomik faaliyetlerinin sektöre uğramasının esas sebeplerinden biri olmuştur.

Ekonomik kriz ve ardından gelen karantina uygulaması kapsamındaki tam kapanma, çeşitli sektörlerdeki işletmelerin tedarik zincirlerinde kesintilere, pazarlarda ve marketlerde ürün ve malların eksikliğine, havayolu sektöründe uçuş iptallerine ve vatandaşların ülke içinde ve dışında serbest dolaşımında engellere yol açmıştır. Petrol fiyatları ve ana metal talebindeki düşüş nedeniyle Kazakistan para birimi tengede yaşanan değer kaybı alıcının satın alma gücünü olumsuz etkilemiştir. KPMG'ye göre, gıda dışı perakende, havacılık, petrol ve gaz, madencilik, ulaşım, ticaret, enerji ve kamu hizmetleri ekonomik buhrandan en fazla etkilenen işkollar olmuştur. Pandemi sırasında spor salonları (-%98), restoran işletmeleri (-79), hava taşımacılığı (%-71) ve gıda dışı perakende (%-69) en olumsuz etkilenen alanlar olmuştur. Bu alanlar yüksek düzeyde temerrüt riski yaratmıştır. Diğer taraftan aynı dönemde olumlu bir eğilimin gözlemlendiği alanlar ise gıda

perakendesi (+%11), iletişim hizmetleri (+%20) ve ilaç sektörü (+%33) olmuştur. Ayrıca, mevcut durumun da etkisiyle iş gücü ücretlerinde olumsuz değişimler olmuştur. Havacılık sektöründe ücretler %45, market ve perakende pazarında %24 ve finans sektöründe %17 azalmıştır. Çalışan sayısı havacılık sektöründe %22, market ve perakende ticaretinde %21 ve finans sektöründe %15 azalmıştır. Birçok çalışan evden çevrimiçi çalışma durumunda kalmıştır (KPMG, 2020).

Pandeminin başlamasından bu yana Kazakistan ekonomisindeki düşüşün derinliği hala tam olarak netlik kazanmamıştır. 2020 yılının ilk yarısında GSYİH'nın %3,8'i olan cari fazla %1,8 azalmıştır. 2020 yılının Ocak-Mayıs döneminde ihracatın %5,5 azalmasına rağmen ithalatın da %9,3 azalması dış ticaret dengesinin olumsuz etkilenmemesini sağlamıştır (Kazakistan Cumhuriyeti Stratejik Planlama ve Reform Ajansı Ulusal İstatistik Bürosu, 2020).

Kazakistan ekonomisi 2020'nin ikinci yarısında toparlanmaya başlamıştır; ancak reel GSYİH değeri hala COVID-19 öncesi dönemdeki değerinden daha düşük olmuştur. Ekonomideki son 20 yılın en kötü düşüşünden sonra Kazakistan'da reel GSYİH büyümesi 2020'nin üçüncü çeyreğinde toparlanmıştır ve bu iyileşme 2021'in ilk çeyreğinde de devam etmiştir. 2020'nin sonunda en fazla zarar gören işkolu hizmet işkolu olmuştur ve yılı %5,6'lık negatif büyüme oranıyla kapatmıştır. Diğer yünden, bilgi ve iletişim alanında %8,6, tarımda %5,6 ve eğitimde %2,3 oranında pozitif yönde artış gözlemlenmiştir. Karşılaştırma yapılabilmesi adına Grafik 1'de gösterildiği gibi, Kazakistan'ın toplam GSYİH'sı 2008 krizi sırasında %1,2 oranında düşerken, 2020 yılında ise düşüş %2,5 oranında gerçekleşmiştir (Dünya Bankası, 2022). Dolayısıyla, bu dönemki işletmelerin faaliyetlerinin durdurulması gibi gelişmeler ve birçok sektörde yaşanan negatif yöndeki ivme göz önünde bulundurulduğunda COVID-19'un Kazakistan Cumhuriyeti ekonomisinin 2020 yılı performansı üzerinde hayli negatif bir etkisi olduğu neticesine varılabilmektedir.



Grafik 1: 2008-2021 Döneminde Kazakistan GSYİH Büyüme Oranı (Yıllık,%)

Kaynak: Dünya Bankası, 2022

2021'in ilk çeyreğinde mevsimsellikten arındırılmış reel GSYİH, 2020 yılının dördüncü çeyreğine kıyasla %1,9 büyümüştür. Küresel ekonomik durum genel olarak iyileştikten sonra mevsimsellikten arındırılmış Kazakistan ihracatının değeri, 2020 yılının dördüncü çeyreğine kıyasla 2021 yılının ilk çeyreğinde yaklaşık %5,8 artmıştır. 2021'in ilk çeyreğinde Çin, beklenenden daha önemli bir ekonomik iyileşme gösterirken avro bölgesi ülkeleri yeni bir COVID-19 dalgası nedeniyle başka bir gerileme yaşamıştır. Ek olarak, OPEC+ petrol üretim kotasının genişletilmesi ve küresel talepte kademeli bir toparlanma zemininde, Kazakistan'daki petrol üretimi 2020 yılının üçüncü çeyreğindeki rekor düşük hacme kıyasla 2021'in ilk çeyreğinde %6 artmıştır. Ayrıca, hizmet sektörü dahil olmak üzere, yurt içi ekonomik faaliyetlerin kısa vadeli göstergeleri belirli bir düzeyde iyileşme göstermiştir. Perakende ve yük taşımacılığı sektörlerindeki durgunluk giderek azalmıştır. İnşaat sektörü, emeklilik tasarruflarının kısmi kullanımına izin veren politikalar ve konut hedefine yönelik gayrimenkul yatırımlarını destekleyen bir hükümet programı sayesinde güçlü bir büyüme göstermiştir. Ekonomik faaliyetlerdeki bu iyileşmeye rağmen, 2021'in ilk çeyreğinde reel GSYİH, 2020 yılının ilk çeyreğine göre %1,5 daha düşük seviyede kalmıştır (Dünya Bankası, 2021).

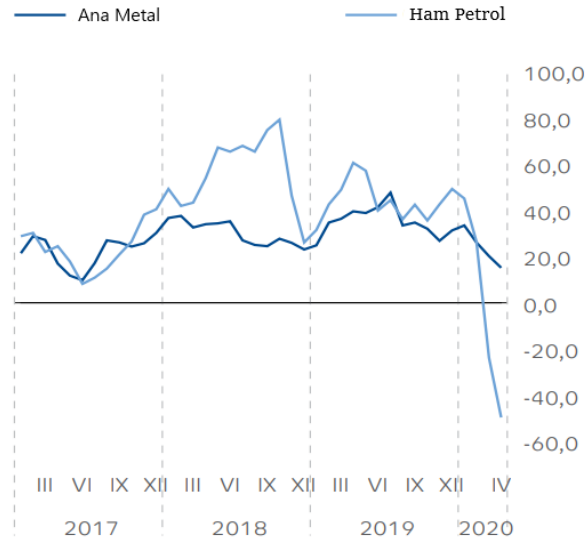
Ekonomiyi desteklemek amacıyla Kazakistan hükümeti, işletmelere imtiyazlı kredi sağlayan, olumsuz ekonomik iklimden etkilenen sektörlerle vergi teşviklerini içeren, bir istihdam yol haritasının uygulamaya konulmasını ve düşük gelirli vatandaşlara maddi yardım sunulmasını içeren ekonomik kriz karşıtı bir önlem paketi geliştirmiştir. Bu

faaliyetler için 3,46 trilyon tenge Kazakistan Cumhuriyeti devlet bütçesinden, 2,47 trilyon tenge de bütçe dışı fonlardan olmak üzere 5,93 trilyon tenge ayrılmıştır (Markova, 2021).

Pandeminin neden olduğu ekonomik kriz, Kazakistan'da yoksulluğun ve vatandaşlar arasındaki eşitsizliğin artmasına neden olmuştur. Bu soruna bir önlem olarak, olağanüstü hal döneminde kazanç kaybı yaşayan vatandaşlara Devlet Sosyal Sigortalar Fonu'ndan 42.500 tenge tutarında (yaklaşık bir asgari ücret tutarında) maddi yardım yapılmıştır. Kazakistan Cumhuriyeti Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı'na göre, sağlanan maddi sosyal yardımlar neticesinde 42.500 tenge verilen 4,6 milyon kişiye toplam 476 milyar tenge tutarında ödeme yapılmıştır. 2021 yılında olumlu seyretmeye başlayan ekonomik göstergeler pandemi öncesi seviyelere dönmüştür. 2021 yılının ilk yarısında koronavirüs pandemisi sebebiyle arttırılan kısıtlayıcı tedbirlere rağmen aynı yılın ikinci yarısındaki ekonomik toparlanma, 2021 yılı için GSYİH'de %4'lük bir artış sağlamıştır. GSYİH'daki büyüme; vergi teşviklerinin devam etmesi, tüketici kredilerindeki güçlü büyüme ve kısıtlayıcı tedbirlerinin azaltılması ile desteklenmiştir. Hanehalkı tüketimindeki güçlü toparlanma göstergeleri sayesinde, 2021'de perakende ticareti %6,5 ve ipotek dahil perakende kredileri %40 artmıştır. 2020'de gerçekleşmiş olan %3,4'lük daralmanın ardından, konut sektöründeki büyüme eğilimi sayesinde toplam sermaye yatırımları %2,6'lık bir artış göstermiştir. Ekonominin tekrar dışa açılması, çoğunlukla iç pazarda çevrimiçi yoğunlaşan hizmet ve endüstrilerin yüz yüze yeniden canlanmasına sağlamıştır (Dünya Bankası, 2022).

1.1. Kazakistan'da COVID-19'un Petrol Fiyatlarına Etkisi

2020 yılında finans ve emtia piyasalarında kısa sürede bir dizi hızlı düşüş yaşanmıştır. Bunun nedeni, Şubat ayında COVID-19'un yayılması ve Mart ayında karantina kısıtlamalarının yaygın olarak uygulanmasıydı. Grafik 2'de görüldüğü gibi, Mart 2020'de, koronavirüsün yayılması, OPEC+ ortak ülkeleri arasındaki üretim kesintileri konusundaki anlaşmazlıklar ve zayıf talep beklentileri nedeniyle petrol fiyatları varil başına yaklaşık yirmi beş dolar ile on yedi yılın en az seviyesine inmiştir (Dünya Bankası, 2020).



Grafik 2: Emtia Fiyatlarında Düşüş (USD)

Kaynak: Uluslararası Para Fonu, 2020

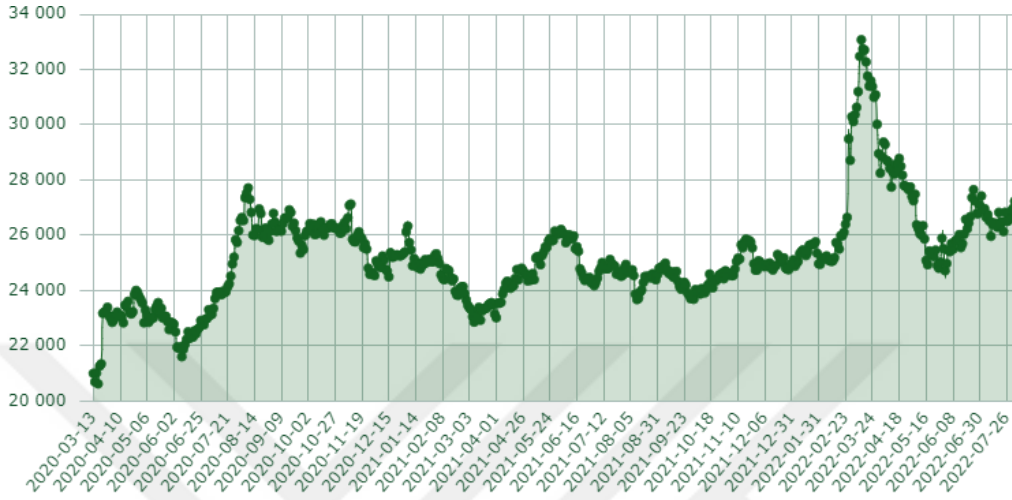
Petrol fiyatları 2020 yılının 3. çeyreğinden itibaren yükselişe geçmiştir. Aynı yılın Mart ayında petrol fiyatlarında yaşanan düşüşe rağmen, daha önce imzalanan sözleşmeler nedeniyle Kazakistan petrol ihracatını yıllık bazda %14 arttırmıştır. Mayıs 2021'de ham petrolün fiyatı, dünyanın birçok coğrafyasında Mayıs 2020'de başlayan COVID-19 kısıtlamalarında kaydedilen en düşük seviyelerin oldukça üzerine çıkarak varil başına 64,4 dolar olmuştur. 2020 yılında OPEC+ üreticilerinin petrol üretimini düşürmeleri petrol fiyatlarını yukarı yönde desteklemiştir. Aynı yılın Kasım ayından itibaren petrol fiyatları istikrarlı bir şekilde yükselişe geçmiştir.

COVID-19'a karşı aşıların geliştirilmesi sayesinde tüm dünyada hayat normale dönmeye başlamıştır. Bu sayede, petrole olan küresel talebin artması bir iyimserlik yaratmıştır. Ayrıca, Çin ekonomisinin hızlı toparlanması da emtia fiyatlarının yükselmesine katkıda bulunmuştur. Hem metal fiyatları hem de gıda hammadde fiyatları, pandemi öncesi seviyelerin oldukça üzerinde yükselmiştir (Dünya Bankası, 2021).

1.2. Kazakistan'da COVID-19'un Altın Fiyatlarına Etkisi

Ekonomik olarak yaşanan gerileme dönemine rağmen Kazakistan Cumhuriyeti Merkez Bankası'nın altın ve döviz varlıkları 6,7 milyar dolar, yani neredeyse dörtte biri artarak 2020 sonunda 35,7 milyar dolar olmuştur (Moldabekova, 2021). 2020'de küresel piyasalarındaki istikrarsızlık nedeniyle altın fiyatlarında rekor seviyelere varan artış

yaşanmıştır. 2020’de değerli metalin fiyatı ons başına 1.523 dolardan 1.891 dolara, yani %24’e yükselmiştir. Bu çerçevede, altın ve döviz varlıklarının bileşimindeki altın portföyü 4,7 milyar dolar artmıştır. 2020 yılında 1 gram altının tenge cinsinden fiyatının nasıl değiştiği Grafik 3’te gösterilmektedir.



Grafik 3: Bir Gram Altının Tenge Cinsinden Fiyatı

Kaynak: Kazakistan Ulusal Bankası, 2022

Altın ve döviz varlıkları içerisinde altının yüksek paya sahip olması kötüleşen dış koşullara rağmen altın ve döviz varlıklarının ikmalini ve istikrarlı bir düzeyde tutulmasını mümkün kılmıştır. Altındaki varlıklar, para birimindeki varlıkların olası bir düşüş yaşamasına karşı güvenlik ve koruma sağlamıştır. Ayrıca, ABD makamlarının salgının yayılmasına karşı ekonomiyi desteklemek için aldığı önlemlerden sonra altın fiyatlarındaki artışı destekleyen bir diğer faktör yatırımcı ve diğer piyasa katılımcılarının kullanabileceği önemli miktarda ABD doları likiditesiydi (Moldabekova, 2020).

1.3. Kazakistan’da COVID-19’un Borsa Üzerinde Etkisi

Bu alt başlık altında Kazakistan Menkul Kıymetler Borsasının yapısı ve temel özellikleri, KASE endeksi ve hesaplanması ve koronavirüsün Kazakistan borsasına etkisi hakkında teorik bilgilere yer verilmektedir.

1.3.1. KASE: Kazakistan Menkul Kıymetler Borsası

15 Kasım 1993’te Kazakistan’da ulusal para birimi tenge olarak tanıtılmıştır. Para birimi olarak tenge’ye geçildikten sonra, 17 Kasım 1993’te ulusal para piyasasını organize

etmek ve geliřtirmek iin Kazakistan Bankalararası Dvız Borsası kurulmuřtur. Bu kurum, birkaç yıl sonra Kazakistan Menkul Kıymetler Borsası (KASE) olarak yeniden adlandırılmıřtır. Kuruluřundan bu yana KASE, Kazakistan'da hisse senedi, para ve dvız piyasalarına hizmet veren tek ticaret platformu olmuřtur.

01 řubat 2022 tarihi itibarıyla borsanın yetkili paylarının toplamı 5 milyon adet olup, bunun 1.075.231 adet hissesi tedavldeki hisse senetleridir. Borsanın bankalar, aracı kurumlar ve perakende yatırımcılar dahil 48 hissedarı bulunmaktadır. Merkez Bankası, toplam tedavldeki hisse sayısının %47'sine sahiptir. KASE ve MOEX tarafından imzalanan Stratejik řıřbirlięi Anlařması kapsamında, MOEX 140.864 KASE hissesini satın almıřtır. Sonu olarak, Moskova Borsası'nın KASE'nin kayıtlı sermayesindeki payı, KASE'nin ıkarılmıř hisselerinin %13,1'idir (BDT lkelerinin Uluslararası Borsalar Birlięi, 2022).

Kazakistan borsasının ana gstergesi KASE (Index KASE) hisse senedi endeksidir. KASE endeksi, ihra řirketin kapitalizasyon dzeyi ve serbest dolařımdaki hisse sayısı dikkate alınarak, endeksin temsili listesinin payları ile piyasa iřlemleri fiyatlarındaki deęiřimi ifade etmektedir. KASE endeksinin deęeri, endeksin temsili listesinde yer alan paylar ile yapılan her iřlemden sonra yeniden hesaplanmaktadır.

2022 yılı itibarıyla endeksin temsili listesi, bulundukları sektrlerde dinamik olarak geliřen Kazakistan'ın byk ihra řirketlerinin en likit 8 hisse senedini iermektedir. 2022 yılına ait KASE endeksinin temsili listesi Tablo 1'de izlenmektedir.

Tablo 1: KASE Borsa Endeksinin Temsili Listesi

№	Kod	Şirket
1	CCBN	Bank CenterCredit
2	HSBK	Kazakistan Halk Tasarruf Bankası
3	KCEL	Kcell
4	KEGC	KEGOC
5	KSPI	Kaspi.kz
6	KZAP	Kazatomprom
7	KZTK	Kazakhtelecom
8	KZTO	KazTransOil

Kaynak: Kazakistan Menkul Kıymetler Borsası, 2022

İhraççı şirketlerin listesi ve endeksteği ağırlıkları düzenli olarak gözden geçirilmektedir. Borsadaki mevcut durumu değerlendirme aracı olan KASE endeksi üç "alt endekse" ayrılmıştır. "KASE_BY" şirket tahvillerinin getirisi ile ilişkilidir; "KASE_BP" tahakkuk eden faiz dahil şirket tahvillerinin fiyat endeksleridir; "KASE_BC" ise tahakkuk eden faiz hariç şirket tahvillerinin fiyat endeksidir (ödeme yapıldıktan sonra). Alt endekslerin her biri kendi formüllerini kullanmaktadır. KASE endeksi denklem (1)'de gibi hesaplanır:

$$IndexKASE = \frac{MC_n}{D_n} \quad (1)$$

Burada *IndexKASE* - KASE endeksini puan olarak; MC_n - KASE endeksinin temsili listesinde yer alan hisselerin toplam piyasa değerini; D_n - KASE endeksinin temsili listesindeki tüm hisselerin hesaplandığı ilk gündeki toplam piyasa değeridir. D_n hesaplanırken KASE endeksinin temsili listesindeki değişiklikler ve KASE endeksinin başlangıç değeri dikkate alınır.

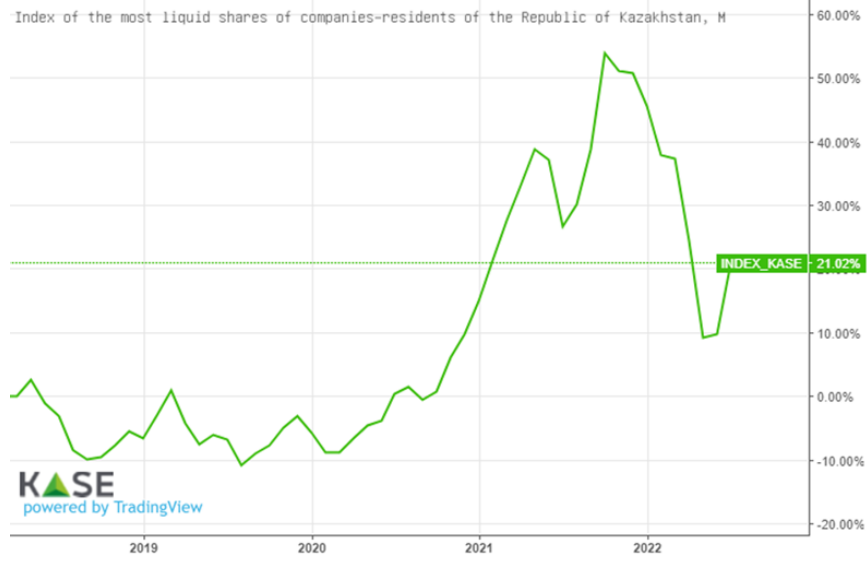
1.3.2. COVID-19'un KASE Endeksi Üzerindeki Etkisi

Mart 2020'de Kazakistan'da salgınının başlamasının ardından KASE endeksi 2027,9 puana (-%13) gerilemiştir. Kotasyonlardaki düşüş, hem Kazakistan'da hem de dünya borsalarında işlem hacminin yükselmesine sebep olmuştur. Örneğin, Ocak ayında

KASE'de işlem hacmi 9,1 trilyon tenge iken Mart ayında 12,6 trilyon tenge, Temmuz ayında ise bir önceki seviyeye geri dönerek 8,6 trilyon tenge olmuştur. Genel olarak, 2020 yılının yedi ayı için işlem hacmi 70,1 trilyon tenge olarak gerçekleşmiştir. KASE endeksinin Mart ayındaki düşüşüne rağmen, Maliye Bakanlığı ve belediyelerin piyasada aktif borçlular olarak hareket etmeleri, inşaat finansmanı sağlamaları ve devlet programlarını desteklemeleri nedeniyle KASE endeksi hızla toparlanmıştır. Sonuç olarak, yerleştirme hacimleri yükselmiştir. Devlet tahvilleri işkolu, 2020 yılının ilk 9 ayında 2019'un aynı dönemine göre 2,2 kat artışla 3,6 trilyon tenge'ye ulaşmıştır.

İkinci destekleyici faktör ise artan oynaklık olmuştur. Borsada oldukça fazla işlem olması piyasanın likiditesini artırmıştır ve perakende yatırımlarının artmasına katkıda bulunmuştur. Temettü ödemelerine ek olarak, hisse senedi fiyatlarının oynaklığı ve daha kısa sürede daha fazla gelir elde etme fırsatı nedeniyle borsaya ilgi artmıştır (Aldambergen, 2020). Sonuç olarak, Kazakistan Finansçılar Birliği'nin (2020) raporuna göre, pandemiden kaynaklanan ekonomideki düşüşe rağmen, Kazakistan borsası 2020'de gözle görülür bir artış göstererek, yıllık %13,2 artmıştır. Mart-Nisan 2020'de artan oynaklık ve düşen hisse fiyatları nedeniyle piyasaya yeni yatırımcılar girmiştir. 1 Ocak 2021 tarihi itibarıyla Merkezi Kayıt Kuruluşu'nda 132.861 şahıs hesabı bulunmakta olup, bu rakam 2020 yılının başına göre 15.166 hesap fazladır. Bireylerin aktif katılımı ve yeni yatırım fonlarının listelenmesi, bu alanlarda ticareti yoğunlaştırmaya izin vermiştir. 2020 yılı sonunda yatırım fonlarının menkul kıymetler borsasında tarihi bir seviye görerek 20,3 milyar tenge işlem hacmine ulaşmıştır. Bu seviye 2019 yılında kaydedilen sonucun 22 katı olmuştur.

2021'in başından bu yana KASE endeksi %16,3 daha büyümüştür. Endekste bu büyüme, endeksin kurulmasından bu yana ilk kez kaydedilmiştir. Endeksin önceki tepe değerleri Ağustos 2007 ve Mart 2008'de kaydedilmiştir. 2021 yılında borsada endeks hisselerinin toplam işlem hacmi 14 milyar tenge ve bu da borsanın toplam işlem hacminin %31'ne tekabül etmektedir (KASE yıllık raporu, 2021). 2020-2022 dönemi için KASE endeksinin zamana göre eğilimi Grafik 4'te izlenmektedir.



Grafik 4: KASE Endeksi, 2020-2022

Kaynak: KASE, 2022

2021'in başından bu yana, yerel piyasada borsaya yatırım yapan perakende yatırımcı sayısı önemli bir artış göstermektedir. Böylece, 2021 yılının başında Merkezi Kayıt Kuruluşu'nda 132.861 şahıs hesap bulunurken 1 Ocak 2022 itibarıyla 199.306 kişi adına açılan 218.336 yatırımcı hesabı listelenmiştir. Bu doğrultuda, 2021 yılında KASE'deki toplam işlem hacmi %47,8 oranında (56.5 trilyon tenge) artarak 174.4 trilyon tenge'ye ulaşmıştır. Ayrıca KASE endeksinin değeri %37.4'lük bir artışla 3.675,28 puana yükselmiştir. 1 Ocak 2022 itibarıyla, KASE ticaret listelerinde devlet dışı menkul kıymetler olarak 228 ihraççı şirkete ait 558 varlık yer almaktadır. Hisse senedi piyasasının kapitalizasyonu yıl içinde %51 artarak 28,8 trilyon tenge'ye ulaşmıştır. Pozitif dinamikler hemen hemen tüm borsa segmentlerinde gözlenmektedir (KASE yıllık raporu, 2021).

BÖLÜM 2: LİTERATÜR İNCELEMESİ

COVID-19 pandemisinin 2019 yılının sonlarında ortaya çıkması, 2020 yılının ilk çeyreğinde pandemi haline gelmesi ve tüm ekonomik aktörler üzerinde halen yüksek etkilerinin olması nedeniyle, COVID-19 ile birçok alan arasındaki ilişkinin incelenmesinin önemi artmıştır. COVID-19 pandemisinin petrol, altın fiyatları ve borsa üzerindeki etkisi ile ilgili yazına bakıldığında konuyla ilgili birçok araştırmalara rastlanmaktadır.

Çalışmalar genel olarak dünya ekonomisine odaklanma eğilimindedir, ancak COVID-19'un Kazakistan ekonomisi üzerindeki etkisi söz konusu olduğunda, araştırmaların konuyu yeterince kapsamlı olarak incelemeyeceği gözlemlenmiştir. Kazakistan'da COVID-19'un borsa ve petrol fiyatları üzerindeki etkisini inceleyen ampirik araştırmaların literatürde sınırlı sayıda olması bu çalışmanın önemli motivasyonlarından biridir.

Daha çok diğer devletler özelinde veya dünya genelinde yapılan araştırmalar incelendiğinde, ekonometrik sonuçların ülkeden ülkeye farklı olduğu ve bazı araştırmalarda COVID-19 vaka ve vefat sayılarının farklı etkileşim sergilediği sonucu görülmektedir. Temel olarak, çok sayıda benzer sonuca varan çalışmalara dayanarak, COVID-19 vaka ve vefat sayısının uzun vadede altın fiyatlarını olumlu, petrol fiyatlarını ve borsayı olumsuz etkilediği şeklinde yorum yapılabilmektedir. Aşağıdaki çalışmalar, COVID-19 pandemisi ile petrol, altın fiyatları ve borsalar arasındaki ilişkiyi değerlendirmektedir.

Albulescu (2020) yaptığı çalışmada, dünya genelinde günlük COVID-19 vaka sayısının uluslararası petrol fiyatlarına etkisini ARDL sınır testini kullanarak incelemiştir. Çalışma sonuçları yeni vaka sayılarının uzun dönemde petrol fiyatları üzerinde marjinal ve negatif etkisi olduğunu göstermiştir.

Alicja, Kowalczyk ve Sielicka (2020) yaptığı çalışmada COVID-19 pandemisinin hisse senedi piyasasına etkisini Polonya örneği üzerinden araştırmıştır. Araştırma sonucunda, koronavirüs salgınının Varşova Menkul Kıymetler Borsası Genel Endeksi'ni (WIX) olumsuz etkilediğini ve etkisinin uzun vadede süreceğini ifade etmiştir.

Anh ve Gan (2020), panel veri regresyon modelleri kullanarak koronavirüs yeni vaka sayısının karantina öncesi ve sırasında Vietnam borsası üzerindeki etkisini

araştırmışlardır. Çalışma sonucunda, salgının karantina öncesi borsa üzerinde anlamlı ve olumsuz etkisi bulunurken, karantina sırasında ise borsa üzerinde anlamlı ve olumlu etkisi bulunmuştur.

Bakşeev, Narişeva ve Burlakov (2020), koronavirüs pandemisinin Rusya borsası katılımcılarının yatırım faaliyeti düzeyine etkisini araştırmıştır. Analiz sonucunda, koronavirüs pandemisinin Rusya Federasyonu borsa dinamiklerini olumsuz etkilediği ve Moskova Borsası'ndaki finansal varlıkların değerinde ve piyasa kapitalizasyonunda düşüşe yol açtığı tespit edilmiştir.

Bildirici, Bayazit ve Ucan (2020), COVID-19 pandemisinin Brent, Dubai ve WTI petrol fiyatları üzerindeki etkisini LSTAR-GARCH (Logistic Smooth Transition Autoregressive GARCH) modeli ve LSTM yönteminden türetilen yeni bir hibrit modelleme tekniği ile araştırmıştır. Analiz sonucunda, petrol fiyatlarının ARCH ve GARCH etkilerine sahip olduğu tespit edilmiştir. Çalışma bulguları, COVID-19 pandemisi ile ilişkili petrol arz ve talep şoklarının geçici olduğunu ortaya koymuştur.

Çetin (2020), koronavirüs pandemisinin Türkiye ekonomisine etkisini hisse senedi endeksi açısından analiz etmiştir. Bulguların sonucunda, COVID-19 yeni vaka sayısının borsa endeksi (açılış, kapanış, en düşük ve en yüksek fiyatları) ile olumlu yönde ilişkili olduğu saptanmıştır.

Çevik, Yalçın ve Özdemiryazgan (2020), Nielsen tarafından geliştirilen parametrik olmayan eşbütünleşme sıra testini kullanarak dünya genelinde petrol ve altın fiyatları ve COVID-19 ile enfekte olmuş toplam hasta sayısı arasındaki kointegrasyon ilişkisini araştırmıştır. Yaptığı araştırmada toplam vaka sayısı, altın ve petrol fiyatları arasında hem ikili hem de kointegrasyon ilişkisi olduğunu tespit etmişlerdir.

Ehsan (2020), dünya genelinde koronavirüs pandemisinin altın fiyatlarına etkisini *VECM* ile değerlendirmiştir. Araştırma bulguları, koronavirüs krizinin altın ons fiyatını uzun vadede etkilemediğini ortaya koymuştur.

Göker, Eren ve Karaca (2020), koronavirüs pandemisinin Borsa İstanbul sektör endeksi getirileri üzerindeki etkisini analiz etmiştir. Yaptığı çalışmada, BIST'teki 26 sektöre ilişkin veriler kullanılarak “olay çalışması” yöntemi gerçekleştirilmiştir. Yapılan olay çalışması sonuçlarına göre, incelenen olay dönemlerinin çoğunda birçok işkolun olumsuz CAAR (Birikimli Ortalama Olağanüstü Getiri) elde ettiği, bazı dönemlerde ise çeşitli

işkolların CAAR değerlerinin olumlu olduğu gözlemlenmiştir. En büyük kayıpların ulaşım, turizm ve spor iškollarında yaşandığı belirlenmiştir.

Gülhan (2020), koronavirüs pandemisinin altın fiyatlarına etkisini ARDL sınır testi kullanarak tahmin etmiştir. Çalışma sonuçları, Türkiye ve dünyadaki COVID-19 vaka sayılarının artışı altın fiyatlarını pozitif yönde etkilediğini göstermiştir. Ayrıca uzun dönemli ARDL modeli değerlendirmesinde, dünyadaki ve altın fiyatları arasında kointegrasyon ilişkisi varken, Türkiye'deki vaka sayısının altın fiyatları üzerindeki etkisinin anlamlı olmadığını belirlemiştir.

Gülhan (2020), koronavirüs pandemisinin Borsa İstanbul üzerindeki etkisini ECM (Hata Düzeltme Modeli) ile değerlendirmiştir. Bulgular neticesinde, COVID-19 kaynaklı ölüm sayısı ile borsa endeksi arasında uzun dönemli bir kointegrasyon ilişkisi doğrulanmıştır.

Hacıevliyagil ve Gümüş (2020), koronavirüs ile enfekte olmuş en fazla hasta sayısının görüldüğü on ülkedeki (ABD, Rusya, İspanya, İngiltere, Türkiye, Çin, Brezilya, Almanya, İtalya, Fransa) vaka ve vefat sayıları ile bu devletlerin borsa endeksleri arasındaki ilişkiyi değerlendirmişlerdir. Araştırmada değişkenler arasındaki kointegrasyon ilişkisini sınamak için Maki Çoklu Kırılmalı kointegrasyon testinden yararlanmıştır. Çalışma sonucunda vaka sayısının vefat sayısına göre daha düşük düzeyde etkin olduğu belirlenmiştir. İngiltere, Türkiye ve ABD dışındaki ülkelerde vaka sayılarının borsalar üzerinde bir etkisi bulunamamıştır. Vefat sayılarının ise Türkiye, Brezilya, Rusya, Çin ve ABD borsaları üzerinde etki yarattığı belirlenmiştir. Bununla beraber Fransa, Almanya, İspanya, ve İtalya piyasalarının üzerinde vaka ve vefat sayılarının herhangi bir etkisi bulunamamıştır.

Kılıç (2020), koronavirüs pandemisinin Borsa İstanbul iškol kazançlarına etkisini araştırmıştır. Yaptığı çalışmada olay etüdü yöntemini kullanmıştır. Yapılan analiz sonucunda koronavirüs sebebiyle Borsa İstanbul sektör endekslerinde düşüş yaşandığı ortaya koyulmuştur.

Liu, Wang ve Lee (2020) yapmış olduğu çalışmada koronavirüs pandemisinin ABD'deki ham petrol ve borsaya etkisini incelemişlerdir. Çalışma sonucunda, yazarların beklentilerinin aksine, COVID-19 pandemisinin ham petrol getirilerini ve borsa kazançlarını olumlu etkilediği gözlemlenmiştir.

Naumov (2020), COVID-19 pandemisi ve dünya borsası arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmanın sonucunda, İspanya ve İtalya borsalarındaki düşüşün koronavirüs pandemisi ile ilişkili olduğu ve bu piyasaların toparlanmasının koronavirüsün iç dinamiklerine bağlı olduğu tespit edilmiştir. COVID-19 pandemisinin ABD, Rusya ve Çin ekonomisine ciddi bir darbe indirmesine rağmen, bu ülkelerin borsalarındaki düşüş doğrudan koronavirüsün dinamikleri ile ilgili olmadığını ve ekonomik iyileşme yalnızca bu ülkelerin hükümetlerinin ve iş dünyasının eylemlerine bağlı olduğunu ispatlamıştır.

Nikulin (2020), koronavirüs pandemisi sırasında altın fiyatlarının davranışını incelemiştir. Yapılan inceleme sonucunda, koronavirüsün altın fiyatlarını olumlu etkilediğini ve yatırımcıların kriz döneminde altına yatırım yapması gerektiğini öne sürmüştür.

Pak (2020), COVID-19 salgının Rusya borsası üzerindeki etkisinin yanı sıra COVID-19 salgını sürecinde en çok etkilenen ve yüksek pozitif getiriler alan sektörler üzerine teorik bir çalışma sunmuştur. Çalışmanın analiz bölümünde, COVID-19 pandemisinin Rusya borsası üzerindeki etkisini araştırmak üzere Moskova Borsası endeksi ve RTS endeksi ele alınmıştır. Araştırmanın sonucunda, Moskova Borsası ve RTS endekslerinde 2020 yılının ilk çeyreğinde yaşanan düşüşün en büyük likit Rus ihraççı şirketlerinin her birinin hisselerinde yüzde onları aşan gerilemeye sebep olduğu belirlenmiştir.

Rahmayani ve Oktavilia (2020), Hata Düzeltme Modeli yardımıyla COVID-19 pandemisinin Endonezya borsası üzerindeki etkisini değerlendirmişlerdir. Analiz sonucunda, toplam COVID-19 vaka sayısının uzun vadede Endonezya borsası ile olumsuz ilişkili olduğunu belirlemişlerdir.

Sansa (2020) yapmış olduğu çalışmada basit doğrusal regresyon modelini kullanarak Çin'deki COVID-19 vaka sayılarının petrol fiyatlarına etkisini incelemiştir. Çalışma bulguları, Çin'deki koronavirüs vaka sayısının petrol fiyatlarını etkilemediğini göstermiştir.

Şenol ve Zeren (2020) COVID-19 pandemisinin küresel piyasalara etkisini Fourier kointegrasyon testini kullanarak araştırmışlardır. Çalışmanın analizinde, küresel piyasalar MSCI' World, gelişen piyasa, Avrupa ve G7 endeksleri ile temsil edilmiştir. Yazarlar, borsaların uzun vadede COVID-19 ile olumsuz ilişkili olduğunu bulmuşlardır.

Şit ve Telek (2020), Hatemi-J kointegrasyon testi ve Hatemi-J asimetrik nedensellik analizini kullanarak koronavirüs pandemisinin dünya genelinde dolar endeksi ve altın fiyatı (ons) üzerindeki etkisini değerlendirmiştir. Nedensellik testi sonucunda koronavirüs vaka sayısındaki hem pozitif hem negatif şokların altın ons fiyatı üzerinde olumlu şok etkisi yarattığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tayar vd. (2020), koronavirüs krizinin Borsa İstanbul sektör endeksleri üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmanın yönteminde, Türkiye'deki aktif vaka sayılarındaki günlük değişme ve BIST işkolu endekslerindeki günlük değişmeler arasındaki ilişkiyi araştırmak üzere EKK yöntemiyle oluşturulmuş Basit Lineer Regresyon analizi kullanılmıştır. Analiz, Türkiye'de COVID-19 pandemisinin enerji, ulaşım, finans, sanayi ve teknoloji işkollarının faaliyetleri üzerinde olumsuz ve önemli bir etkisi olduğunu doğrulamıştır.

Topcu ve Gulal (2020) yapmış olduğu araştırmada 10.03.2020 – 30.04.2020 tarihleri arasında COVID-19 pandemisinin gelişen borsalar üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Çalışma bulguları, pandeminin gelişmekte olan borsalar üzerindeki olumsuz etkisinin Nisan ortasından itibaren azalmaya başladığını tespit etmiştir. Ayrıca bölgesel sınıflandırma açısından, salgının olumsuz etkisi en yüksek Asya'daki gelişen piyasalarda olurken, en düşük etkiyi Avrupa'daki piyasalarda gösterdiği ortaya koyulmuştur.

Ünlü, Kabak ve Dur (2020), koronavirüs vaka sayısındaki artışın Borsa İstanbul finans sektörü endeksine etkisini ortaya koymuştur. Çalışma sonucunda, COVID-19 vaka sayılarının finans sektörü endeksinin hacmi üzerinde anlamlı sonuçları olduğu saptanmıştır. Bu sonuçlara dayanarak, dünya genelindeki vaka sayısı finans sektörü endeksi üzerinde zayıf bir etkiye sahipken, Türkiye'de bu etkinin daha güçlü olduğunu vurgulamışlardır.

Zayseva ve Gerasimenko (2020), COVID-19 pandemisinin dünya petrol fiyatları üzerindeki etkisini değerlendirmişlerdir. Çalışma bulgularında, salgının WTI (West Texas Intermediate) ve Rusya Urals petrol fiyatlarına olumsuz etkisi saptanmıştır.

Abu vd. (2021), Nijerya'da teyit edilen vaka ve ölüm sayılarından hareket ederek COVID-19'un Nijerya borsası üzerinde etkisini değerlendirmiştir. ARDL kointegrasyon testi bulgularına göre, koronavirüs hasta sayıları ile Nijerya borsası (döviz kuru ve petrol fiyatları dahil) arasında kointegrasyon ilişkisi olduğu saptanmıştır. Ayrıca, teyit edilmiş

COVID-19 vakalarının borsa performansını olumsuz etkilediği doğrulanmıştır. Çeşitli tahmin yöntemlerinin kullanılması sonucunda, borsanın tüketim malları ve sağlık alt sektörleri için de benzer sonuçlar bulunmuştur. Çalışma, virüsün yayılmasını engellemek için politikalar da önermektedir.

Adedeji, Ahmed ve Adam (2021) yapısal vektör otoregresif modeli kullanarak Çin ve Nijerya'da COVID-19 pandemisinin petrol fiyatları üzerindeki dinamik etkisini incelemiştir. Analiz sonucunda, COVID-19 pandemisinin Bonny, Daqing, BRENT ve WTI petrol fiyatları üzerindeki olumsuz etkisinin sırasıyla %17, %14 ve %7 olduğunu tespit etmiştir.

Akarsu, Alacahan ve Kurt (2021), Türkiye'de koronavirüs pandemisinin BİST 100 üzerindeki etkisini Sıradan En Küçük Kareler (OEKK) yöntemini kullanarak değerlendirmiştir. Araştırmanın sonucunda, günlük teşhis edilen COVID-19 vaka sayısı ve BIST 100 endeksi (günlük kapanış) 7 günlük hareketli ortalamalar arasındaki ilişkinin negatif olduğu doğrulanmıştır.

Algamdi, Brika ve Musa (2021), koronavirüs vefat sayısının petrol fiyatlarına etkisini ARDL sınır testi yardımıyla incelemişlerdir. Yazarlar, Suudi Arabistan'da COVID-19 ölümleri ile petrol fiyatları arasında uzun vadeli bir kointegrasyon ilişkisi olduğunu doğrulamıştır. Çalışmada ön sonuçların ağırlıklı olarak ABD'de bildirilen durumdan etkilendiğini kaydetmişlerdir. Dolayısıyla ABD dışındaki durumu değerlendirdiklerinde, COVID-19 vefat sayısının petrol fiyatlarına olumlu etkisini tespit ederek politika kaynaklı ekonomik belirsizliğin ölümle ilgili riskleri artırdığını vurgulamışlar.

Atri, Kouki ve Gallali (2021), dünya genelinde COVID-19 haberleri, yeni vaka ve vefat sayılarının petrol ve altın fiyatlarına etkisini değerlendirmiştir. Yazarların bulgularına dayanarak, COVID-19 ölümlerinin petrol fiyatları üzerindeki olumsuz kısa vadeli ve olumlu uzun vadeli etkileri tespit edilmiştir. COVID-19 durumuna rağmen altın fiyatlarının yükselmeye devam ettiğine dair kanıt elde etmişlerdir. COVID-19 vakalarının etkisiyle ilgili olarak, petrol üzerinde anlamlı bir etki ve altın fiyatları üzerinde açıkça tanımlanmış bir etki bulamadıklarını belirtmişlerdir.

Contuk (2021), ARDL sınır testini kullanarak COVID-19'un finansal piyasalarına etkisini değerlendirmiştir. Yaptığı çalışmada açıklanan değişken olarak Borsa İstanbul'un (BIST) toplam işlem hacmini, açıklayıcı değişken olarak koronavirüs ile enfekte olmuş

günlük hasta sayılarını kullanmıştır. Araştırma neticesinde, koronavirüs pandemisinin hisse senedi işlem hacmini kısa vadede olumsuz yönde etkilediği, uzun vadede ise olumlu etkilediği ve bu etkilerin istatistiki açıdan anlamlı olduğu belirlenmiştir.

Depren ve Kartal (2021), Türkiye’de altın fiyatlarının COVID-19 pandemisine tepkisini Rastgele Orman Algoritması ile değerlendirmiştir. Araştırma sonucunda, teyit edilmiş koronavirüs vaka sayıları ve altın fiyatları arasında orta düzey anlamlı bir ilişki elde edilmiştir.

Frehat, Rabaia ve Asmar (2021), dünya genelinde COVID-19 pandemisinin bitcoin para birimi, altın ve ham petrol fiyatları üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Bu çalışma, COVID-19 pandemisinin petrol fiyatlarını olumsuz etkilediğini vurgulayan çalışmalardan farklı olarak vaka ve vefat sayılarının altın fiyatları üzerinde olumsuz, petrol üzerinde ise olumlu bir etkisi olduğunu savunmuştur. Çalışmanın sonucu, olumlu etkinin karantinanın uygulanması, insan hareketinin durması ve turizm faaliyetlerinin askıya alınmasından kaynaklandığını açıklamıştır. Altın talebindeki düşüşün nedeninin, koronavirüs pandemisinin yayılması nedeniyle ilk etapta insanların temel ihtiyaçlarını karşılama arzusu olduğu vurgulanmıştır.

Gharib, Mefteh-Wali ve Jabeur (2021), dünya genelinde COVID-19 salgının WTI ve Brent petrol fiyatları üzerindeki balon etkisini LPPLS (log periodic power-law singularity) modelini kullanarak incelemiştir. Çalışma bulguları, koronavirüs döneminin petrol fiyatları üzerinde olumsuz ve istatistiksel olarak anlamlı balon etkisine sahip olduğunu ortaya koymuştur.

Guryev (2021), COVID-19 pandemisi sırasında Rusya borsasını temsil eden IMOEX ve RTS endekslerindeki değişikliklerin dinamiklerine odaklanmıştır. Araştırmanın sonucunda, IMOEX ve RTS endekslerindeki düşüş sadece pandeminin başlangıcında gözlemlendiği belirlenmiştir. Rusya borsa endekslerinin en düşük değerlerinin sadece Mart ayında yaşandığını ancak ilerleyen dönemlerde artış gözlemlendiği ortaya koyulmuştur.

Güngör ve Şahin (2021) COVID-19 pandemisinin kıymetli madenlere etkisini incelemişlerdir. Çalışmada Maki eşbütünleşme testi kullanılarak Türkiye’deki koronavirüs hasta ve vefat sayıları ve altın fiyatları arasında kointegrasyon ilişkisi bulunmuştur.

Kapar, Buigut ve Rana (2021), koronavirüsün 63 ülke borsa endeksinin günlük fiyatlarına etkisini olay çalışması yaklaşımını kullanarak değerlendirmiştir. Araştırma neticesinde, Wuhan'daki karantinanın Avrupa, Kuzey Amerika ve diğer küresel piyasalar üzerinde negatif etki yarattığı belirlenmiştir. Bununla birlikte, özellikle Avrupa'da artan vakalar ve kısıtlama önlemlerinin getirilmesi, ciddi pazar düşüşüne neden olduğunu vurgulamıştır.

Kuklinova (2021), COVID-19 pandemisinin dünya borsasına etkisini incelemiştir. Bu çalışma, İngiltere borsasını temsil eden FTSE 100, ABD borsasını temsil eden NASDAQ-100, DJIA, S&P 500 ve Rusya borsasını temsil eden MOEX endekslerinin koronavirüsün ortaya çıktığı ilk dönemde olumsuz etkilendiğini ortaya koymaktadır.

Kuloğlu (2021) dünya genelinde koronavirüs ile enfekte olmuş günlük hasta sayılarının petrol fiyatlarına etkisini CCR ve FMOLS testleri ile incelemiştir. Araştırma sonucunda, COVID-19 vaka sayılarının petrol fiyatları üzerindeki etkisi aşılama döneminde şok dönemine göre daha ılımlı bir olumsuz etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir.

Nabiev, Eskendir ve Sazhinov (2021), koronavirüs krizinin küresel petrol ve gaz piyasalarına etkisini değerlendirmişlerdir. Yapılan inceleme sonucunda, koronavirüs pandemisinin petrol fiyatlarını olumsuz etkilediğini ve etkisinin uzun vadede süreceğini ifade etmiştir.

Nwosa (2021), Nijerya'da COVID-19 pandemisinin borsa performansı, petrol fiyatı ve döviz kuru üzerindeki etkisini VAR modeli ile değerlendirmiştir. Araştırma neticesinde, Nijerya'da COVID-19 vaka ve vefat sayılarının petrol fiyatları, borsa performansı ve döviz kuru üzerinde negatif etkileri olduğu bulunmuştur. Ayrıca çalışma, pandeminin borsa performansı, petrol fiyatı ve döviz kuru üzerinde 2009 ve 2016 küresel durgunluklarından daha fazla etkisi olduğunu gözlemlemiştir.

Rao vd. (2021) COVID-19 vaka ve vefat sayılarının Hindistan borsasına etkisini panel veri analizi kullanarak değerlendirmiştir. Çalışmanın sonuçları, COVID-19 hasta ve ölüm sayıları ile Hindistan borsası arasındaki ilişkinin negatif olduğunu kaydetmiştir.

Sakınç (2021), Türkiye'de koronavirüsün katılım 30 endeksine etkisini olay çalışması yöntemi ile araştırmıştır. Analiz sonucunda, katılım 30 endeksine dahil olan firmaların pandemi sürecinden olumsuz etkilendiği ortaya koyulmuştur.

Yakimov (2021), koronavirüs pandemisinin dünya altın fiyatlarına etkisini araştırmıştır. Bu çalışmada, altın geleneksel bir tasarruf aracı olmasına rağmen, pandemi krizi sırasında birçok yatırımcının altından temettü ödemediği veya faiz getirmediği için kaçındığını vurgulamıştır. Ayrıca, altın fiyatları yükselse de kriz sırasında borsanın davranışının tahmin edilemez olduğunu belirlemiştir.

Yıldırım, Boyacı ve Limoncuoğlu (2021) COVID-19 vefat sayısının Türkiye’de gram altın fiyatları üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Araştırmada kullanılan ARDL modeli sonuçlarına göre, vefat sayısı ve gram altın fiyatları uzun dönemde birlikte hareket ettikleri doğrulanmıştır.

Zamyatina ve Kuznesova (2021) yaptıkları çalışmada, koronavirüs (COVID-19) pandemisinin Rusya borsası üzerindeki etkisi araştırmış ve pandemiden en çok etkilenen şirketleri değerlendirmiştir. Bu çalışma sonucunda, Rusya borsasını temsil eden RTS endeksindeki düşüş nedeniyle koronavirüs pandemisinin Rusya borsasını olumsuz etkilediği ortaya çıkmıştır. Ayrıca, COVID-19 pandemisi sırasında altın madenciliği yapan şirketlerin hisselerinin değerinde önemli bir artış gerçekleştiğini belirlemiştir.

Aydın ve Gökçe (2022), Türkiye’de pandemi döneminde yaşanan olumlu ve olumsuz gelişmelerin BIST 100 endeksi üzerindeki etkilerini değerlendirmiştir. Çalışma sonuçları, COVID-19 pandemisi sırasında ortaya çıkan olumsuz piyasa haberlerinin olumlu haberlerden daha etkili olduğunu göstermiştir. Araştırmada yatırımcıların kriz döneminde risklerini azaltmak için çeşitli yatırım araçlarına başvurmaları önerilmektedir.

Mishra, Sharma ve Karedla (2022) ARDL sınır testi yaklaşımı ile COVID-19 vakalarının ve vefat sayısının ABD borsası üzerinde uzun ve kısa vadeli etkisini araştırmışlardır. Araştırma sonucunda vaka ve vefat sayılarının ABD borsası üzerinde olumsuz ve anlamlı etki yarattığını tespit etmişlerdir.

Tuna ve Tuna (2022) dünya genelinde koronavirüs yeni vaka sayısının altın ve petrol fiyatları ve İslami borsalar üzerindeki etkisini frekans alanı nedensellik testi ile değerlendirmişlerdir. Araştırma neticesinde COVID-19 kaynaklı hasta sayısı ile borsalar, altın ve petrol fiyatları arasında uzun vadede kalıcı bir nedensellik bulunurken, kısa vadede geçici bir nedensellik bulunmuştur.

Wang, Zhang ve Li (2022), COVID-19 pandemisinin ABD'deki petrol tüketimine etkisini analiz etmiştir. Çalışmanın yönteminde ARIMA-BP, MNGM-ARIMA ve MNGM-BP

modelleri kullanılmıştır. Araştırma bulguları, ABD petrol tüketimindeki düşüş ile teyit edilmiş yeni koronavirüs vaka sayıları arasında pozitif ve doğrusal bir ilişki olduğunu belirlemiştir.

Tablo 2’de genel olarak sadece pandeminin etkisini değil, koronavirüs kaynaklı vaka ve ölüm sayıları ile petrol, altın fiyatları ve borsa endeksi arasındaki ilişkiyi de inceleyen ampirik çalışmalar sunulmaktadır. Sözü edilen çalışmaların konuları, bu çalışmanın esas konusu ile tamamen uyumludur.



Tablo 2: COVID-19 Pandemisi, Borsalar, Petrol, Altın Fiyatları Arasındaki İlişkiyi Değerlendiren Ampirik Çalışmalar

Yazarlar	Çalışmanın Niteliği ve Kullanılan Yöntem	Temel Bulgular
Barut, Kaygın (2020)	11 ülke örneği, Bayer ve Hanck (2012) kointegrasyon analizi	Koronavirüs toplam vaka sayısının 5 ülkenin borsa endeksleri ile eşbütünleşme olduğu, diğer 6 ülkenin borsa endeksleri ile eşbütünleşme olmadığı tespit edilmiştir
Khan, Zhao, Zhang, Yang, Shah, Jahanger (2020)	16 ülke örneği, Mann-Whitney U testi, T-testi, Pooled OLS testi	Yeni vakalardaki büyüme oranının borsaları olumsuz etkilediğine dair kanıt sunulmuştur
He vd. (2020)	8 ülke örneği, T-testi ile Mann-Whitney U testi	Koronavirüsün borsalar üzerinde negatif ve kısa vadeli bir etkisi olduğu kanıtlanmıştır
Sarı, Kartal (2020)	Dünya, ARDL sınır testi	Enfekte olan hasta sayıları ile altın fiyatları arasındaki ilişki aynı yönlü olduğu görülmüştür
Yousef, Shehadeh (2020)	Dünya, GARCH ve GJR-GARCH Modelleri	Küresel koronavirüs vakalarındaki artış ile altın fiyatlarındaki artış arasında pozitif bir ilişki doğrulanmıştır
Bo Sui, Chun-Ping Chang, Chyi-Lu Jang, Qiang Gong (2021)	Dünya, Vektör Otoregresyon (VAR) Analizi	COVID-19 pandemisinin ham petrol fiyatlarını olumsuz etkilediği ortaya konulmuştur
Syed, Tripathi, Deewan (2021)	Hindistan örneği, ARDL sınır testi	Enfekte olan hasta sayıları ve altın fiyatları uzun dönemde birlikte hareket ettikleri doğrulanmıştır; 1. dalga sırasında COVID-19 vakaları altın fiyatlarını olumlu etkilerken, 2. dalga sırasında olumsuz etkilediği sonucuna varılmıştır
Zeren, Hizarci (2020)	6 ülke örneği, Maki (2012) eşbütünleşme testi	Borsalar ve toplam ölüm sayısı uzun dönemde birlikte hareket ettikleri doğrulanmıştır

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Tablo 2, bahsedilen çalışmaların yöntemlerini, ülke gruplarını ve bulgularını göstermektedir. Tabloda gösterilen çalışmalar incelendiğinde, koronavirüs vaka sayısının sadece bazı ülkelerin borsa endeksleri ile kointegrasyon ilişkisi olduğu belirlenmiştir. Araştırmaların genelinde vaka sayılarının petrol fiyatlarını ve borsayı olumsuz etkilediği varsayımı desteklenmektedir. Koronavirüsün altın fiyatları üzerindeki etkisine ilişkin

sonulara bakıldığında, COVID-19 ile enfekte olmuş hasta sayısı ile altın fiyatları arasındaki ilişkinin aynı yönlü olduğu, yani yeni vakaların artması altın fiyatları olumlu etkilerken, vakalardaki düşüşün olumsuz etkilediğı ortaya konulmuştur.



BÖLÜM 3: VERİ VE EKONOMETRİK METODOLOJİ

Çalışmanın bu bölümünde araştırma dönemi, analizde kullanılan verilerin kaynakları, tanımları ve ekonometrik metodoloji hakkında bilgi verilmiştir.

3.1. Veri Seti

Çalışma, Mart 2020 - Mart 2022 dönemi için 516 günlük veriyi kullanarak yeni COVID-19 vakalarının ve ölümlerin KASE borsa endeksi, petrol ve altın fiyatları üzerindeki etkisini değerlendirmiştir. Başlangıç tarihi olarak 16 Mart'ın seçilmesinin nedeni, o tarihte Kazakistan'da olağanüstü hal ilan edilmiş olmasıdır. Veri kaybını önlemek için diğer değişkenler bu tarihten itibaren elde edilmiştir.

3.1.1. Değişkenlerin Tanımlanması

Değişkenlerin kısaltmaları, tanımları ve elde edildiği kaynaklar Tablo 3'te verilmiştir. Analizde kullanılan petrol ve altın fiyatları değişkenleri Kazakistan para birimi “tenge” cinsinden, Kazakistan Borsası'nın KASE endeksi puan olarak ifade edilmektedir.

Tablo 3: Değişkenlerin (Verilerin) Tanımlanması

Değişken	Açıklama	Kısaltma	Kaynak
Yeni vaka sayısı	Koronavirüs vaka sayısı (günlük)	newc	www.who.int - Dünya Sağlık Örgütü resmi internet sitesi
Vefat sayısı	Koronavirüs vefat sayısı (toplam)	death	
Petrol fiyatları	Günlük petrol fiyatları	oil	www.stat.gov.kz - Kazakistan Cumhuriyeti Ulusal İstatistik Bürosu resmi internet sitesi
Altın fiyatları	Günlük altın fiyatları	gold	www.nationalbank.kz Kazakistan Ulusal Bankası resmi internet sitesi
KASE endeksi	Günlük Kazakistan borsa (KASE) endeksi	kase	www.kase.kz - Kazakistan Borsa resmi internet sitesi

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Çalışmada açıklanan değişkenler olarak petrol ve altın fiyatları ve KASE endeksi; açıklayıcı değişkenler olarak ise koronavirüs yeni vaka ve ölüm sayıları alınmış ve modeller (2), (3) ve (4) numaralı denklemlerde gibi kurulmuştur:

$$oil = \beta_0 + \beta_1 newc + \beta_2 death + u_t \quad (2)$$

$$gold = \beta_0 + \beta_1 newc + \beta_2 death + u_t \quad (3)$$

$$kase = \beta_0 + \beta_1 newc + \beta_2 death + u_t \quad (4)$$

Modelde *newc* değişkeni COVID-19 yeni vaka sayısını, *death* değişkeni COVID-19 toplam vefat sayısını, *oil* değişkeni petrol fiyatlarını, *gold* değişkeni altın fiyatlarını, *kase* değişkeni Kazakistan borsa endeksini, β 'lar değişkenlerin katsayılarını, u_t hata terimlerini göstermektedir.

3.2. Ekonometrik Metodoloji

Çalışmada değişkenler arasındaki ilişki zaman serisi analizi kullanılarak değerlendirilmiş ve tüm analizlerin gerçekleştirilmesinde EVIEWS 9 ekonometrik paketi kullanılmıştır. İlk aşamada zaman serilerinde kullanılan geleneksel ve kırılmalı birim kök testlerine ilişkin teorik bilgiler verilmektedir. Birim kök testleri ele alındıktan sonra, değişkenler arasındaki kointegrasyon ilişkisini açıklamak için kullanılan ARDL sınır testi incelenmektedir. Son olarak, değişkenlerin arasındaki nedenselliği incelemek amacıyla Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılmaktadır.

3.2.1. Geleneksel Birim Kök Testleri

Birim köklü zaman serileri sahte regresyona neden olduğundan, durağan olmama durumu saptandığında ardından değişkenin durağan hale getirilmesi gerekmektedir (Gujarati, 2015). Bu durumda elde alınan değişkenlerin birim kökünü sınamak için ilk olarak Dickey-Fuller (1979, 1981), Phillips-Perron (1988), Ng-Perron (2001) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) birim kök testleri uygulanmıştır.

Dickey-Fuller birim kök testi, 1979'da D. Dickey ve W. Fuller tarafından tanıtılmıştır. D. Fuller, birim kök testinin uygulanması için üç farklı model oluşturmuştur. Denklem (5)'te gösterilen ilk model, sabitin ve eğilimin yer almadığı Pür Tesadüfi Yürüyüş Modelidir. Bu modelde seri, bir dönem önceki değerinin ve tesadüfi şokların etkisi altındadır.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t \quad (5)$$

$$H_0: \delta = 0$$

Pür Tesadüfi Yürüyüş Modeli, zaman serisinin birim kökü olduğu hipotezini, birim kökü olmadığı, yani durağan olduğu alternatif hipotezine karşı test etmektedir.

İkinci model, Sabitin Yer Aldığı Tesadüfi Yürüyüş Modelidir. Modelde sabit terimi yer almaktadır. Denklem (6)'da gösterilen sabit terimi bulunan model, ΔY_t 'nin açıklanan ve bir dönem gecikmeli değerinin açıklayıcı değişken olduğu tesadüfi yürüyüş modelini temsil etmektedir. Hata terimi (e_t) beyaz gürültü özelliğindedir yani normal dağılıma sahip, ortalaması sıfır ve sabit varyansa sahiptir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + e_t \quad (6)$$

$$H_0: \delta = 0$$

Hipotez reddedilmezse, birim kökün varlığına yani serinin durağan olmadığına karar verilmektedir.

Üçüncü model, Trendin ve Sabitin Yer Aldığı Tesadüfi Yürüyüş Modelidir. Eşitliğin sağ tarafında sabit ve deterministik trend birlikte yer almaktadır. Bu model tüm deterministik bileşenleri ve stokastik kısmı içermektedir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + e_t \quad (7)$$

$$H_0: \delta = 0$$

Temel hipotez test edilir ve zaman serisinin birim köklü olup olmadığı konusunda bir sonuca varılmaktadır. Hipotezi test etmek için belirtilen üç modelde de Dickey-Fuller tarafından geliştirilmiş τ (*tau*) istatistiği kullanılmaktadır. Hesaplanan τ değeri, %1, %5 ve %10 hata payından düşük ise H_0 reddedilemez ve serinin birim kök içerdiğine, yani durağan olmadığına karar verilmektedir. Ters durumda, τ değeri %1, %5 ve %10 hata payından yüksekse, hipotez reddedilir ve serinin birim kök içermediğine, yani durağan olduğuna karar verilmektedir.

Zaman serilerinin birçoğunun durağan bir süreçte sahip olmamaları, birim kök hipotezini inceleyen istatistik testlere olan ilgiyi arttırmıştır (Yıldız, 2007:43). Dickey-Fuller testi, hata terimlerinin istatistiksel olarak birbirinden bağımsız olduğunu ve sabit varyansa sahip olduğunu varsaymaktadır. Bu demek oluyor ki, hata terimleri arasında otokorelasyon problemi ortaya çıkmamaktadır. Fakat birçok zaman serisinin zayıf

bağımlı ve heterojen dağılımlı hata terimlerine sahip olduğu görülmüştür. Buna dayanarak, Phillips ve Perron (1988) hata terimleri arasında otokorelasyon sorunu olabileceği fikriyle Dickey-Fuller testinin genellemesini geliştirmiştir.

Phillips-Perron (PP) birim kök testini kısaca açıklayan regresyon denklemi Denklem (8)' de olduğu gibidir.

$$y_t = \alpha_0^* + \alpha_1^* y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{ve} \quad y_t = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 y_{t-1} + \tilde{\alpha}_2 \left(t - \frac{T}{2}\right) + \varepsilon_t \quad (8)$$

Burada T , gözlem sayısını ve ε_t hata terimini göstermektedir. Ayrıca, hata teriminin otokorelasyonsuz ve homojen olması varsayımı yoktur. PP testi, hata terimlerinin heterojen dağılımına ve zayıf bağımlılığına izin vermektedir.

PP testinde kullanılan hipotezler aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

H_0 : Seri birim kök içermektedir ya da durağan değildir.

H_1 : Seri birim kök içermemektedir ya da durağandır.

PP testinin asimptotik dağılımı Genişletilmiş Dickey-Fuller testi ile aynıdır. Dickey-Fuller testinde kullanılan τ (tau) istatistiği PP testinde Z test istatistiği olarak belirlenmiştir. DF testinde olduğu gibi, Z test istatistiği Mac-Kinnon kritik değerleri ile karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan Z test istatistiği kritik değerlerden küçükse sıfır hipotez reddedilemez ve zaman serisinin birim kök içerdiğine, yani durağan olmadığına karar verilmektedir. Z test istatistiğinin Mac-Kinnon kritik değerlerinden büyük olması durumunda ise H_0 reddedilir ve serinin birim kök içermediğine yani durağan olduğuna karar verilmektedir.

Ng-Perron (2001) testinin hipotezi Genişletilmiş Dickey-Fuller ve Phillips-Perron birim kök testleriyle aynıdır. Ng-Perron testi, özellikle PP testinde ortaya çıkan hata teriminin hacmindeki boyut dağılımı çarpıklığını düzeltmek için M testleri olarak ortaya konulmuş yeni birim kök testidir. Ng-Perron analizi MZ_α , MZ_t , MSB ve MPT testleri olmak üzere 4 ayrımlı birim kök testini içermektedir. Bu testlerinin t-istatistikleri (9), (10), (11) ve (12) numaralı denklemlerde gibi hesaplanmaktadır.

$$MZ_\alpha = (T^{-1}y_T^2 - S_{AR}^2)(2T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2)^{-1} \quad (9)$$

$$MSB = \left(\frac{T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}{S_{AR}^2} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (10)$$

$$MZ_t = MZ_\alpha \times MSB \quad (11)$$

$$MPT = \begin{cases} \frac{\bar{c}^2 k - \bar{c} T^{-1} (y_t)^2}{\hat{f}(0)} & \text{when } d_t^0 \\ \frac{\bar{c}^2 k + (1 - \bar{c}) T^{-1} (y_t)^2}{\hat{f}(0)} & \text{when } d_t^1 \end{cases} \quad (12)$$

MZ_α ve MZ_t birim kök testleri H_0 altında birim kökün varlığını, MSB ve MPT ise H_0 altında birim kökün yokluğunu sınamaktadır. Buna göre hesaplanan MZ_α ve MZ_t test istatistiklerinin Ng-Perron (2001) tarafından hesaplanan kritik değerlerden düşük olması durumunda birim kökün varlığını ifade eden H_0 reddedilemezken, hesaplanan MSB ve MPT test istatistiklerinin sözü edilen kritik değerlerden düşük olması durumunda ise birim kökün yokluğunu ifade eden H_0 ret edilmemektedir.

Birim kökün varlığını araştıran bir diğer geleneksel birim kök testi KPSS testidir. KPSS testi Kwiatkowski vd. (1992) tarafından ortaya koyulmuştur. KPSS testinin Genişletilmiş Dickey-Fuller ve Phillips-Perron testlerinden ayrımı temel hipotezinin doğrudan serinin durağanlığını test etmesidir. KPSS testinin hipotezleri aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

H_0 : Seri birim kök içermemektedir ya da durağandır.

H_1 : Seri birim kök içermektedir ya da durağan değildir.

KPSS (1992) birim kök testinin amacı, seriyi deterministik trenden arındırılarak durağan haline getirmektir. Temel hipotezi altındaki durağanlık varsayımı trend durağanlığı ifade etmektedir. Kwiatkowski vd. (1992) çalışmalarında ele alındığı model Denklem (13)'te olduğu gibidir:

$$Y_t = \beta_t + r_t + u_t \quad (13)$$

Burada r_t , tesadüfi yürüyüş, t deterministik trend, u_t durağan hataları ifade etmektedir. Sıfır hipotezi test etmek üzere Lagrange Multiplier (LM) test istatistiği uygulanmaktadır. LM test istatistiği (14) numaralı denklemde gibi hesaplanmaktadır:

$$LM = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{\hat{\sigma}^2} \text{ ve } S_t = \sum_{i=1}^t e_i \text{ olup, } t=1,2,3...T \text{ dir.} \quad (14)$$

Burada T , gözlem sayısını S_t , hata terimlerinin kısmi toplamını, $\hat{\sigma}^2$ hata varyansının tahminini ifade etmektedir. Hesaplanan LM test istatistiği, kritik değerlerden yüksekse, H_0 reddedilir ve zaman serisinin durağan olmadığına karar verilmektedir. LM değeri,

kritik değerden küçükse, H_0 hipotez reddedilemez ve serinin birim kök içermediği yani durağan olduğu kabul edilmektedir.

3.2.2. Kırılmalı Birim Kök Testleri

PP (1989) çalışmasında tüm zaman serilerinin durağan olmadığı iddiasına karşı çıkmıştır. Buna göre zaman serisinde meydana gelen politika haberleri, fiyat şokları, büyük krizler vb. gibi olaylar serinin eğiliminde değişimlere neden olduğunu vurgulamıştır. Zaman serisinde bu değişim “yapısal kırılma” olarak tanımlanmaktadır. Yapısal kırılmaları dikkate almayan çalışmaların sonuçları, bunun ekonometrik ve istatistiksel sorunlara yol açabileceğini göstermiştir.

Perron (1989), Nelson ve Plosser’in ele aldığı veri setini kullandığı çalışmasında, 1929 yılındaki Büyük Buhran’ın ve 1973’te yaşanan Petrol Krizi’nin serilerde yapısal değişimleri dışsal olarak kukla değişken şeklinde eklemiş ve yapısal kırılmaları dikkate alan yeni bir birim kök testi geliştirmiştir.

Perron (1989) testinin sıfır hipotezi, verilen serinin $\{y_t\}_0^T$ (T+1 gözlemle) bir birim kökün varlığı ve sıfırdan farklı sabit terim ile karakterize edilen bir zaman serisi sürecinin gerçekleştirilmesidir. Bu yaklaşım, $\{y_t\}$ ’nin bilinen T_B ($1 < T_B < T$) kırılma zamanında meydana gelen yapıda tek kırılmaya izin verecek şekilde genelleştirilmiştir.

Perron, çalışmasında H_0 altında üç farklı model belirlemiştir:

$$\text{Model (A): } y_t = \mu + dD(TB)_t + y_{t-1} + e_t \quad (15)$$

$$\text{Model (B): } y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (16)$$

$$\text{Model (C): } y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (17)$$

Burada $D(TB)_t = 1$ eğer $t = T_B + 1$, diğer durumlarda 0’dır;

$DU_t = 1$ eğer $t > T_B$, diğer durumlarda 0’dır; ve $A(L)e_t = B(L)v_t$.

Model (A), serinin seviyesinde dışsal bir değişime izin veren; Model (B) serinin büyüme oranında (eğimde) dışsal bir değişime izin veren; Model (C) ise serinin hem düzeyinde hem eğiminde dışsal bir değişime izin veren modellerdir.

Üç modelin alternatif hipotezleri (18), (19), (20) numaralı denklemlerde gibi ifade edilmektedir.

$$\text{Model (A): } y_t = \mu_1 + \beta_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (18)$$

$$\text{Model (B): } y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t \quad (19)$$

$$\text{Model (C): } y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t \quad (20)$$

Burada $DT_t^* = t - T_B$ ve $DT_t = t$ eğer $t > T_B$ ve diğer durumlarda 0'dır.

Burada T_B , kırılma zamanını, yani trend fonksiyonunun parametrelerindeki kırılmanın meydana geldiği periyodu ifade etmektedir. Model (A) “crash” modeli olarak adlandırılmaktadır. Bu model, birim-kök yokluk hipotezi altında, kırılma anında bir değerini alan kukla değişken ile karakterize edilmektedir. “Trend-durağan” sistemin alternatif hipotezi altında, Model (A), trend fonksiyonunun sabit teriminde bir defalık kırılmaya izin vermektedir.

Model (B), "changing growth" modeli olarak adlandırılmaktadır. Model (B), alternatif hipotez altında, kırılma anında seviyede herhangi bir ani değişim olmadan trend fonksiyonunun eğiminde bir değişime izin vermektedir. Sıfır hipotezi altında model, sabit parametresi μ 'nın kırılma zamanında μ_1 'den μ_2 'ye değiştiğini belirtmektedir.

Model (C), her iki etkinin de aynı anda gerçekleşmesine, yani seviyedeki ani bir değişimin ardından farklı bir büyüme yolunun gerçekleşmesine izin vermektedir.

Perron (1989) Model (A), Model (B) ve Model (C) için sıfır ve alternatif hipotez altında ADF regresyonuna kukla değişkenler eklenmiş hali (21), (22) ve (23) numaralı denklemlerde gibi gösterilmektedir.

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t + \hat{\beta}^A t + \hat{d}^A D(TB)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t \quad (21)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\theta}^B DU_t + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t \quad (22)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t + \hat{d}^C D(TB)_t + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t \quad (23)$$

Birim-kök yokluk hipotezi her modelin gerçek parametrelerine kısıtlamaları getirmektedir:

Model (A) “crash hipotezi”: $\alpha^A = 1, \beta^A = 0, \theta^A = 0$; Model (B) “changing growth” için: $\alpha^B = 1, \gamma^B = 0, \beta^B = 0$; her iki etkiye izin veren Model (C) için: $\alpha^C = 1, \gamma^C = 0, \beta^C = 0$. “Trend-durağan” sistemin alternatif hipotezi altında $\alpha^A, \alpha^B, \alpha^C < 1; \beta^A, \beta^B, \beta^C \neq 0; \theta^A, \theta^C, \gamma^B, \gamma^C \neq 0$ beklenmektedir. Son olarak, d^A, d^C ve θ^B parametrelerinin

sıfır hipotezi altında sıfırdan farklı olmaları beklenirken, alternatif hipotez altında ise sıfıra yakın olmaları beklenmektedir.

Perron (1989) çalışmasında tekli kırılma noktasının dışsal olarak belirlendiği görüşünün aksine Perron (1997)' de yaptığı çalışmasında kırılma tarihinin içsel (endojen) olarak belirleneceğini ifade etmektedir. Yine, bir önceki çalışmada olduğu gibi üç farklı model dikkate alınmaktadır.

Birinci model, hem sıfır hem de alternatif hipotezler altında yalnızca sabitte bir değişime izin vermektedir. Ayrıca bu değişimin kademeli olarak ve gürültü fonksiyonunun korelasyon yapısına bağlı olarak gerçekleştiği varsayılmaktadır. Bu model, "innovational outlier model" olarak adlandırılmıştır ve birim kök testi Denklem (24)'teki regresyonda $\alpha = 1$ testi için t-istatistiği kullanılarak gerçekleştirilir. Bu model Denklem (24)'te olduğu gibidir:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (24)$$

Burada $DU_t = 1(t > T_b)$ ve $1(-)$ gösterge fonksiyonu ile $D(T_b)_t = 1(t = T_b + 1)$. Birinci model ile verilen bu regresyon sıradan EKK yöntemi ile tahmin edilmektedir. Bu regresyon ARMA süreçlerinin otoregresif süreçler ile tahmin edilmesiyle DF (1979) ve SD (1984) yöntemlerinin bir uzantısı olarak değerlendirilmektedir.

İkinci model, T_b zamanında hem sabitte hem de eğimde bir değişime izin vermektedir. Test, Denklem (25)'te $\alpha = 1$ olan sıfır hipotezi için t-istatistiği kullanılarak gerçekleştirilir:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t, \quad (25)$$

$$burada DT_t = 1(t > T_b)_t.$$

Üçüncü modelde, eğimde bir değişime izin verir ancak trend fonksiyonun her iki kısmı ((kırılma öncesi ve sonrası) kırılma zamanında birleştirilir. Burada değişimin hızlı bir şekilde meydana geldiği varsayılır ve Perron'un (1989) terminolojisindeki "additive outlier model" olarak adlandırılan modele karşılık gelmektedir. Aşağıdaki iki aşamalı prosedür kullanılmaktadır. İlk olarak, seri Denklem (26)'da gösterilen regresyon kullanılarak trendden arındırılmaktadır.

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \tilde{y}_t \quad burada DT_t^* = 1(t > T_b)(t - T_b) \quad (26)$$

Test daha sonra regresyonda $\alpha = 1$ için t istatistiği kullanılarak gerçekleştirilir:

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t \quad (27)$$

Bu regresyonlarda, T_b kırılma zamanı ve k gecikme uzunluğu bilinmediği varsayılmaktadır. Kırılma tarihi T_b ve gecikme uzunluğu k ile model i altında $\alpha=1$ testi için t-istatistiği $t_{\hat{\alpha}}(i, T_b, k)$ ($i = 1,2,3$) şeklinde belirtilmektedir.

T_b , kırılma tarihini içsel olarak seçmek için Perron (1997) iki yöntemden bahsetmiştir. Bunlardan ilki, T_b , $\alpha = 1$ testi için t istatistiğini en aza indiren değer olarak seçilmektedir. İkinci yöntemde, T_b , 1'inci modeldeki sabit terimde değişimi ifade eden parametrenin t-istatistiğini ($t_{\hat{\theta}}$) ya da 2'inci ve 3'üncü modellerde eğimdeki değişimi ifade eden parametrenin t-istatistiğini ($t_{\hat{\gamma}}$) minimize eden değer olarak seçilmektedir.

Perron (1989) çalışmasında k gecikme uzunluğunu seçmek için de iki yöntem önermiştir. İlk yöntemde, tahmin edilen otoregresyonda son gecikme katsayı değerine ilişkin t istatistiğine dayanan genelden özele yöntemidir. Bu yaklaşımda, uygun gecikme katsayısı k^* olarak adlandırılmaktadır. k^* dereceden otoregresyondaki son gecikme katsayısı anlamlı olup ve k^* 'dan büyük derece otoregresyondaki son katsayı anlamsızdır. Bu prosedür “t-sig” olarak ifade edilmektedir. İkinci yöntem ise Said ve Dickey (1984)'in ampirik uygulamalarında kullandığı yöntemdir. Bu yaklaşımda öncelikle k 'nin maksimum değeri k_{max} belirlenir ve k_{max} , $k_{max} - 1$ ile otoregresyon tahmin edilmektedir. Gecikmelerin anlamlılığını değerlendirmek için %10 anlamlılık düzeyinde F-testi kullanılmaktadır. Eğer sınanan gecikmeler istatistiksel olarak anlamlı ise k değeri maksimum değer olarak alınmaktadır. Eğer anlamlı değilse, model $k_{max} - 2$ ile tahmin edilir. Ek gecikmelerin anlamsız olduğu reddedilene kadar k gecikme uzunluğu birer birer düşürülerek işleme devam edilir. Ampirik uygulamalarda alt sınır $k=1$ olarak kabul edilmektedir. Bu prosedür “F-sig” olarak ifade edilmektedir.

Birim kök sınavasında yapısal değişimi hesaba katan bir diğer test Zivot-Andrews Tek Kırılmalı birim kök testidir. Zivot ve Andrews (1992), Perron (1989) testindeki kırılmanın dışsal olduğunu eleştirerek, kırılma noktasının içsel olarak tahmin edildiği yeni bir birim kök testi geliştirmişlerdir.

Zivot ve Andrews, Perron yöntemine benzer biçimde Model A düzey tek kırılmaya, Model B eğimde tek kırılmaya, Model C ise hem eğimde hem düzeyde tek kırılmaya izin veren 3 farklı model öne sürmüştür. Bu modellerde Perron'un Model A ve Model C

denklemlerinde olan $D(T_B)_t$ kukla değişkenine artık ihtiyaç duyulmamaktadır. Belirtilen modeller (28), (29), (30) numaralı denklemlerde gibidir.

$$\text{Model A: } y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (28)$$

$$\text{Model B: } y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (29)$$

$$\begin{aligned} \text{Model C: } y_t = & \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \dots \\ & + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \end{aligned} \quad (30)$$

Burada $DU_t(\lambda) = 1$ eğer $t > T\lambda$, diğer durumlar için 0'dır; $DT_t^*(\lambda) = t - T\lambda$ eğer $t > T\lambda$, diğer durumlar için 0'dır. Yukarıdaki 1. ve 3. denklemlerde yer alan şapkalı λ parametreler, kırılma noktasının tahmini değerlerini (estimated values of break fraction) belirtmektedir.

Denklem (31)'de gösterilen test istatistiği kullanılarak sıfır hipotezi için en az derecede uygunluk sonucu veren kırılma noktası seçilmektedir. Minimum t istatistikleri hipotezinin reddine eğilimli olmaktadır.

$$t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda), \quad i = A, B, C \quad (31)$$

Burada $t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda)$, $\alpha^i = 1$ test eden standart test istatistiğini göstermektedir. Bu istatistikler $\lambda = T_B/T$ kırılma noktasının konumuna bağlı olarak belirlenmektedir. Denklem (31) kullanılarak sıfır hipotezinin reddi $t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda) < k_{\alpha}(\lambda)$ olarak gösterilmektedir. Burada $k_{\alpha}(\lambda)$, sabit $\lambda = T_B/T$ için (31) numaralı denklemin asimptotik dağılımından α kritik değerinin boyutunu belirtmektedir.

$$t_{\hat{\alpha}^i}[\hat{\lambda}_{inf}^i] = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda), \quad i = A, B, C \quad (32)$$

Denklem (32)'de Λ , $(0,1)$ 'in belirli kapalı alt küme değerleridir. $\hat{\lambda}_{inf}^i$, i modeli için en küçük değer olarak gösterilmektedir.

Zivot-Andrews Tek Kırılmalı Birim Kök testinde her üç model için sınanacak hipotez Denklem (33)'te olduğu gibidir.

$$y_t = \mu + y_{t-1} + e_t \quad (33)$$

Zivot-Andrews (1992) testi hipotez altında yapısal kırılma olmadığı ve serinin birim köklü olduğunu, alternatif hipotez altında ise seride içsel tek kırılma ile birlikte trend durağan bir süreci temsil etmektedir.

3.2.3. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı

Ekonometrik analizde, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi belirlemek için kullanılan yöntem eşbütünleşme testleridir. Literatürde yaygın olarak kullanılan kointegrasyon testleri arasında Engle-Granger (1987) ve Johansen (1988) testleri yer almaktadır. Bu eşbütünleşme testlerinde serilerin aynı mertebeden bütünlük olması gerekmektedir. Ancak ampirik uygulamalarda serilerin aynı seviyede durağan olduğu durumlar çok yaygın değildir. Bu durum eşbütünleşme testlerini sınırlamaktadır. Bu gerçekten yola çıkarak, Pesaran vd. (2001) serilerin aynı seviyede durağan olmalarını gerektirmeyen ARDL sınır testini geliştirmişlerdir. Değişkenlerin $I(0)$ veya $I(1)$ süreçleri olup olmadığına bakılmaksızın kointegrasyon testi uygulamak mümkündür. ARDL testinin bir diğer özelliği de küçük örneklemelerde Engle-Granger ve Johansen kointegrasyon testlerinden daha güvenilir sonuçlar vermesidir.

ARDL eşbütünleşme testinde, $\{z_t\}_{t=1}^{\infty}$ için veri yaratma süreci, p sıradan VAR modeli ($VAR(p)$);

$$\Phi(L)(z_t - \mu - \gamma t) = \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots \quad (34)$$

şeklinde gösterilmektedir. Burada L gecikme operatörünü, μ ve γ ise sabit ve trend katsayılarının bilinmeyen $(k+1)$ vektörlerini göstermektedir. $\Phi(L)$ gecikme polinomu, ECM modelinde $\Phi(L) \equiv -\Pi L + \Gamma(L)(1 - L)$ gibi gösterilirse, uzun dönem çarpanı matrisi $\Pi \equiv -(I_{k+1} - \sum_{i=1}^p \Phi_i)$ ve kısa dönem tepki matrisi gecikme polinomu $\Gamma(L) = I_{k+1} - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i L^i$, $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p \Phi_j$, $i = 1, \dots, p-1$ şeklindedir.

$VAR(p)$ vektör ECM formunda Denklem (35)'te olduğu gibi tekrar yazılabilir.

$$\Delta z_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots \quad (35)$$

Denklemden $\Delta = 1 - L$ ile fark operatörü, $\alpha_0 \equiv -\Pi \mu + (\Gamma + \Pi)\gamma$, $\alpha_1 \equiv -\Pi \gamma$ kısa dönem katsayı matrisinin toplamı $\Gamma \equiv I_m - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i$ şeklindedir. Hata terimi ε_t varyans matrisi

$\Omega = \begin{pmatrix} \omega_{yy} & \omega_{yx} \\ \omega_{xy} & \omega_{xx} \end{pmatrix}$ gibi ifade edilebilir. Testte ε_{yt} terimi ε_{xt} koşullu terimi olarak Denklem (36)'da olduğu gibi ifade edilebilir.

$$\varepsilon_{yt} = w_{yx}\Omega_{xx}^{-1}\varepsilon_{xt} + u_t \quad (36)$$

Denklemden $u_t \sim IN(0, \omega_{uu})$, $\omega_{uu} \equiv \omega_{yy} - w_{yx}\Omega_{xx}^{-1}w_{xy}$ ve u_t ε_{xt} 'den bağımsızdır.

ARDL sınır testinde koşullu ECM modeli,

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yx.x}x_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \forall_i \Delta z_{t-i} + w' \Delta x_t + \varepsilon_t$$

$$t = 1, 2, \dots \quad (37)$$

şeklinde oluşturulabilir. Burada $w \equiv \Omega_{xx}^{-1}w_{xy}$, $c_0 \equiv \alpha_{y0} - w'\alpha_{x0}$, $c_1 \equiv \alpha_{y1} - w'\alpha_{x1}$, $\psi'_i \equiv \gamma_{yi} - w'\Gamma_{xi}$, $i = 1, \dots, p-1$ ve $\pi_{y.x} \equiv \pi_y - w'\Pi_x$

şeklinde tanımlanmaktadır. Testte $z_t = (y_t, x'_t)'$ ile uyumlu Π uzun dönem çarpan matrisi $\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{yy} & \pi_{yx} \\ \pi_{xy} & \pi_{xx} \end{pmatrix}$ şeklindedir. Daha açık bir şekilde koşullu ECM modeli,

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yx.x}x_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \forall_i \Delta z_{t-i} + w' \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (38)$$

şeklinde gösterilebilmektedir (Pesaran vd., 2001: 291).

Gecikmesi dağıtılmış otoregresif modeli klasik EKK yöntemi ile tahmin edilmektedir. İki bağımsız değişkenli ARDL modelinin matematiksel açıklaması Denklem (39)'da gösterilmektedir.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta X_{1t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta X_{2t-i} + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1t-1} + \beta_3 X_{2t-1} + u_t \quad (39)$$

Burada Y_t , açıklanan değişkeni, X_1 ve X_2 açıklayıcı değişkenleri, u_t hata terimini göstermektedir. ARDL modeline ilişkin hipotezler aşağıdaki şekilde gösterilmektedir.

$H_0: \pi_{yy} = 0$ ve $\pi_{yx.x} = 0$ (eşbütünleşme yoktur).

$H_1: \pi_{yy} \neq 0$ ve $\pi_{yx.x} \neq 0$ (eşbütünleşme vardır).

Sözü edilen hipotezleri test etmek için Wald testi yardımıyla F istatistiği hesaplanmaktadır. Pesaran vd. (2001) üst ve alt limit değerleri dikkate alınmaktadır. F istatistiği alt limit değerlerinden küçükse, sıfır hipotez reddedilemez ve değişkenler arasında eşbütünleşme yoktur sonucuna varılmaktadır. Aksine F istatistiği üst limit

değerlerinden büyük çıktığı durumda H_0 reddedilir ve kointegrasyon ilişkisinin olduğuna karar verilmektedir.

Bunların dışında F test istatistiği üst ve alt sınırlar arasında kalırsa bir kararsızlık bölgesi oluşmaktadır. Bu durumda eşbütünleşme olup olmadığını söylemek mümkün değildir ve değişkenlerin durağanlık düzeylerini dikkate alan başka eşbütünleşme testlerinin kullanılması önerilmektedir (Akel ve Gazel, 2014:31).

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi varsa, bir sonraki adım uzun ve kısa dönemli ilişkileri incelemektir. Bu bağlamda uzun dönemli ilişkiyi inceleyen ARDL (p, q) modeli (40) numaralı regresyon denkleminde gösterilmektedir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_i \Delta x_{t-i} + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 x_{t-1} + \mu_t \quad (40)$$

Uzun dönem katsayıları açıklandıktan sonra modelin uygun olup olmadığı belirlenmektedir. Ayrıca ARDL modelindeki uzun dönem katsayılarının kararlılığını test etmek için Brown vd. (1975) tarafından ortaya konulan CUSUM ve CUSUM-SQ testlerinden yararlanılabilmektedir.

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki elde edildikten sonra, kısa dönemli ilişkiyi belirlemek amacıyla Denklem (41)'de gösterilen model tahmin edilmektedir.

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q1} \delta_{1i} \Delta X_{1t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \delta_{2i} \Delta X_{2t-i} + \varphi ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (41)$$

Uzun dönemli ilişkiyi ifade eden model regresyonundan farklı olarak bu modelde ECM ile gösterilen değişken hata düzeltme terimi eklenmiştir. ECM teriminin katsayısı kısa vadede ortaya çıkan bir istikrarsızlığın ne kadarının uzun vadede düzeleceğini açıklamaktadır. Aynı zamanda beklenti hata düzeltme teriminin olumsuz ve anlamlı olması yönündedir.

3.2.4. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi

Ekonometrik analizde nedensellik testlerinin amacı, modeldeki değişkenler arasında tek yönlü veya iki yönlü ilişkinin olup olmadığını tespit etmektir. Bu amaçla sıklıkla kullanılan Granger (1969) testi, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini belirlemek için durağanlık koşulunun sağlanmasını gerektirmiştir. Ancak zaman serilerinin çoğu durağan bir süreçle sahip olmadıkları için VAR sürecinde değişkenler arasındaki Granger nedensellik ilişkisini incelemek yanıltıcı sonuçlar verebilmektedir. Granger (1988) tarafından geliştirilen Granger Nedensellik testi, durağan olmayan seriler arasındaki

nedensellik ilişkisinin vektör hata düzeltme modeli çerçevesinde incelenmesine olanak sağlamıştır. Ancak bu testin gerektirdiği şartlar, durağan bir sürece sahip olmayan serilerin aynı mertebeden bütünleşik olmaları ve seriler arasında bir kointegrasyon ilişkisinin olmasıdır.

Sözü edilen şartların üstesinden gelebilmek için Toda ve Yamamoto (1995), çalışmaları neticesinde VAR modellerinin tahmininde zaman serilerinin durağan ve eşbütünleşik olup olmadığını dikkate almayan bir nedensellik analizi geliştirmiştir. Yani bu testte kointegrasyon ve birim kök analizi yapıma şartı aranmamaktadır. Ayrıca değişkenler seviye değerlerinde analiz edilebildiği için bilgi kaybını önlemektedir.

Toda ve Yamamoto testi için kullanılan iki değişkenli VAR modeli (42) ve (43) numaralı denklemlerde gösterilmiştir.

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{P+d_{max}} \alpha_{1(i+d)} + \sum_{i=1}^{P+d_{max}} \alpha_{2(i+d)} X_{t-(i+d)} + \varepsilon_{1t} \quad (42)$$

$$X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{P+d_{max}} \beta_{1(i+d)} Y_{t-(i+d)} + \sum_{i=1}^{P+d_{max}} \beta_{2(i+d)} X_{t-(i+d)} + \varepsilon_{2t} \quad (43)$$

Toda-Yamamoto nedensellik testinin gerçekleştirilmesi için ilk olarak VAR modeli ile optimal gecikme uzunluğunun (p) tespit edilmesi gerekmektedir. İkinci olarak, gecikme uzunluğuna (p) maksimum bütünleşme derecesi (d_{max}) eklenmektedir. Üçüncü olarak, değişkenlerin ($p+d_{max}$)'ıncı dereceye kadar olan gecikmelerinin dışsal değişken olarak eklenmektedir. VAR modeli EKK yöntemi ile tahmin edilmektedir. Son olarak, (p) gecikmesine Wald testi uygulanarak $H_0: \alpha_{2(i+d)} = 0$ ve $H_0: \beta_{2(i+d)} = 0$ şeklinde iki temel hipotez test edilmektedir.

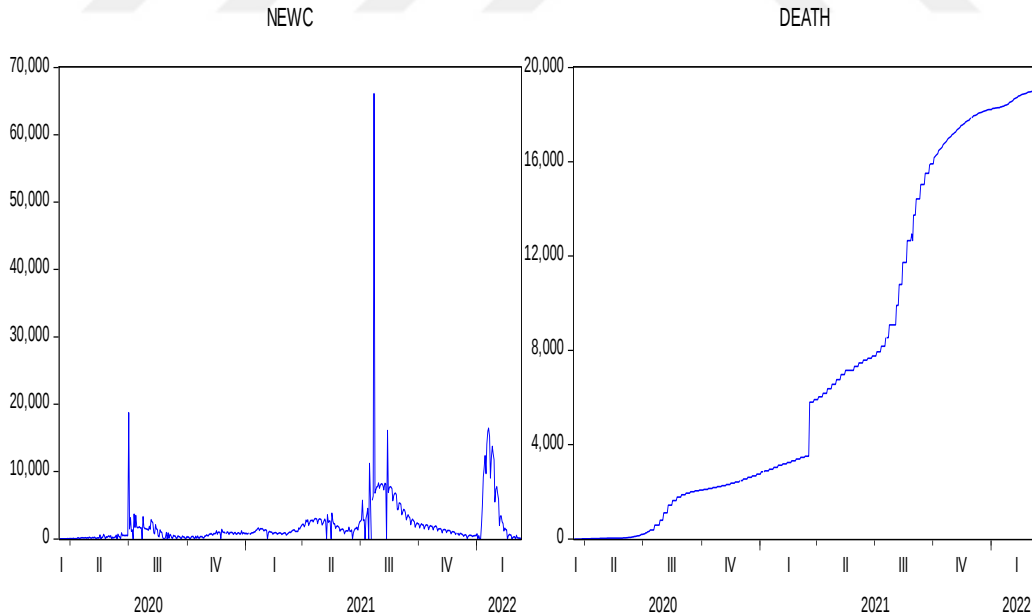
Analizde hesaplanan p olasılık değeri yüzde bir ve beş anlamlılık sınırının altında ise sıfır hipotez reddedilmektedir. Yani, “X’in Y’nin Granger nedeni olduğunu veya Y’nin X’in Granger nedeni olduğunu” ifade etmektedir. Aksine p olasılık değeri belirlenen anlamlılık sınırının üstünde ise sıfır hipotez reddedilememektedir. Yani “X’in Y’nin Granger nedeni olmadığını veya Y’nin X’in Granger nedeni olmadığını” göstermektedir.

BÖLÜM 4: AMPİRİK BULGULAR

Çalışmanın bu bölümünde, önceki bölümlerde verilen teorik ve metodolojik çerçevenin ışığında uygulamalara yer verilmiştir. Ayrıca bu bölümde “Kazakistan’da COVID-19 pandemisinin petrol fiyatlarını ve borsayı olumsuz, altın fiyatlarını ise olumlu yönde etkilediği” hipotezi test edilmiştir. Bu hipotezi test etmek amacıyla ilk olarak geleneksel ve kırılmalı birim kök testleri kullanarak serilerin durağanlık sınaması gerçekleştirilmiştir. Ardından seriler arasında kointegrasyon ilişkisi ARDL modeli aracılığıyla sınanmıştır. Son olarak, zaman serileri arasındaki nedenselliği inceleme imkanı tanıyan Toda-Yamamoto nedensellik analizi uygulanmıştır. Analizlerin gerçekleştirilmesinde EVIEWS 9 ekonometrik paket programı kullanılmıştır. Aşağıda izleyen bölümlerde sözü edilen analizlerin sonuçlarına yer verilmiştir.

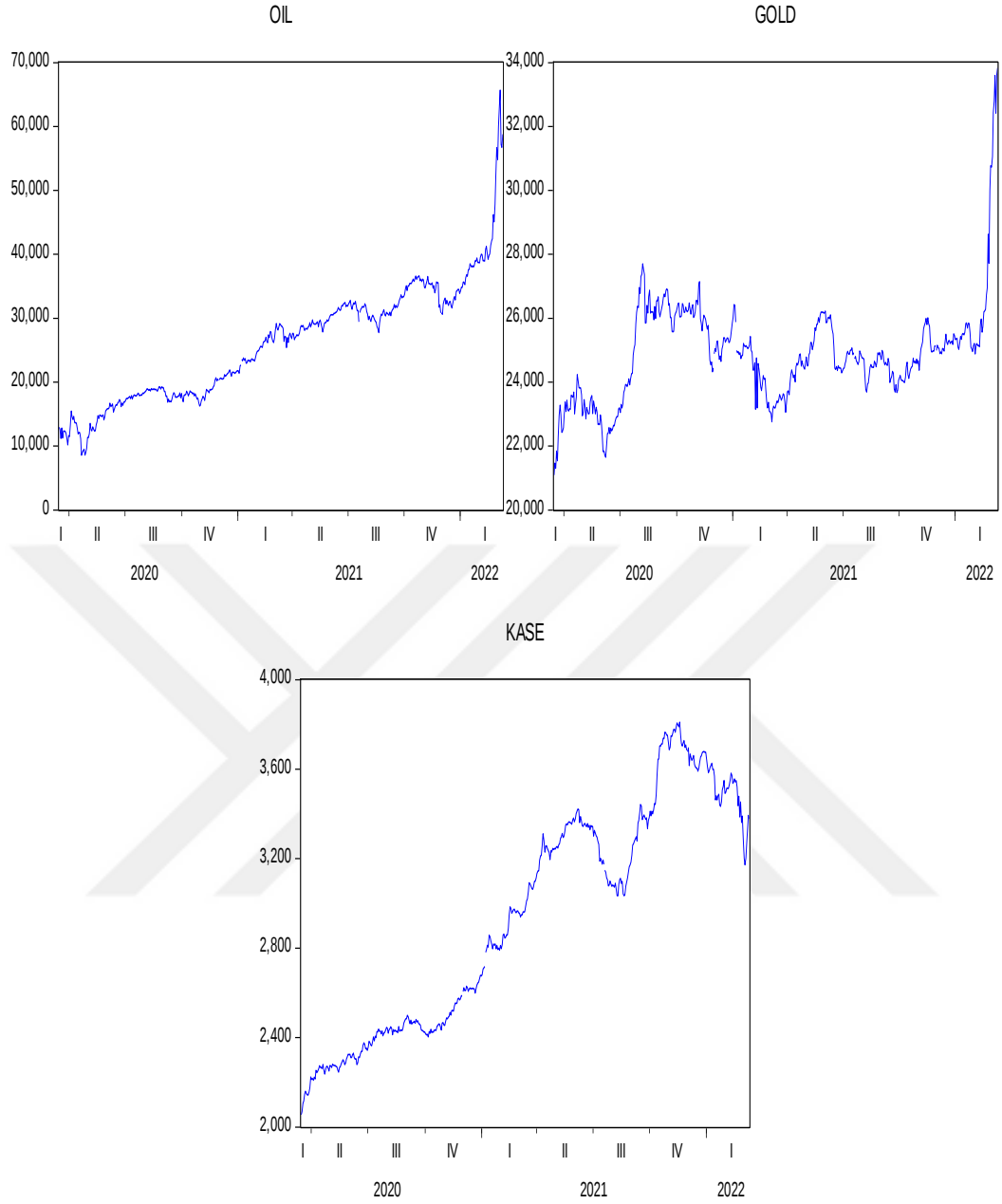
4.1. Grafiksel Analiz

Zaman serisi analizinde durağanlık testleri uygulamadan önce değişkenlerin grafiksel görünümü incelenmektedir. Grafik 5 ve Grafik 6’da yeni vaka ve vefat sayısı, petrol ve altın fiyatları, KASE endeksi serilerine ait 5 görünümün grafikleri yer almaktadır.



Grafik 5: NEWC ve DEATH Serilerinin Görünümü

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.



Grafik 6: OIL, GOLD ve KASE Serilerinin Görünümü

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Grafiksel analiz, NEWC ve GOLD serilerinin stokastik özelliklere sahip olduğunu ve zaman içinde düzensiz dalgalanmalar içerdiklerini göstermektedir. DEATH ve KASE serilerindeki artış sabit değildir ve seriler artan doğrusal olmayan bir eğilim göstermektedir. OIL serisi ise artan doğrusal olmayan bir eğilimle 2020'nin ikinci çeyreğinde yapısal kırılma göstermektedir.

4.2. Geleneksel Birim Kök Testlerinin Sonuçları

Bu alt başlık altında önceki bölümde belirtilen değişkenlerin durağanlıkları Genişletilmiş Dickey-Fuller, Phillips-Perron, Ng-Perron ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin birim kök testleri yardımıyla sınanmıştır ve test sonuçları Tablo 5, Tablo 6, Tablo 7 ve Tablo 8’de verilmiştir.

Öncelikle Dickey-Fuller birim kök testinin hangi deterministik bileşenlerle araştırılmasına yönelik olarak Wald testi yapılmıştır.

Tablo 4: Wald Testi Sonuçları

Değişken	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_1	Sonuç
newc	0.0001	0.0000	0.0001	tüm deterministik bileşenler var
death	0.0162	0.0898	0.0615	deterministik bileşenler yok
oil	0.0373	0.2133	0.0248	sabit var, trend yok
gold	0.2897	0.4558	0.3282	deterministik bileşenler yok
kase	0.0757	0.1181	0.1108	deterministik bileşenler yok

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Tablo 4’te yer alan Wald testi sonuçlarına göre birim kök testine *newc* serisi için tüm deterministik bileşenlerle; *oil* serisi için sabit varlığı altında; *death*, *gold* ve *kase* serileri için ise deterministik bileşenler olmadan devam edilmelidir.

Tablo 5: ADF Testi Sonuçları

Değişken	Test İstatistikleri ve Olasılık Değerleri				Kritik Değerler	Sonuç
	I (0)	P Değeri	I (1)	P Değeri		
newc	-4.53*** [4]	0.001	-	-	1% -3.976117 5% -3.418639 10% -3.131839	I(0)
death	1.63 [12]	0.975	-3.21*** [11]	0.001	1% -2.569586 5% -1.941457 10% -1.616275	I(1)
oil	1.42 [7]	0.999	-8.70*** [6]	0.000	1% -3.442995 5% -2.867010 10% -2.569745	I(1)
gold	1.48 [4]	0.966	-9.51*** [3]	0.000	1% -2.569495 5% -1.941444 10% -1.616283	I(1)
kase	1.36 [7]	0.957	-6.51*** [6]	0.000	1% -2.569522 5% -1.941448 10% -1.616280	I(1)

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Not: (***), %1 seviyesindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler, otoregresif gecikme değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 5’te yer alan sonuçlara göre, yeni vaka sayısı (*newc*) değişkeni, hesaplanan ADF t-istatistiği yüzde 1 anlamlılık düzeyinde kritik değerinden büyük olduğu için I(0) seviyesinde durağandır. Bu, durağanlığın olmadığını ileri süren H_0 ’inin reddedildiği anlamına gelmektedir. Petrol fiyatları (*oil*), vefat sayısı (*death*), altın fiyatları (*gold*) ve borsa endeksi (*kase*) değişkenleri için durum farklıdır. Her 4 seri için de “Seri birim köke sahip veya durağan değildir” temel hipotezi ret edilemez ve Dickey-Pantula testi eşliğinde serilerin birinci mertebeden durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Bir sonraki adımda, Phillips-Perron testi yardımıyla serilerin durağanlığı incelenmiştir. Phillips-Perron birim kök testinin sonuçları Tablo 6’da gösterilmektedir.

Tablo 6: PP Testi Sonuçları

Değişken	Test İstatistikleri ve Olasılık Değerleri				Kritik Değerler	Sonuç
	I (0)	P Değeri	I (1)	P Değeri		
newc	-19.3***	0.000	-	-	1% -3.975976 5% -3.418570 10% -3.131798	I(0)
death	3.96704	1.000	-25.41***	0.000	1% -2.569469 5% -1.941440 10% -1.616285	I(1)
oil	1.59850	0.999	-22.83***	0.000	1% -3.442845 5% -2.866943 10% -2.569709	I(1)
gold	1.56662	0.971	-26.02***	0.000	1% -2.569469 5% -1.941440 10% -1.616285	I(1)
kase	1.91647	0.987	-21.6***	0.000	1% -2.569469 5% -1.941440 10% -1.616285	I(1)

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Not: (***), %1 seviyesindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Phillips-Perron testinin hipotezleri Dickey-Fuller testinin hipotezleri ile aynı olduğundan, testin sonuçları yeni vaka sayısı (*newc*) değişkeni için sıfır hipotezinin reddedildiğini ve petrol fiyatları (*oil*), vefat sayısı (*death*), altın fiyatları (*gold*) ve borsa endeksi (*kase*) değişkenleri için reddedilemediğini göstermektedir. Sırasıyla, *newc* serisinin I(0) düzeyinde durağan, *death*, *oil*, *gold*, *kase* serilerinin ise farkı alınarak test edildiğinde I(1) düzeyinde durağan olduklarına karar verilmektedir.

Bir sonraki aşamada Dickey-Fuller ve Phillips-Perron testlerinin sonuçlarını desteklemek amacıyla Ng-Perron ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin birim kök testlerine başvurulmaktadır. Ng-Perron MZ_α ve MZ_t olarak adlandırılan birim kök testlerinde H_0 birim kök varlığını varsayarken, *MSB* ve *MPT* testlerinde ise H_0 birim kökün yokluğunu öne sürmektedir. Ng-Perron birim kök testi sonuçları Tablo 7’de verilmiştir.

Tablo 7: Ng-Perron Testi Sonuçları

Değişken	Durum	Test İstatistikleri			
		MZ_{α}	MZ_t	MSB	MPT
newc	I (0)	-28.2**	-3.73***	0.13	3.37
	I (1)	-	-	-	-
death	I (0)	1.77	3.49	1.97***	293.4***
	I (1)	-33.5***	-4.09***	0.12	0.73
oil	I (0)	3.52	2.40**	0.68***	52.8***
	I (1)	-37.6***	-4.16***	0.11	1.15
gold	I (0)	3.66	1.83*	0.50***	32.1***
	I (1)	-5.29	-1.62*	0.30***	4.64***
	I(2)	0.17	0.61	3.44***	616.6***
kase	I (0)	0.61	0.87	1.42***	123.3***
	I (1)	-22.5***	-3.31***	0.14	1.24
Kritik Değerler (Sabit)	1%	-13.8000	-2.58000	0.17400	1.78000
	5%	-8.10000	-1.98000	0.23300	3.17000
	10%	-5.70000	-1.62000	0.27500	4.45000
Kritik Değerler (Sabit ve Trend)	1%	-23.8000	-3.42000	0.14300	0.14300
	5%	-17.3000	-2.91000	0.16800	0.16800
	10%	-14.2000	-2.62000	0.18500	0.18500

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Not: newc serisi tüm deterministik bileşenleri içerdiğinden, sabit ve trendin birlikte yer aldığı model üzerinden değerlendirme yapılmıştır. death, oil, gold ve kase serileri için sabit modeli kullanılmıştır. (***), %1 seviyesinde; (**), %5 seviyesinde ve (*), %10 seviyesinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. Birim kök testine ait kritik değerler Ng ve Perron (2001)'den alınmıştır.

Analiz sonuçlarına göre yeni vaka sayısı (newc) değişkeni, MZ_{α} ve MZ_t test istatistikleri Ng ve Perron (2001) tarafından belirtilen kritik değerlerden yüksek ve MSB ve MPT test istatistikleri kritik değerlerden düşük olduğu için I(0) seviyesinde durağandır. Vefat sayısı (death) ve borsa endeksi (kase) değişkenlerinin I(0) ve I(1) düzeylerine ait test sonuçlarına göre bu değişkenlerinin 1. mertebeden durağan olduğu sonucuna varılmıştır. Petrol fiyatları (oil) için MZ_t test istatistiği yüzde beş anlamlılık düzeyinde kritik değerden yüksek olduğu için I(0) seviyesinde durağan olduğu belirlenmiştir. Ancak diğer MZ_{α} , MSB ve MPT test sonuçlarına göre oil serisi birim kök içerdiği veya durağan olmadığı için serinin 1. farkı alınarak test edilmektedir. Analiz sonucunda, MZ_{α} ve MZ_t

test istatistikleri kritik değerlerden yüksek ve *MSB* ve *MPT* test istatistikleri kritik değerlerden düşük olduğu için serinin $I(1)$ düzeyinde durağan olduğu tespit edilmektedir.

Altın fiyatları (*gold*) değişkeni için MZ_t test istatistiği %10 anlamlılık düzeyinde kritik değerden büyük olduğu için $I(0)$ seviyesinde durağan olduğu belirlenmiştir. Ancak diğer MZ_α , *MSB* ve *MPT* test sonuçlarına göre *oil* serisi birim kök içerdiği veya durağan olmadığı için serinin 1. farkı alınarak test edilmektedir. Serinin birinci farkı test edildiğinde de aynı sonuçlar elde edildiğinden, diğer test istatistiklerindeki durumun değişeceği düşünülerek serinin ikinci farkı da alınmıştır. Ancak serinin ikinci farkı test edildiğinde MZ_α , MZ_t , *MSB* ve *MPT* test istatistiklerine göre durağan olmadığı sonucuna varılmıştır.

Bir sonraki adımda Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin testi uygulanmıştır ve test sonuçları Tablo 8’de verilmiştir.

Tablo 8: KPSS Testi Sonuçları

Değişken	Test İstatistikleri		Sonuç
	I (0)	I (1)	
newc	0.0707	-	I(0)
death	2.752056***	0.5906	I(1)
oil	2.809669***	0.3357	I(1)
gold	0.5359	-	I(0)
kase	2.789590***	0.2365	I(1)

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Not: (***), 1% seviyesindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Yukarıda elde edilen sonuçlar, vefat sayısı (*death*), petrol fiyatları (*oil*) ve borsa endeksi (*kase*) değişkenleri için hesaplanan KPSS testi istatistiklerinin %1 anlamlılık düzeyinde kritik tablo değerlerinden büyük olduğunu göstermektedir. KPSS testi hipotezinin diğer birim kök testleri hipotezlerinden farklı olduğu göz önüne alındığında, *death*, *oil* ve *kase* değişkenlerinin birim kök içermediğini veya durağan olduğunu ifade eden hipotez ret edilir ve değişkenlerin farkı alınarak test edildiğinde durağan sürecine sahip oldukları belirlenmektedir. Analiz sonucunda yeni vaka sayısı (*newc*) ve altın fiyatları (*gold*) değişkenleri için hesaplanan KPSS test istatistiklerinin yüzde bir anlamlılık düzeyinde kritik değerlerinden düşük olduğu için serilerin birim kök içermediğini veya durağan

olduğunu ifade eden hipotez ret edilemez ve değişkenlerin düzeylerinde durağan oldukları tespit edilmiştir.

Netice olarak, değişkenlerin durağanlığını sınamak amacıyla kullanılan DF testinde hata terimlerindeki otokorelasyon sorunu ortaya çıktığı için Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi kullanılmıştır. Geleneksel ADF birim kök testi sonuçları incelendiğinde, yeni vaka sayısı (*newc*) değişkeni $I(0)$ sürecine; petrol fiyatları (*oil*), vefat sayısı (*death*), ve borsa endeksi (*kase*) değişkenleri ise $I(1)$ sürecine sahip olduklarına karar verilmektedir. Hata terimlerinin heterojen dağılımına ve zayıf bağımlılığına izin veren PP testi, DF birim kök testinin sonuçlarını desteklemektedir.

Meydana gelen hata terimlerinin hacminde boyut çarpıklığını ortadan kaldırmak amacıyla geliştirilen Ng-Perron testi, altın fiyatları (*gold*) değişkeni için DF ve PP testlerine göre farklı sonuçlar vermektedir. Altın fiyatları (*gold*) değişkeninin $I(0)$ düzeyinde sadece bir test istatistiğinin sonucuna göre durağan olduğu belirlenmiştir.

Serinin deterministik bir trend etrafında durağan olduğuna dair temel hipotezi test eden KPSS testi, altın (*gold*) değişkeni için önceki üç birim kök testlerine göre farklı sonuçlar vermektedir. KPSS birim kök testine göre, *gold* değişkeninin $I(0)$ olduğuna karar verilmektedir.

Değişkenlerin durağanlığına karar verebilmek ve eşbütünleşme testine devam edebilmek için, çalışmanın bundan sonraki bölümlerinde serilerdeki yapısal değişimleri hesaba katan yapısal birim kök testleri uygulanmıştır.

4.3. Breakpoint Unit Root Testi Sonuçları

Analiz kapsamında incelenen dönemde Kazakistan ekonomisinde içsel ve dışsal şoklar yaşanmıştır. Önceden belirtildiği gibi de, serilerde yapısal kırılmaların varlığı gözlemlenmektedir. Ekonometrik olarak DF ve PP durağanlık testlerinin güçlerinin düşük olması analizde yapısal değişimleri hesaba katan birim kök testinin uygulanmasını zorunlu kılmıştır. Bu durumda, serilerin birim kökünü araştırmak amacıyla yapısal değişimi hesaba atan birim kök testi olarak Breakpoint Unit Root Testi uygulanmaktadır. Breakpoint Unit Root Testi Innovational Outlier (IO) ve Additive Outlier (AO) modellerinin sonuçları Tablo 9 ve Tablo 10'da gösterilmektedir.

Tablo 9: Breakpoint Unit Root Testi IO Modeli Sonuçları

Değişken	Model A (Sabitte Kırılma)		Trend-Sabit				Sonuç
			Model B (Trendde&Sabitte kırılma)		Model C (Trendde kırılma)		
	Test İstatistiği	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	Kırılma Tarihi	
newc	-9.89***	23/07/21	-8.52***	23/07/21	-4.879**	27/01/22	I(0)
d(newc)	-	-	-	-	-	-	
death	-2.644	19/03/21	-4.51	04/08/21	-2.079	13/11/20	I(1)
d(death)	-25.3***	23/08/21	-26.2***	23/08/21	-8.46***	02/09/21	
oil	-1.117	11/02/22	-5.25**	04/02/22	-5.31***	10/02/22	I(1)
d(oil)	-11.6***	18/02/22	-12.02***	28/02/22	-10.4***	03/02/22	
gold	-3.641	23/02/22	-3.416	25/01/22	-3.532	10/02/22	I(1)
d(gold)	-28.6***	24/02/22	-28.8***	23/02/22	-28.3***	01/02/22	
kase	-2.965	22/12/20	-3.21	11/10/21	-2.702	15/11/21	I(1)
d(kase)	-13.9***	03/03/22	-22.4***	01/03/22	-13.7***	04/03/22	

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Not: (***), %1 seviyesinde; (**), %5 seviyesinde ve (*), %10 seviyesinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. d(), değişkenlerin 1. farklarını ifade etmektedir.

Tablo 9’da izlenebileceği gibi, sabit ve trend-sabit modelleri analiz edildiğinde yeni vaka sayısı değişkeni (*newc*) I(0) düzeyinde durağan olarak belirlenmiş olup, kırılmalar 2021 yılının yedinci ayında ve 2022 yılının birinci ayında yoğunlaşmaktadır.

Vefat sayısı (*death*) değişkenine ilişkin Breakpoint Unit Root testi sonuçları incelendiğinde yapısal kırılmaların 2020 yılı 4’üncü çeyrekte; 2021 yılında ise 1’inci ve 3’üncü çeyrekte yoğunlaştığı görülmektedir.

A modelindeki test istatistiği (-2.644935), %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden mutlak değerce küçük olduğu için kademeli kırılma ile seri birim köklüdür denilebilir. B modelindeki test istatistiği (-4.510295), %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden küçük olduğu için kademeli yapısal değişimle beraber seri birim köke sahiptir. Trendde kırılmayı dikkate alan C modelindeki test istatistiği (-

2.079179), %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden küçük olduğu için seri kademeli kırılma ile birlikte birim köklüdür.

Üç modelde de Breakpoint Unit Root test istatistikleri kritik değerlerden düşük olması nedeniyle vefat sayısı (*death*) değişkeninin birim kök içerdiğine ve 1. mertebeden test edildiğinde değişkenin $I(1)$ düzeyinde durağan olduğuna karar verilmektedir.

Tablo 9 sonuçlarına göre petrol fiyatları (*oil*) serisinin A modelindeki test istatistiği (-1.117529), %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden küçük olduğu için seri kademeli kırılma ile birim kök içermektedir. Trend ve sabitte kırılmayı dikkate alan B modelindeki test istatistiği (-5.251008), %5 anlamlılık düzeyinde kritik değer (-5.17)'den büyük olduğu için *oil* serisi yapısal kırılma ile birlikte $I(0)$ düzeyinde durağandır denilebilir. Son olarak da trendde kırılmayı dikkate alan C modelindeki test istatistiği (-5.317774), %1 anlamlılık düzeyinde kritik değer (-5.06)'den büyük olduğu için *oil* serisinin kademeli kırılma ile birlikte $I(0)$ düzeyinde durağan olduğuna karar verilmektedir. A modelinin sonuçlarına göre *oil* serisi birim kök içerdiği veya durağan olmadığı için serinin 1. farkı alınarak test edilmektedir. Analiz sonucunda, her üç model için de hesaplanan ADF test istatistikleri yüzde bir anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden yüksek olduğu için, serinin $I(1)$ düzeyinde durağan olduğu tespit edilmektedir.

Altın fiyatları (*gold*) ve borsa endeksi (*kase*) değişkenlerine ilişkin test sonuçları incelendiğinde, değişkenlerin her üç modelde de birim kök içerdiklerine ve 1. mertebeden test edildiklerinde değişkenlerin $I(1)$ düzeyinde durağan olduklarına karar verilmektedir.

Tablo 10: Breakpoint Unit Root Testi AO Modeli Sonuçları

Değişken	Model A (Sabitte Kırılma)		Trend-Sabit				Sonuç
			Model B (Trendde& Sabitte kırılma)		Model C (Trendde kırılma)		
	t-istatistiği	Kırılma Tarihi	t-istatistiği	Kırılma Tarihi	t-istatistiği	Kırılma Tarihi	
newc	-8.222***	28/06/21	-7.374***	28/06/21	-4.815**	09/02/22	I(0)
d(newc)	-	-	-	-	-	-	
death	-2.460	09/07/21	-3.396	02/03/21	-2.229	24/03/20	I(1)
d(death)	-25.41***	23/08/21	-26.50***	16/08/21	-8.477***	07/09/21	
oil	-1.088	22/11/21	-5.338**	04/02/22	-6.721***	10/03/22	I(1)
d(oil)	-23.64***	02/02/22	-24.16***	26/11/21	-10.73***	03/02/22	
gold	-3.024	11/02/22	-3.366	24/01/22	-5.160***	10/03/22	I(1)
d(gold)	-28.40***	15/02/22	-28.51***	27/01/22	-28.43***	02/02/22	
kase	-3.182	22/12/20	-3.1952	06/10/21	-3.469	09/03/22	I(1)
d(kase)	-22.27***	14/10/21	-22.42***	19/08/21	-13.64***	08/03/22	

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Not: (***), %1 seviyesinde; (**), %5 seviyesinde ve (*), %10 seviyesinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. d(), değişkenlerin 1. farklarını ifade etmektedir.

Serilerde yapısal kırılmaların ani şoklardan kaynaklandığını belirten AO modeli, altın (*gold*) değişkeni dışındaki değişkenlerin durağanlığı konusunda IO modeli ile aynı sonuçları vermektedir. Altın (*gold*) değişkeni Model C (Trendde kırılma)'da farklılık göstermektedir. Trendde kırılmayı dikkate alan C modelindeki test istatistiği (-5.160), %1 anlamlılık düzeyinde kritik değer (-4.90)'den büyük olduğu için “*gold* serisi yapısal kırılma ile birlikte I(0) düzeyinde durağandır” denilebilir. Tablo 10’da yer alan A ve B modellerin sonuçlarına göre *gold* serisi birim kök içerdiği veya durağan olmadığı için serinin 1. farkı alınarak test edilmektedir. Analiz sonucunda, her üç model için de hesaplanan ADF test istatistikleri yüzde bir anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden yüksek olduğu için, serinin I(1) düzeyinde durağan olduğu tespit edilmektedir.

4.4. Zivot-Andrews (ZA) Birim Kök Testi Sonuçları

Bu alt başlık altında yapılan Breakpoint Unit Root Testi sonuçlarını doğrulamak için yapısal kırılmayı dikkate alan başka bir Zivot-Andrews Tek Kırılmalı birim kök testi uygulanmıştır. Bulunan test sonuçları Tablo 11’de gösterilmiştir.

Tablo 11: Zivot-Andrews Testi Sonuçları

Değişken	Model A (Sabitte kırılma)		Model B (Trendde kırılma)		Model C (Sabit & Trendde kırılma)		Sonuç
	t-istatistiği	Kırılma Tarihi	t-istatistiği	Kırılma Tarihi	t-istatistiği	Kırılma Tarihi	
newc	-4.805*	06/09/21	-4.695**	26/07/21	-5.277**	15/07/21	I(0)
d(newc)	-	-	-	-	-	-	
death	-6.741***	05/08/21	-1.926	29/10/20	-4.348	05/08/21	I(1)
d(death)	-8.408***	12/10/21	-8.462***	02/09/21	-9.594***	05/08/21	
oil	-2.125	02/09/20	-2.740	23/11/21	-4.100	23/11/21	I(1)
d(oil)	-9.000***	22/11/21	-9.579***	22/11/21	-9.869***	10/11/21	
gold	-1.138	06/01/21	-1.491	23/11/21	-1.781	22/11/21	I(1)
d(gold)	-8.902***	07/08/20	-9.466***	22/11/21	-9.792***	18/11/21	
kase	-2.327	23/12/20	-2.702	15/11/21	-3.476	12/10/21	I(1)
d(kase)	-13.66***	16/11/21	-13.52***	14/10/21	-13.85***	23/08/21	

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Not: (***), %1 seviyesinde; (**), %5 seviyesinde ve (*), %10 seviyesinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. d(), değişkenlerin 1. farklarını ifade etmektedir.

Yeni vaka sayısı (*newc*) serisine ait Zivot-Andrews testi sonucu incelendiğinde kırılma dönemleri Model A için 06/09/2021, Model B için 26/07/2021 ve Model C için de 15/07/2021 olarak belirlenmiştir.

Sabitte yapısal değişimi hesaba katan Model A için test istatistiği (-4.805732), %10 anlamlılık düzeyinde kritik değer (-4.58)’den yüksek olduğu için sabitte yapısal değişimle beraber seri I(0) seviyesinde durağandır denilebilir.

Trenddeki yapısal değişimi hesaba katan Model B için test istatistiği (-4.695039), yüzde beş anlamlılık düzeyinde kritik değer (-4.42)’den büyük olduğu için trendde yapısal

kırılma ile birlikte seri $I(0)$ seviyesinde durağandır. Son olarak hem sabitte hem de eğilimde yapısal değişimi hesaba katan Model C için test istatistiği (-5.277146), yüzde beş anlamlılık düzeyinde kritik değer (-5.08)'den büyük olduğu için sabitte ve trendde yapısal kırılma ile birlikte seri $I(0)$ seviyesinde durağandır.

Vefat sayısı (*death*) değişkenine ilişkin ZA testi sonuçları incelendiğinde kırılma dönemleri Model A için 05/08/2021, Model B için 29/10/2020 ve Model C için de 05/08/2021 olarak belirlenmiştir.

Sabitte yapısal değişimi hesaba katan Model A için test istatistiği (-6.741), yüzde bir anlamlılık düzeyinde kritik değer (-4.93)'den yüksek olduğu için sabitte yapısal değişimle beraber seri $I(0)$ seviyesinde durağandır denilebilir.

Trenddeki yapısal değişimi hesaba katan Model B için test istatistiği (-1.926), yüzde bir, beş ve on anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden düşük olduğu için trendde yapısal kırılma ile birlikte seri birim kök içermektedir. Son olarak hem sabitte hem de trendde yapısal değişimi hesaba katan Model C için test istatistiği (-4.348), yüzde bir, beş ve on anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden düşük olduğu için sabitte ve trendde yapısal kırılma ile birlikte seri birim kök içermektedir denilebilir.

B ve C modellerinin sonuçlarına göre *death* serisi birim kök içerdiği veya durağan olmadığı için serinin 1. farkı alınarak test edilmektedir. Analiz sonucunda, her üç model için de hesaplanan ADF test istatistikleri yüzde bir anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden yüksek olduğu için, *death* serisinin $I(1)$ düzeyinde durağan olduğuna karar verilmektedir.

Tablo 11'de gösterilen sonuçlara göre, üç modelde de petrol fiyatları (*oil*), altın fiyatları (*gold*) ve borsa endeksi (*kase*) değişkenlerin hesaplanan ZA test istatistikleri kritik tablo değerlerden düşük olduğu için “yapısal kırılma olmadan seri birim kök içermektedir” temel hipotezi ret edilir ve bu değişkenlerin yapısal kırılma ile birlikte 1. mertebeden durağan olduğu belirlenmektedir.

Yapısal birim kök testlerinin sonuçları incelendiğinde, *newc* ve *kase* değişkenleri için Breakpoint Unit Root ve Zivot-Andrews testleri aynı sonuçları vermektedir. *Death* serisi sabitteki kırılmada, *oil* serisi trendde ve trend-sabitteki kırılmada, *gold* serisi ise trenddeki kırılmada farklı sonuçlar vermektedir. Genel olarak, Breakpoint Unit Root ve Zivot-Andrews testlerinin sonuçlarına göre, yeni vaka sayısı (*newc*) değişkeni $I(0)$ sürecine;

petrol fiyatları (*oil*), vefat sayısı (*death*), altın fiyatları (*gold*) ve borsa endeksi (*kase*) değişkenleri ise I(1) sürecine sahip olduklarına karar verilmektedir.

Neticede yapısal birim kök testleri geleneksel DF ve PP birim kök testlerinin sonuçlarını desteklemektedir. Çoğu birim kök testlerinin sonuçları örtüştüğü için, *newc* değişkeninin durağanlık mertebesi I(0); *oil*, *death*, *gold* ve *kase* değişkenlerinin durağanlık mertebeleri ise I(1) olarak belirlenmektedir.

4.5. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı Sonuçları

Bu alt başlık altında, Pesaran (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımı yardımıyla bağımsız değişkenler olarak koronavirüs vaka ve ölüm sayıları ile bağımlı değişkenler olarak petrol, altın fiyatları ve KASE borsa endeksi arasındaki kointegrasyon ilişkisi araştırılmıştır.

Kointegrasyon testi uygulanmadan önce her üç ilişki için de en uygun ARDL modeli seçilmiştir. Akaike (AIC) bilgi kriterine göre, petrol fiyatlarının bağımlı değişken olarak yer aldığı regresyon denklemi için ARDL (5,5,5) modeli, altın fiyatlarının bağımlı olarak yer aldığı denklem için ARDL (9,0,0) modeli ve KASE borsa endeksinin bağımlı olarak yer aldığı denklem için ARDL (6,6,6) modeli en uygun olarak belirlenmiştir. Tablo 12’de verilen bilgilere göre bu modellerin AIC değerleri sırasıyla 16.28, 14.37 ve 9.15 olup diğer modellere göre daha küçüktür.

Tablo 12: En Uygun ARDL Modelinin Seçilmesi

Model	AIC Değerleri							
	ARDL(2,1,1)	ARDL(3,0,0)	ARDL(4,2,2)	ARDL(5,5,5)	ARDL(6,6,6)	ARDL(7,2,2)	ARDL(8,1,1)	ARDL(9,0,0)
OIL=F(NEWC, DEATH)	16.32	16.31	16.32	16.28	16.29	16.29	16.31	16.32
GOLD=F(NEWC, DEATH)	14.42	14.41	14.42	14.44	14.44	14.41	14.41	14.37
KASE=F(NEWC, DEATH)	9.16	9.16	9.17	9.16	9.15	9.16	9.17	9.18

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Uygun gecikme uzunluğuyla belirlenen ARDL (5,5,5), ARDL (9,0,0) ve ARDL (6,6,6) modellerin sonuçları Tablo 13'te gösterilmektedir.

Tablo 13: ARDL Modeli Sonuçları

Model		F İstatistiği	K	Anlamlılık Düzeyi	Kritik Değerlerinin Üst ve Alt Sınırları	
					I(0)	I(1)
OIL=F(NEWC, DEATH)	ARDL (5,5,5)	1.724193	2	10%	2.63	3.35
GOLD=F(NEWC, DEATH)	ARDL (9,0,0)	1.343408		5%	3.1	3.87
KASE=F(NEWC, DEATH)	ARDL (6,6,6)	1.112324		2,5%	3.55	4.38
				1%	4.13	5

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Not: ARDL sınır testine ait kritik değerlerinin üst ve alt sınırları Pesaran vd. (2001)'den alınmıştır.

ARDL modelinin sonuçlarına göre, her üç model için hesaplanan F-istatistikleri, Pesaran vd. (2001) çalışmasında sundukları kritik değerlerin alt sınırlarından düşük olduğu için değişkenler arasında bir kointegrasyon ilişkisinin olmadığını ifade eden temel hipotezi reddedilememiştir. Diğer bir deyişle, yukarıda bahsedilen üç modelde uzun dönemli ilişkinin olmadığı saptanmıştır. Bu sonuca dayanarak, bir sonraki adımda değişkenler arasındaki sadece kısa dönemli ilişkiler ele alınmaktadır.

Bunun için ARDL modellerinin ilk tahmin edildiği regresyonlardan kısa dönem katsayıları belirlenmiş ve sonuçlar Tablo 14'te verilmiştir.

Tablo 14: Kısa Dönem Katsayıları

Model		Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Prob. Değeri
OIL=F(NEWC, DEATH)	ARDL (5,5,5)	OIL(-1)	1.007940	0.043956	22.93045	0.0000
		OIL(-2)	-0.053633	0.061940	-0.865888	0.3870
		OIL(-3)	0.000741	0.066154	0.011200	0.9911
		OIL(-4)	0.297430	0.072525	4.101095	0.0000
		OIL(-5)	-0.263713	0.053380	-4.940271	0.0000
		NEWC	0.007645	0.011663	0.655499	0.5125
		NEWC(-1)	0.002861	0.011864	0.241180	0.8095
		NEWC(-2)	-0.013589	0.011758	-1.155728	0.2484
		NEWC(-3)	-0.003126	0.011712	-0.266940	0.7896
		NEWC(-4)	0.004520	0.011626	0.388756	0.6976
		NEWC(-5)	-0.010337	0.011679	-0.885090	0.3765
		DEATH	0.153661	0.249856	0.614999	0.5388
		DEATH(-1)	-0.346056	0.333482	-1.037706	0.2999
		DEATH(-2)	0.523684	0.333930	1.568246	0.1175
		DEATH(-3)	-0.601716*	0.335988	-1.790886	0.0739
		DEATH(-4)	0.452893	0.337878	1.340403	0.1807
		DEATH(-5)	-0.160536	0.250196	-0.641640	0.5214
		C	225.7144	177.6880	1.270285	0.2046
GOLD=F(NEWC, DEATH)	ARDL (9,0,0)	GOLD(-1)	0.853247	0.044323	19.25057	0.0000
		GOLD(-2)	0.255938	0.058124	4.403286	0.0000
		GOLD(-3)	-0.091524	0.060404	-1.515202	0.1304
		GOLD(-4)	0.055001	0.061287	0.897431	0.3699
		GOLD(-5)	-0.018655	0.061037	-0.305641	0.7600
		GOLD(-6)	-0.070663	0.061120	-1.156134	0.2482
		GOLD(-7)	0.010413	0.061249	0.170013	0.8651
		GOLD(-8)	0.166539	0.060285	2.762523	0.0059
		GOLD(-9)	-0.168238	0.046416	-3.624583	0.0003
		NEWC	-0.004690	0.003713	-1.263263	0.2071
		DEATH	0.004525**	0.002252	2.009594	0.0450
		C	189.6294	288.4955	0.657304	0.5113

Model		Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Prob. Değeri
KASE=F(NEWC, DEATH)	ARDL (6,6,6)	KASE(-1)	1.039684	0.045148	23.02856	0.0000
		KASE(-2)	0.108870	0.065272	1.667937	0.0960
		KASE(-3)	-0.201930	0.065352	-3.089888	0.0021
		KASE(-4)	0.087942	0.065352	1.345658	0.1790
		KASE(-5)	-0.103182	0.065186	-1.582895	0.1141
		KASE(-6)	0.064332	0.046346	1.388089	0.1657
		NEWC	-0.000216	0.000327	-0.659512	0.5099
		NEWC(-1)	1.75E-05	0.000339	0.051779	0.9587
		NEWC(-2)	-0.000603*	0.000338	-1.785353	0.0748
		NEWC(-3)	-9.33E-05	0.000332	-0.281094	0.7788
		NEWC(-4)	0.000414	0.000333	1.244582	0.2139
		NEWC(-5)	0.000146	0.000336	0.434827	0.6639
		NEWC(-6)	0.000263	0.000330	0.796892	0.4259
		DEATH	-0.008318	0.007239	-1.149033	0.2511
		DEATH(-1)	0.012160	0.009544	1.274177	0.2032
		DEATH(-2)	0.004742	0.009413	0.503806	0.6146
		DEATH(-3)	-0.009133	0.009495	-0.961890	0.3366
		DEATH(-4)	0.004001	0.009523	0.420183	0.6745
		DEATH(-5)	0.006449	0.009659	0.667603	0.5047
		DEATH(-6)	-0.009809	0.007260	-1.351075	0.1773
		C	13.57535	12.24359	1.108773	0.2681

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Not: (**), %5 seviyesinde ve (*), %10 seviyesinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 14'te yer alan sonuçlara göre:

1. Petrol fiyatlarının bağımlı değişken olarak alındığı ARDL (5,5,5) modelinde, vefat sayısı (*death*) değişkeninin üçüncü gecikmeli değeri ile petrol fiyatları (*oil*) arasında negatif yönde kısa dönemli ve istatistiki açıdan 10% düzeyinde anlamlı bir ilişki olduğu görülmüştür;
2. Altın fiyatlarının bağımlı değişken olarak alındığı ARDL (9,0,0) modelinde, vefat sayısı (*death*) değişkeninin cari değeri ile altın fiyatları (*gold*) arasında pozitif yönde kısa dönemli ve istatistiki açıdan 5% düzeyinde anlamlı bir ilişki saptanmıştır;

3. KASE endeksinin bağımlı değişken olarak alındığı ARDL (6,6,6) modelinde vaka sayısı (*newc*) değişkeninin ikinci gecikmeli değeri ile KASE endeksi (*kase*) arasında negatif yönde kısa dönemli ve istatistiki açıdan 10% düzeyinde anlamlı bir ilişki belirlenmiştir.

ARDL sınır testi sonucunda, genel olarak her üç model için de açıklanan ve açıklayıcı değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket etmediği tespit edilmektedir. Fakat, vefat sayısı (*death*) ve petrol fiyatları (*oil*), vefat sayısı (*death*) ve altın fiyatları (*gold*), vaka sayısı (*newc*) ve KASE endeksi (*kase*) arasında kısa dönemde anlamlı bir ilişki bulunmaktadır.

Bir sonraki aşamada, seçilmiş ARDL modellerin uygun olup olmadığını belirlemek amacıyla diagnostik testlere başvurulmuştur. Diagnostik testleri arasında Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM, Jarque-Bera Normality, Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity ve Ramsey RESET testleri kullanılmıştır. Sözü edilen testlerin sonuçları Tablo 15’te verilmiştir.

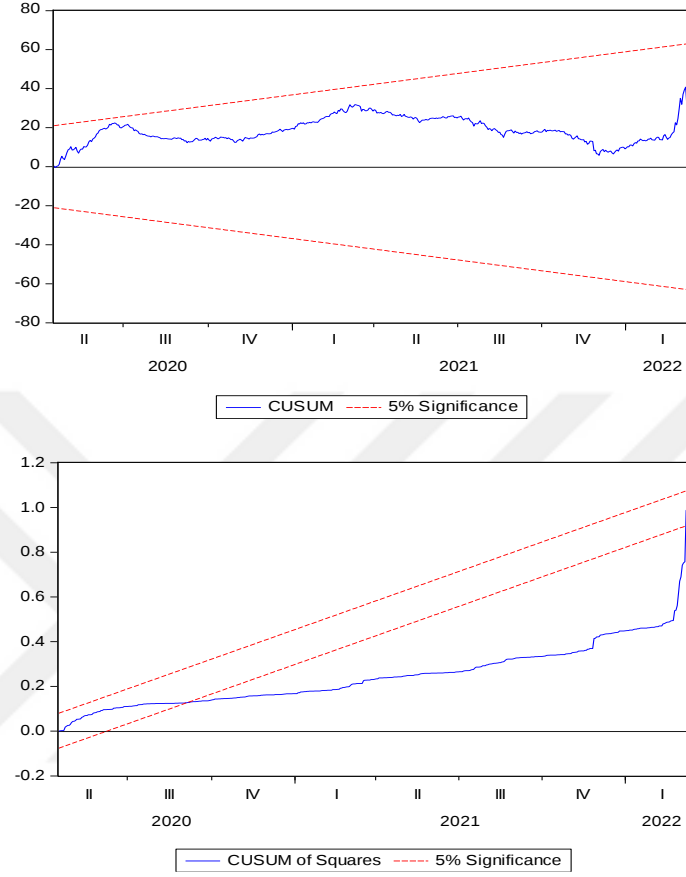
Tablo 15: Diagnostik Test Sonuçları

Model		t- istatistikleri (olasılık değerleri)			
		Breusch-Godfrey LM	Jarque-Bera	Breusch-Pagan-Godfrey	Ramsey RESET
OIL=F(NEWC, DEATH)	ARDL (5,5,5)	1.449 (0.2358)	10590.70 (0.1476)	13.118 (0.295)	0.1946 (0.8458)
GOLD=F(NEWC, DEATH)	ARDL (9,0,0)	0.9037 (0.4057)	912.11 (0.1943)	3.822 (0.116)	5.2504 (0.2224)
KASE=F(NEWC, DEATH)	ARDL (6,6,6)	0.2532 (0.7764)	270.23 (0.1892)	3.617 (0.532)	4.622 (0.1320)

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

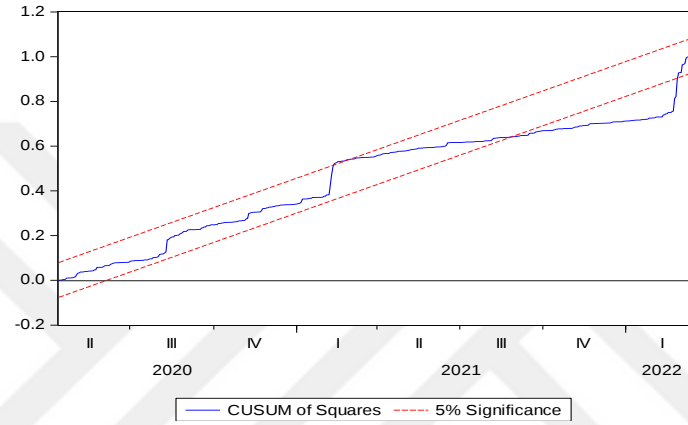
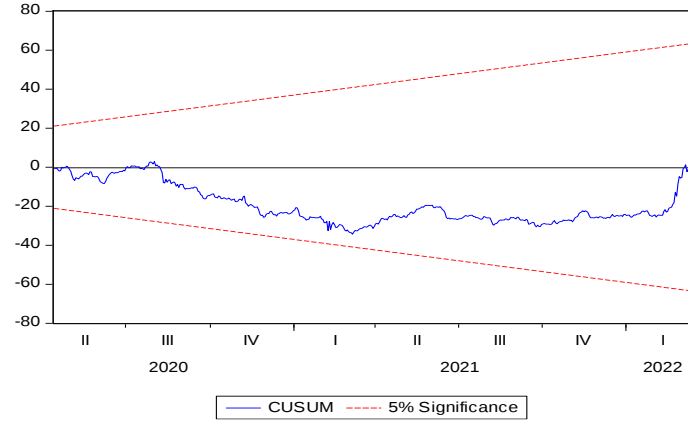
Tablo 15’te yer alan diagnostik testlerin sonuçlarına dayanarak, modellerde herhangi bir otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının bulunmadığı, hata teriminin normal dağılıma sahip olduğu ve model kurma hatasının olmadığı yorumu yapılabilmektedir.

ARDL modellerindeki deęişkenlerin istikrarı için CUSUM ve CUSUM Square testlerinden yararlanmıştır. Grafik 7, Grafik 8 ve Grafik 9 CUSUM ve CUSUM Square testlerinin sonuçlarını yansıtmaktadır.



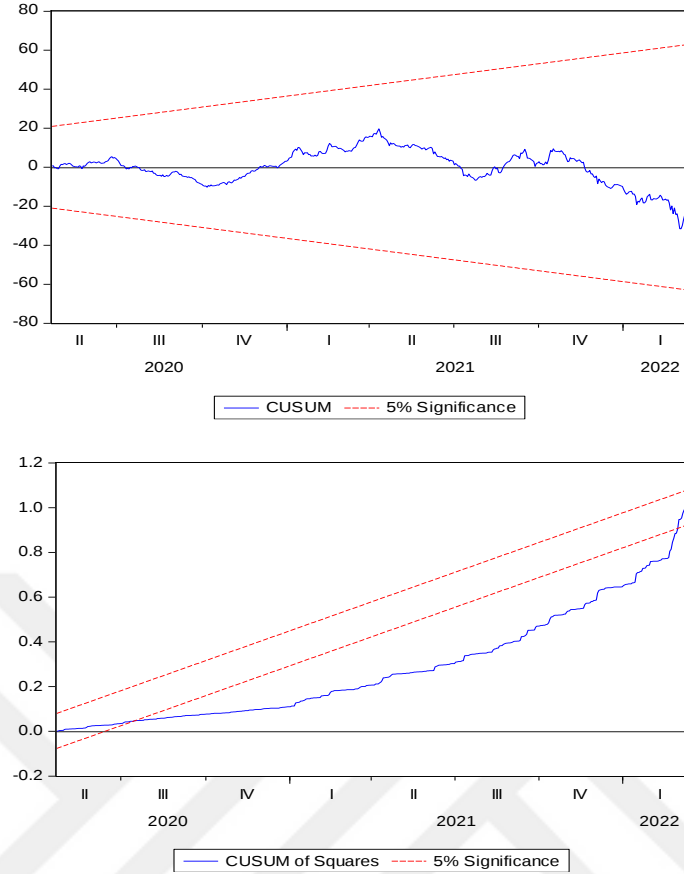
Grafik 7: $OIL = F(NEWC, DEATH)$ için CUSUM ve CUSUM -SQ Testleri

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.



Grafik 8: $GOLD = F(NEWC, DEATH)$ için CUSUM ve CUSUM -SQ Testleri

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.



Grafik 9: KASE = F(NEWC, DEATH) için CUSUM ve CUSUM -SQ Testleri

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

CUSUM testi sonucunda modellerin hata değerlerinin %5 anlamlılık seviyesinde kritik sınırlar içerisinde bulunduğu izlenirken CUSUM-SQ testi sonucunda ardışık hata değerlerinin karelerinin ise %5 anlamlılık seviyesinde kritik sınırların dışına çıktığı dönemler gözlemlenmektedir. CUSUM testi sonucuna göre, Mart 2020 ve Mart 2022 dönemi arasında modellerin bir bütün olarak istikrarlı iken, CUSUM-SQ testi sonucuna göre istikrarlı olmadıkları görülmektedir. Bu durum, yeni vaka ve vefat sayılarının petrol ve altın fiyatları ve KASE borsa endeksi ile istikrarlı bir ilişkisi olmadığını göstermektedir. Grafik 7 incelendiğinde yeni vaka ve vefat sayıları ile petrol fiyatları arasındaki ilişkinin Eylül 2020'den itibaren bozulduğu gözlenmiştir. Bu da petrol fiyatlarının sadece koronavirüs istatistiklerinden değil, politika haberler gibi diğer değişkenlerden de etkilendiğini göstermektedir. İstikrarsız dönem göz önüne alındığında, OPEC üyesi ülkelerin Eylül 2020'den itibaren petrol üretimini artıracığı haberlerinin petrol fiyatlarını da etkilediğini söyleyebiliriz.

Grafik 8 incelendiğinde kritik çizgilerin dışında meydana gelen kırılmalar yapısal değişim olarak tanımlanmaktadır. CUSUM-SQ testine göre *gold* serisi için kırılma tarihleri Şubat 2021, Ağustos 2021 ve Şubat 2022 olarak belirlenmiştir. Bu durum altın fiyatlarının sadece koronavirüs istatistiklerinden değil diğer faktörlerden de etkilendiğini göstermektedir. Bu bağlamda, fiyat düşüşündeki temel faktörün 2021 yılında ve 2022 başlarında gelişmiş ülke merkez bankalarının para politikasını sıkılaştırması olduğunu söyleyebiliriz.

Grafik 9 incelendiğinde ise yeni vaka ve vefat sayıları ile KASE endeksi arasındaki ilişkinin Temmuz 2020'den itibaren bozulduğu gözlenmiştir. Bu da KASE borsa endeksinin sadece koronavirüs istatistiklerinden değil diğer faktörlerden de etkilendiğini göstermektedir. İstikrarsız dönem göz önüne alındığında, KASE borsası, Moskova Borsası (MOEX) ile yapılan anlaşmanın bir parçası olarak Temmuz 2020'den itibaren yeni bir ticaret ve takas sistemi ASTS + başlatmıştır. Yeni sistemde KASE borsası, Merkezi karşı taraf fonksiyonlarını yerine getirmeye başlamıştır ve finansal araç yelpazesi genişletilmiştir.

4.6. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi Sonuçları

Bu alt başlık altında, Toda-Yamamoto (1995) analizi yardımıyla bağımsız değişkenler olarak koronavirüs ile enfekte olmuş hasta ve vefat sayıları, bağımlı değişkenler olarak petrol, altın fiyatları ve borsa arasındaki nedensellik tespit edilmeye çalışılmıştır. Her üç modelin de en büyük entegrasyon düzeyi 1 olduğu için $d_{\max} = 1$ olarak alınmıştır.

Nedensellik analizinin uygulanması için öncelikle VAR modeli oluşturulur ve uygun gecikme uzunluğu (p) belirlenir. Uygun gecikme değerlerinin belirlenmesi için bilgi kriterlerinden faydalanılmaktadır. Analizde günlük veriler kullanıldığından dolayı bilgi kriterleri 12 gecikmeye kadar hesaplanmıştır. Tablo 16'da sunulan sonuçlara dayanarak, petrol fiyatları (*oil*) ve KASE endeksi (*kase*) olmak üzere iki farklı bağımlı değişkenle kurulmuş iki VAR modelinde gecikme uzunluğunun 12 olduğuna karar verilmiştir. Bağımlı değişken altın fiyatları (*gold*) ile kurulan VAR modelinde SC ve HQ kriterlerine göre gecikme uzunluğu 2; FPE ve AIC kriterlerine göre ise 9 olarak seçilmiştir. Fakat VAR(2) modeli için p .gecikmede otokorelasyon sorunu ile karşılaşmıştır. VAR(9) modeli için otokorelasyon sorunu olmadığından en uygun model olarak seçilmiştir.

Tablo 16: VAR Modelinde Optimum Gecikme Değerinin Belirlenmesi

Model	Gecikme Değerleri	Bilgi Kriterleri					
		LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
newc, death → oil	0	-13449.67	NA	3.54e+19	53.525	53.626	53.565
	1	-12128.34	2605.8	1.92e+17	48.307	48.483*	48.376
	2	-12102.06	51.508	1.79e+17	48.238	48.490	48.337
	3	-12087.60	28.166	1.75e+17	48.217	48.544	48.345
	4	-12071.25	31.664	1.70e+17	48.187	48.590	48.345
	5	-12041.24	57.753	1.56e+17	48.104	48.582	48.291*
	6	-12031.58	18.484	1.56e+17	48.101	48.655	48.318
	7	-12027.02	8.6629	1.59e+17	48.119	48.748	48.366
	8	-12022.27	8.9651	1.61e+17	48.136	48.841	48.412
	9	-12003.41	35.391	1.55e+17	48.097	48.877	48.403
	10	-12000.93	4.6320	1.59e+17	48.122	48.978	48.458
	11	-11991.18	18.068	1.59e+17	48.119	49.051	48.485
	12	-11973.23	33.037*	1.53e+17*	48.084*	49.091	48.479
newc, death → gold	0	-14425.00	NA	1.47e+21	57.253	57.279	57.263
	1	-11692.29	5422.0	2.98e+16	46.445	46.546	46.485
	2	-11659.62	64.422	2.71e+16	46.351	46.527*	46.420*
	3	-11649.36	20.118	2.70e+16	46.346	46.598	46.445
	4	-11636.00	26.037	2.65e+16	46.329	46.656	46.457
	5	-11622.62	25.909	2.60e+16	46.311	46.714	46.469
	6	-11605.46	33.028	2.52e+16	46.279	46.757	46.466
	7	-11604.20	2.4058	2.60e+16	46.310	46.863	46.527
	8	-11601.08	5.9229	2.66e+16	46.333	46.962	46.580
	9	-11577.33	44.859	2.51e+16*	46.275*	46.978	46.551
	10	-11574.72	4.9052	2.58e+16	46.300	47.079	46.606
	11	-11568.81	11.029	2.61e+16	46.312	47.167	46.647
	12	-11552.49	30.235*	2.53e+16	46.283	47.213	46.648
newc, death → kase	0	-13443.03	NA	2.99e+19	53.357	53.382	53.367
	1	-10362.55	6112.0	1.52e+14	41.168	41.269*	41.208
	2	-10336.31	51.745	1.42e+14	41.100	41.276	41.169
	3	-10319.30	33.341	1.38e+14	41.068	41.320	41.167

Model	Gecikme Değerleri	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
newc, death → kase	4	-10302.76	32.236	1.34e+14	41.038	41.365	41.166*
	5	-10290.66	23.439	1.32e+14	41.026	41.428	41.184
	6	-10271.88	36.131	1.27e+14	40.987	41.465	41.174
	7	-10267.78	7.8528	1.29e+14	41.007	41.560	41.223
	8	-10262.35	10.307	1.31e+14	41.021	41.649	41.267
	9	-10238.08	45.843	1.24e+14	40.960	41.664	41.236
	10	-10234.83	6.1077	1.26e+14	40.983	41.762	41.289
	11	-10228.58	11.651	1.28e+14	40.994	41.848	41.329
	12	-10210.86	32.839*	1.23e+14*	40.959*	41.889	41.324

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Not: *, tablodaki bilgi kriterlerine göre seçilen gecikme sırasını göstermektedir.

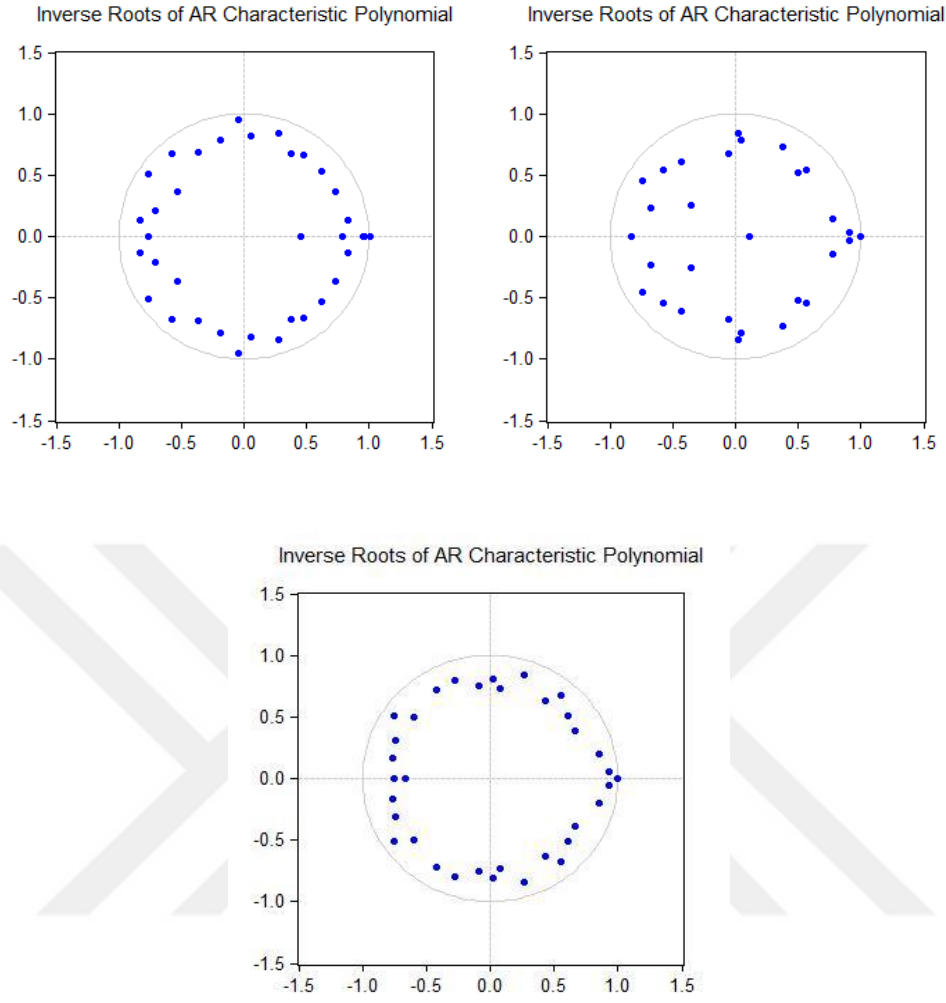
Bilgi kriterlerine göre seçilen gecikme değerlerinde otokorelasyon problemi olup olmadığını sınavan Otokorelasyon LM testi sonuçları Tablo 17’de gösterilmektedir.

Tablo 17: Otokorelasyon-LM Testi Sonuçları

Model	Gecikme Değerleri	LM İstatistiği	Prob. Değeri
newc, death→ oil	12	3.946069	0.9149
	13	5.506456	0.7881
newc, death→ gold	9	8.366923	0.4976
	10	12.04056	0.2110
newc, death→ kase	12	9.724463	0.3732
	13	2.713695	0.9746

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Otokorelasyon LM testinin sonuçlarına dayanarak, üç model için bilgi kriterleri ile belirlenen 9. ve 12. gecikmelerde otokorelasyon probleminin olmadığı sonucuna varılabilmektedir.



Grafik 10: Hata Terimlerinin Karakteristik Kökleri

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Otokorelasyon probleminin olup olmadığını yeniden test etmek için tahmin edilen modellerin hata terimlerinin karakteristik kökleri incelenmiştir. Grafik 10 hata terimlerinin karakteristik köklerini göstermektedir.

Grafik 10'a göre; hata terimlerinin karakteristik kökleri birim çember içinde yer aldıkları için modellerin dinamik olarak tutarlı olduğu sonucuna varılmıştır. İlgili durum göz önünde bulundurularak elde edilen Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları Tablo 18'de yer almaktadır.

Tablo 18: Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi Sonuçları

Nedenselliğin Yönü			χ^2	Prob. Değeri
newc	$\rightarrow$	oil	7.440773	0.8272
oil	$\rightarrow$	newc	15.63064	0.2087
death	$\rightarrow$	oil	9.693327	0.6428
oil	$\rightarrow$	death	16.25384	0.1799
newc	$\rightarrow$	gold	1.932239	0.9925
gold	$\rightarrow$	newc	1.034940	0.9994
death	$\rightarrow$	gold	2.928100	0.9671
gold	$\rightarrow$	death	1.464915	0.9974
newc	$\rightarrow$	kase	12.48927	0.4072
kase	$\rightarrow$	newc	14.57484	0.2655
death	$\rightarrow$	kase	13.61935	0.3257
kase	$\rightarrow$	death	8.133565	0.7746

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

Not: $\rightarrow$, “ilk değişken ok yönündeki değişkenin Granger nedeni değildir” şeklinde sıfır hipotezi test etmektedir.

Tablo 18’de gösterilen Toda-Yamamoto nedensellik analizi sonuçlarına göre:

1. Olasılık değerleri (p) yüzde beş hata payından yüksek olduğu için X’in Y’nin Granger nedeni olmadığını belirtilen sıfır hipotez reddedilememektedir. Bu doğrultuda *newc*, *death* değişkenlerinden *oil*, *gold* ve *kase* değişkenlerine doğru herhangi bir nedensellik olmadığı görülmektedir. Yani yeni vaka ve vefat sayıları petrol ve altın fiyatlarını ve KASE borsa endeksini etkilememektedir;

2. Olasılık değerleri (p) yüzde beş hata payından yüksek olduğu için Y’nin X’in Granger nedeni olmadığını belirtilen sıfır hipotez reddedilememektedir. *oil*, *gold* ve *kase* değişkenlerinden *newc* ve *death* değişkenlerine doğru bir nedensellik yoktur. Yani petrol ve altın fiyatları ve KASE borsa endeksi yeni vaka ve vefat sayılarını etkilememektedir.

SONUÇ

COVID-19 pandemisi, Orta Asya bölgesinde ekonomik kalkınmayı, sağlık sistemini ve nüfusun yaşam kalitesini önemli ölçüde etkilemiştir. Mart 2020'de Kazakistan, Orta Asya'da COVID-19 vakalarının tespit edildiği ilk ülke olmuştur. Kazakistan küçük ve açık bir ekonomiye sahip olduğu için dış şoklardan oldukça fazla etkilenmektedir. Ülke ekonomisinin petrol ve doğalgaz piyasalarına bağımlı olması nedeniyle pandemi döneminde yaşanan petrol ürünleri fiyatlarındaki düşüş ülkenin tüm sanayisini olumsuz etkilemiştir. Karantinanın işletmeler üzerindeki olumsuz etkisi ve düşük tüketici talebinin yol açtığı belirsizlik nedeniyle Kazakistan finans piyasaları da oynaklığa maruz kalmıştır. Buna rağmen, 2020 yılında Kazakistan borsasında hızlı bir iyileşme yaşanmıştır ve borsa endeksleri eski seviyelerine geri dönmüştür. Bunun dışında, Kazakistan'da Mart 2020'de koronavirüs salgını nedeniyle olağanüstü hal ilan edilmesi altın fiyatını önemli ölçüde olumlu etkilemiştir. Altının geleneksel bir tasarruf aracı olması nedeniyle, Kazakistan'da pandemi döneminde altın fiyatlarında güçlü bir büyüme izlenmiştir. Virüse karşı geliştirilen aşıların dünya pazarına girmesiyle birlikte altın fiyatları önemli bir artışın ardından gerilemeye başlamıştır.

COVID-19 pandemisinin halen ülkedeki ekonomik durumu etkilemeye devam etmesi nedeniyle kısa ve uzun dönemlerde piyasalar üzerindeki etkisini inceleyen bu çalışmanın konusunun önemini artırmaktadır. Kazakistan'daki koronavirüs pandemisinin petrol fiyatları ve borsa üzerindeki etkilerinin ampirik analizler açısından incelenmesi konu ile ilgili yazına katkı sağlaması beklenmektedir. Aynı zamanda bu çalışma, altın değeri ve Kazakistan borsasını temsil eden KASE endeksinin koronavirüs pandemisi sırasındaki davranışı hakkında bilgi vermesinin yanı sıra yerel yönetimlere ve potansiyel yatırımcılara fikir vermesi açısından faydalı olacaktır. Araştırmada COVID-19 vaka ve vefat sayıları, petrol ve altın fiyatları sadece Kazakistan'daki istatistiklerle sınırlandırılmış, diğer ülkelerdeki istatistikler kapsama alınmamıştır. Bu çerçevede, kapsama alınan değişkenler yeni vaka ve toplam vefat sayıları, petrol ve altının tenge cinsinden fiyatlarıdır. Kazakistan'da COVID-19 salgınının Mart 2020'de ortaya çıkmasından dolayı, bu çalışma Mart 2020 ve Mart 2022 dönemi ile sınırlıdır. Aylık veya yıllık verilerin küçük bir örneklem büyüklüğü oluşturduğundan dolayı ekonometrik analiz için günlük veriler alınmıştır.

Dünya ekonomisine odaklanan teorik ve ampirik çalışmalar göz önünde bulundurulduğunda, koronavirüs istatistiklerinin altın fiyatları üzerinde pozitif, petrol fiyatları ve borsa üzerinde ise negatif etkiye sahip olduğu düşünülmektedir. Çalışmada “Kazakistan’da COVID-19 pandemisinin petrol fiyatlarını ve borsayı olumsuz, altın fiyatlarını olumlu yönde etkilediği” hipotezi test edilmiştir. Bu amaca uygun olarak, Kazakistan’da 2020-2022 arası dönem için koronavirüs istatistikleri ile petrol ve altın fiyatları ve KASE borsa endeksi arasındaki ilişkinin niteliği günlük veriler kullanılarak irdelenmiştir. Bu çalışmayı diğerlerinden farklı kılan unsur, Kazakistan’daki pandemi etkisini petrol, altın fiyatları ve borsa gibi üç faktör üzerinden daha bütüncül bir şekilde açıklıyor olmasıdır.

Çalışmada, serilerin durağanlık testleri Dickey-Fuller, Phillips-Perron, Ng-Perron ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin testleri ile sınanmıştır. Zaman serilerinde yapısal değişimlerin gözlenmesi nedeniyle Breakpoint Unit Root IO ve AO modelleri ve Zivot-Andrews yapısal kırılmalı birim kök testleri kullanılmıştır. Seriler arasındaki kointegrasyon ilişkisi, diğer geleneksel kointegrasyon analizlerinden ayrı olarak serilerin aynı mertebede durağan olmamasına izin veren ARDL sınır testi yaklaşımı ile değerlendirilmiştir. Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişki Toda-Yamamoto nedensellik testi yöntemiyle araştırılmıştır.

COVID-19 vaka ve vefat sayılarının petrol ve altın fiyatları ve borsa üzerindeki etkisine ilişkin bulgulara dayanarak, değişkenler arasında uzun dönem kointegrasyon ilişkisi tanımlanamamıştır. Bu sonuç, koronavirüs pandemisinin değişkenler üzerindeki etkisinin uzun sürmediğini ve petrol, altın fiyatları ve KASE endeksi kısa sürede eski seviyelerine dönebildiğini teyit etmektedir. ARDL sınır testi yaklaşımının sonuçlarına göre, kısa vadede vefat sayısının petrol fiyatları ile arasında olumsuz yönde, altın fiyatları ile ise olumlu yönde anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Diğer bir deyişle, vefat sayısındaki her artış petrol fiyatlarının düşmesine, altın fiyatlarının ise artmasına neden olmaktadır. Eşbütünleşme testinin diğer bir sonucuna göre, vaka sayısı ile KASE borsa endeksi arasında olumsuz yönde anlamlı bir ilişki saptanmıştır. Bu sonuç, COVID-19 vaka sayısındaki her artışın KASE borsa endeksinde düşüşe yol açtığı anlamına gelmektedir. Ancak değişkenler arasındaki ilişkilerin kısa vadeli olması nedeniyle COVID-19 istatistiklerinin petrol ve altın fiyatları ve borsa endeksi üzerindeki etkisinin uzun dönemde devam etmeyeceği belirlenmiştir.

Ehsan (2020) yaptığı çalışma sonucunda koronavirüs krizinin altın ons fiyatı üzerinde kısa vadeli bir etkisi olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca Güngör ve Şahin (2021), Türkiye’deki COVID-19 vaka ve vefat sayıları ile altın fiyatları arasında kısa dönemli ilişki olduğunu bulmuşlardır. Bununla birlikte, He vd. (2020) COVID-19, 8 ülkenin üzerinde olumsuz ancak kısa vadeli bir etkiye sahip olduğunu ıspatlamıştır. Bu sonuçlar, çalışmadan elde edilen ampirik bulgularla örtüşmektedir.

Çalışmada Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılarak değişkenler arasında nedensellik ilişkisi belirlenmeye çalışıldığında, koronavirüs istatistiklerinin petrol, altın fiyatları ve KASE endeksinin Granger nedeni olmadığı tespit edilmiştir. Bu sonuç, COVID-19 vaka ve vefat sayıları, petrol ve altın fiyatları ve KASE borsa endeksi arasında anlamlı bir nedensellik ilişkisi bulunmadığı anlamına gelmektedir. Çalışmanın sonuçları, COVID-19 pandemisi ile petrol, altın fiyatları ve borsa arasında nedensel bir ilişki olduğunu vurgulayan çalışmaların aksine, vaka ve vefat sayısının petrol, altın fiyatları ve borsa üzerinde nedensel bir etkisinin olmadığını belirtmektedir.

Kazakistan'da koronavirüs pandemisi sadece petrol ve altın fiyatları ile borsayı etkilememektedir. Bu nedenle gelecekte Kazakistan'ın ekonomik büyümesine ilişkin göstergeler eklenerek bu çalışmanın kapsamı genişletilebilir ve daha detaylı ampirik çalışmalar yapılabilir. Literatürde COVID-19'un Kazakistan ekonomisi üzerindeki etkisini inceleyen ampirik araştırmaların sınırlı sayıda olması, ilerideki araştırmalar için potansiyel alan olarak düşünülmektedir. Gelecekteki araştırmalar, koronavirüs pandemisi ve virüse karşı geliştirilen aşılardan Kazakistan'ın GSYİH'si, satın alma gücü paritesi, eğitimi ve sosyal durumu arasındaki nedensel ilişkiyi araştırabilir.

Çalışmada elde edilen bulgular ışığında şu şekilde politika önerilerine yer verilebilir:

1. Öncelikle Kazakistan ekonomisinin petrol ve doğalgaz piyasalarına bağımlılığı azaltmak için etkili önlemler alınmazsa, gelecekte koronavirüs gibi bir hastalık her yayıldığında düşen petrol ve metal fiyatları nedeniyle Kazakistan ekonomisi zarar görecektir. Bu gerçekten yola çıkarak, Kazakistan ekonomisinin petrol ve doğalgaz piyasalarına olan bağımlılığını azaltmak için bazı önlemler alınabilir. Örneğin Kazakistan ekonomisinde özel sektörün payının artırılması, bunun için de kamu yatırımlarının değil özel sektör yatırımlarının artırılması gerekmektedir. Böylece ekonominin çeşitlenmesi

gerçekleşir, kamu sektörü özel sektöre çok fazla üstünlük sağlayamayacaktır. Ayrıca petrol fiyatlarının yükseldiği zamanlarda Kazakistan ekonomisinin ticarete konu olmayan mallar sektöründen ziyade tarım ve imalat gibi ticarete konu olan mallar sektörüne odaklanması beklenmektedir. Bu da artan ithalatın azalmasına yol açacak ve sadece petrol piyasasından değil, daha birçok kaynaktan da gelir elde edilmesini mümkün kılacaktır;

2. Koronavirüsün altın fiyatlarına etkisi kısa vadeli olduğu için, girişimcilere ve yatırımcılara, uzun vadede sermaye biriktirmeyi planlamadıkları sürece, tüm fonlarını altına yatırmamaları önerilmektedir. Altının fiyatı, arz ve talep dengesi de dahil olmak üzere birçok faktörden etkilenmektedir. Bu nedenle, koronavirüs pandemisi gibi bir kriz sırasında kısa vadeli tasarruflar için mevduat veya tahvil kullanılmasının daha iyi olduğu düşünülmektedir;

3. COVID-19 pandemisinin Kazakistan borsası üzerindeki olumsuz etkisi nedeniyle hisse fiyatlarında düşüş yaşanmıştır ve buna bağlı olarak 2020 yılında perakende yatırımcıların payı önemli ölçüde artmıştır. Perakende yatırımcılar, finansal bilgileri doğru bir şekilde yorumlamak için gerekli becerilere sahip olmayarak bir risk yaratmışlardır. Pandemi gibi kriz zamanlarında perakende yatırımcıların artan faaliyetleri, zaten değişken olan bir piyasanın oynaklığını daha da artırmaktadır. Bu nedenle perakende yatırımcıların sadece finansal okuryazarlığa odaklanmaları değil, aynı zamanda yatırım eğitimlerine de katılmaları önerilmektedir. Ayrıca perakende yatırımcılar için uyarı sistemi eklenerek ilgili yetkili makamların web arayüzünü etkin kullanmaları teşvik edilmektedir. Örneğin sistem, aynı anda birden fazla sipariş yerleştirmeleri durumunda perakende yatırımcıları uyarabilmektedir. Böylece bu sistem, perakende yatırımcıları kendi mantıksız kararlarından korumanın bir yolu olarak hizmet edebilmektedir.

Çalışmanın bulgularına dayanarak, koronavirüs pandemisinin Kazakistan'da petrol, altın fiyatları ve borsa üzerindeki etkisinin kısa vadeli olduğunu söyleyebiliriz. Buna rağmen, sözü edilen politika önerilerinin, gelecekte pandeminin yayılması gibi kriz durumlarında Kazakistan ekonomisinin daha hızlı toparlanmasına yardımcı olabileceği düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

- Abu, N., Gamal, A., Sakanko, M., Mateen, A., Joseph, D., & Amaechi, B. (2021). How have COVID-19 confirmed cases and deaths affected stock markets? Evidence from Nigeria. *Contemporary Economics*, 15(1), 76-100.
- Albulescu, C. (2020). Coronavirus and oil price crash. *arXiv preprint arXiv:2003.06184*, 13 pages.
- Adedeji, A., Ahmed, F., & Adam, S. (2021). Examining the dynamic effect of COVID-19 pandemic on dwindling oil prices using structural vector autoregressive model. *Energy*, 230.
- Akarsu, Y., Alacahan, N., & Kurt, S. (2021). Covid-19 pandemisinin BIST 100 üzerindeki etkisi. Sosyo-ekonomik boyutuyla sağlık: *Uluslararası Farklı Boyutlarıyla Sağlık Konferansı (ICDAH2020) 12-14 Kasım 2020 Seçme Bildiriler-1*, 155.
- Akel, V., & Gazel, S. (2014). Döviz kurları ile BIST sanayi endeksi arasındaki eşbütünleşme ilişkisi: Bir ARDL sınır testi yaklaşımı. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 44, 23-41.
- Aldamergen, A. (2020). How the main stock market of the country survived the pandemic? Interview. <https://kz.kursiv.media/2020-11-13/kak-perezhl-pandemiyu-glavnyy-fondovyy-rynok-strany/> Erişim: 13 Kasım 2020.
- Algamdi, A., Brika, S., Musa, A., & Chergui, K. (2021). COVID-19 deaths cases impact on oil prices: probable scenarios on Saudi Arabia economy. *Frontiers in Public Health*, 9, 620875.
- Alicja, Ch., Kowalczyk, D., & Sielicka, E. (2020). Stock Exchange Response To the COVID-19: A Critical Analysis of the Results. *Materials of the Russian Scientific Conference of Scientists, Graduate and Undergraduate Students*, 185-191.
- Anh, D. L. T., & Gan, C. (2020). The impact of the COVID-19 lockdown on stock market performance: evidence from Vietnam. *Journal of Economic Studies*, 48(4), 836-851.
- Atri, H., Kouki, S., & Gallali, M. (2021). The impact of COVID-19 news, panic and media coverage on the oil and gold prices: An ARDL approach. *Resources Policy*, 72, 102061.
- Aydın, B., & Gökçe, N. (2022). Covid-19 dönemi finansal piyasalarda yaşanan hareketler. *Sosyal Bilimlerde Multidisipliner Çalışmalar Teori, Uygulama Ve Analizler*, 83-98.
- Babynina, L. (2020). Coronavirus: what the European Union can do and what it does. *Analiticheskaya zapiska*, 12(195), 8 pages.

- Bakşeev, V., Narişeva, A., Burlakov, I., Kostyurin, V., & Polyakov, D. (2020). Rusya borsasındaki güncel eğilimler: koronavirüs pandemisi bağlamında güncel sorunlar. *Yenilik ve Yatırım*, 7, 255-258.
- Barut, A., & Kaygın, C. (2020). Covid-19 pandemisinin seçilmiş borsa endeksleri üzerine etkisinin incelenmesi. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 19(COVID-19 Special Issue), 59-70.
- BDT Ülkelerinin Uluslararası Borsalar Birliği. “Kazakistan borsası (KASE)”. Erişim: 2022. <https://mab-sng.org/members/kazahstanskaya-fondovaya-birzha>.
- Bildirici, M., Guler Bayazit, N., & Ucan, Y. (2020). Analyzing crude oil prices under the impact of Covid-19 by using Istargarchlstm. *Energies*, 13(11), 2980.
- Contuk, F. (2021). Covid-19'un Borsa İstanbul üzerindeki etkisi: Bir ARDL sınır testi modeli. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (89), 101-112.
- Çetin, A. (2020). Koronavirüs (Covid-19) Salgınının Türkiye'de Genel Ekonomik Faaliyetlere ve Hisse Senedi Borsa Endeksine Etkisi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Uygulamalı Bilimler Dergisi*, 4 (2), 341-362.
- Çevik, E., Yalçın, E., & Özdemiryazgan S. (2020). COVID-19 Pandemisinin Petrol ve Altın Fiyatları Üzerine Etkisi: Parametrik Olmayan Eştümleşme Sıra Testi. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 19 (COVID-19 Special Issue), 633-646.
- Depren, Ö., Kartal, M., & Depren, S. (2021). Changes of gold prices in COVID-19 pandemic: Daily evidence from Turkey's monetary policy measures with selected determinants. *Technological Forecasting and Social Change*, 170, 120884.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Dünya Bankası (2020). Navigating the Crisis. *World Bank: Kazakhstan Economic Update*. <https://documents1.worldbank.org/curated/en/301321595365279375/pdf/Kazakhstan-Economic-Update-Navigating-the-Crisis.pdf>. Erişim: 1 Eylül 2022.
- Dünya Bankası (2021). Turning the tide of the COVID-19 crisis. World Bank: Kazakhstan Economic Update. Report 161006. <https://documents1.worldbank.org/curated/en/890971624952007527/pdf/Turning-the-Tide-on-the-COVID-19-Crisis.pdf>. Erişim: 1 Eylül 2022.
- Dünya Bankası (2022). “Briefly about the activities of the World Bank in Kazakhstan”. <https://thedocs.worldbank.org/en/doc/9ee6e48c9028e24f7fc9d0bc48e2b935-0080012022/original/KAZAKHSTAN-Snapshot-SM2022-RU.pdf>. Erişim: 10 Nisan 2022.
- Ehsan, Z. (2020). A Vector Error Correction Model Analysis of Gold Prices - How Will COVID-19 Impact the Price of Gold? *SSRN Electronic Journal*, 12 pages.

- Frehat, R., Rabaia, D., & Asmar, M. The Impact of COVID-19 pandemic on safe havens: Bitcoin currency, crude oil and gold prices. *Electronic Journal of An-Najah National University*. Conference Paper. An-Najah National University.
- Gharib, C., Mefteh-Wali, S., & Jabeur, S. (2021). The bubble contagion effect of COVID-19 outbreak: Evidence from crude oil and gold markets. *Finance research letters*, 38, 101703.
- Göker, İ., Eren, B., & Karaca, S. (2020). The impact of the COVID-19 (Coronavirus) on the Borsa Istanbul sector index returns: An event study. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 19(COVID-19 Special Issue), 14-41.
- Gujarati, D. (2015). *Econometrics by example*. UK: Palgrave Macmillan.
- Guryev, A. (2021). Impact of the COVID-19 pandemic on the Russian stock market of the Moscow Exchange. *Integration. Evolution. Sustainability: Pathways for the Development of Socio-Economic Systems*, 226-232.
- Gülhan, Ü. (2020). Covid-19 Pandemisine BIST 100 Reaksiyonu: Ekonometrik Bir Analiz. *Electronic Turkish Studies*, 15(4).
- Gülhan, Ü. (2020). Kovid-19 pandemisinin altın fiyatlarına etkisi: ARDL analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 34(3), 1111-1125.
- Güngör, S., & Şahin, E. (2021). Türkiye’de Yaşanan Covid-19 Salgınının Kıymetli Madenler ve Taşlar Piyasasına Etkisi: Borsa İstanbul’dan Kanıtlar. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 20(3), 1338-1354.
- Hacıevliyagil, N., & Gümüş, A. (2020). Covid-19’un en etkili olduğu ülkelerde salgın-borsa ilişkisi. *Gaziantep University Journal of Social Sciences Cilt 19 COVID-19 Özel Sayısı*, 354-364.
- He, Q., Liu, J., Wang, S., & Yu, J. (2020). The impact of COVID-19 on stock markets. *Economic and Political Studies*, 8(3), 275-288.
- Kapar, B., Buigut, S., & Rana, F. (2022). Global evidence on early effects of COVID-19 on stock markets. *Review of financial economics*, 40(4), 438-463.
- Kazakistan Cumhuriyeti Stratejik Planlama ve Reform Ajansı Ulusal İstatistik Bürosu. “2016-2020 döneminde Kazakistan Cumhuriyeti’nin dış ticareti”. <https://stat.gov.kz/official/industry/31/publication/> Erişim: 10 Kasım 2021.
- Kazakistan Finansçılar Birliği. “Kazakistan borsasının incelenmesi”. <https://afk.kz/2021/01/Stock-Market-Review-2020.pdf>. Erişim: 1 Ocak 2021.
- Kazakistan Ulusal Bankası, 2022. Bir Gram Altının Tenge Cinsinden Fiyatı. <https://www.nationalbank.kz/ru/gold/zoloto/graph?from=13.03.2020&to=02.08.2022/> Erişim: 1 Eylül 2022.

- KASE (2020). “Annual report 2020”. https://kase.kz/files/reports/KASE_meeting_2020_ru.pdf. Erişim: 1 Haziran 2021.
- KASE (2021). “Annual report 2021”. https://kase.kz/files/reports/KASE_meeting_2021_rus.pdf. Erişim: 31 Mayıs 2022.
- Khan, K., Zhao, H., Zhang, H., Yang, H., Shah, M., & Jahanger, A. (2020). The impact of COVID-19 pandemic on stock markets: An empirical analysis of world major stock indices. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(7), 463-474.
- Kılıç, Y. (2020). Borsa İstanbul’da COVID-19 (koronavirüs) etkisi. *JOEEP: Journal of Emerging Economies and Policy*, 5(1), 66-77.
- KPMG (2020). The impact of COVID-19 on key sectors of the Kazakhstan economy. Opinion of market players. <https://assets.kpmg/content/dam/kpmg/kz/pdf/2020/05/covid-rk-economy-sectors.pdf>/ Erişim: 12 Mayıs 2020.
- Kuklinova, P. (2021). The impact of the COVID-19 pandemic on the stock market. *Russian regions in the focus of change*, 457-459.
- Kuloğlu, A. (2021). Covid-19 krizinin petrol fiyatları üzerine etkisi. *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 6(3), 710-727.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Liu, L., Wang, E., & Lee, C. (2020). 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), 13154.
- Markova, A. (2021). How the year of the pandemic affected Kazakhstan? <https://kz.kursiv.media/2021-03-13/kak-god-pandemii-povliyal-na-kazakhstan/> Erişim: 13 Mart 2021.
- Mishra, R., Sharma, R., Karedla, Y., & Patel, N. (2022). Impact of COVID-19 cases, deaths, stringency and vaccinations on the US stock market. *Vision*, 1-13.
- Moldabekova, A. (2020). “The reserves of the National Bank for the first time since 2012 exceeded \$35 billion”. Interview. <https://kapital.kz/finance/89130/rezervy-natsbanka-vpervyye-s-2012-goda-prevysili-otmetku-v-35-mlrd.html/> Erişim: 12 Ağustos 2020.
- Moldabekova, A. (2021). “Coronavirus, falling oil prices and the results of the development of the foreign exchange market in Kazakhstan”. Interview. <https://kapital.kz/finance/92619/koronavirus-padeniye-tsen-na-neft-i-itogi-razvitiya-valyutnogo-rynka-kazakhstana.html/> Erişim: 13 Ocak 2021.

- Nabiev, E., Eskendir, N., & Sazhinov, S. (2021). Impact of the Covid-19 Pandemic On the Global Oil and Gas Market. *Actual Scientific Research in the Modern World*, 4(72), 147-150.
- Naumov, I. (2020). Impact of the coronavirus pandemic on financial markets. *Business Education in the Knowledge Economy*, 3 (17), 104-111.
- Ng, S., & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.
- Nikulin, A. (2020). Global Gold Market in Recent Geo-Economic Conditions: Can the Precious Metal Maintain Its Defensive Asset Status? *National Strategy Issues*, 6(63), 152-171.
- Nwosa, P. (2021). Oil price, exchange rate and stock market performance during the COVID-19 pandemic: Implications for TNCs and FDI inflow in Nigeria. *Transnational Corporations Review*, 13(1), 125-137.
- Pak, E. (2020). The collapse of the Russian stock market during the spread of coronavirus infection (COVID-19). *State and Law: Problems and prospects of improvement*, 58-61.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1361-1401.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Rahmayani, D., & Oktavilia, S. (2020). Does the Covid-19 pandemic affect the stock market in Indonesia. *Jurnal Ilmu Sosial dan Ilmu Politik*, 24(1), 33-47.
- Rao, P., Goyal, N., Kumar, S., Hassan, M., & Shahimi, S. (2021). Vulnerability of financial markets in India: The contagious effect of COVID-19. *Research in International Business and Finance*, 58, 101462.
- Sakıncı, Ö. (2021). Analysis of the effect of COVID-19 pandemic process of the participation 30 index. *The Social and Economic Impact of Covid-19: Rapid Transformation of the 21st century society*, 23-46.
- Sansa, N. (2020). Analysis for the impact of the COVID-19 to the petrol price in China. *SSRN Electronic Journal*, 24 pages.
- Sarı, S., & 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.

- Sui, B., Chang, C., Jang, C., & Gong, Q. (2021). Analyzing causality between epidemics and oil prices: Role of the stock market. *Economic Analysis and Policy*, 70, 148-158.
- Syed, A., Tripathi, R., & Deewan, J. (2021). Investigating the impact of the first and second waves of the COVID-19 pandemic on the Indian stock and commodity markets: An ARDL analysis of gold, oil, and stock market prices. *Indian Journal of Finance*, 8-21.
- Şenol, Z., & Zeren, F. (2020). Coronavirus (COVID-19) and stock markets: The effects of the pandemic on the global economy. *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 7(4), 1-16.
- Şit, A., & Telek, C. (2020). Covid-19 pandemisinin altın ons fiyatı ve dolar endeksi üzerine etkileri. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 19 (Covid-19 Special Issue), 1-13.
- Tayar, T., Gümüştekin, E., Dayan, K. & Mandi, E. (2020). Covid-19 krizinin Türkiye’deki sektörler üzerinde etkileri: Borsa İstanbul sektör endeksleri araştırması. *Yüzüncü Yıl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Salgın Hastalıklar Özel Sayısı*, 293-320.
- Toda, H., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Topcu, M., & Gulal, O. (2020). The impact of COVID-19 on emerging stock markets. *Finance Research Letters*, 36, 101691.
- Tuna, G., & Tuna, V. (2022). Are effects of COVID-19 pandemic on financial markets permanent or temporary? Evidence from gold, oil and stock markets. *Resources Policy*, 76, 102637.
- Ünlü, A., Kabak, S., & Dur, D. (2020). Koronavirüs (COVID-19) pandemisinin Türkiye’nin BİST finansallar sektör endeksi üzerindeki etkisi. *Journal of Economics and Research*, 1(2), 26-41.
- Vasiev, M., Bi, K., Denisov, A., & Bocharnikov, V. (2020). How coronavirus pandemics (COVID-19) influences Chinese economic sustainability. *Foresight and STI Governance*, 14, 7-22.
- Wang, Q., Li, S., Zhang, M., & Li, R. (2022). Impact of COVID-19 pandemic on oil consumption in the United States: A new estimation approach. *Energy*, 239.
- Yakimov, R. (2021). Impact of Coronavirus infection (Covid-19) and the “Coronacrisis” caused by it on exchange gold trading. *Eurasian Law Journal*, 3(154), 458-459.
- Yıldırım, H., Boyacı, M., & Limoncuoğlu, A. (2021). Escape from Covid-19 pandemic to safe haven. *Journal Of Public Affairs*, 21(4).
- Yıldız, H. (2013). Zaman Serileri Analizi. Baskı, Bursa: Ekin Yayınevi, 43.

- Yousef, I., & Shehadeh, E. (2020). The impact of COVID-19 on gold price volatility. *International Journal of Economics and Business Administration*, 8(4), 353-364.
- Zamyatina, E., & Kuznetsova, E. (2021). Impact of the Coronavirus pandemic on the Russian stock market. *Modern Economics: Problems and Solutions*, 8, 39-46.
- Zayseva, O., & Gerasimenko, O. (2020). Impact of Coronavirus on the oil market. *Electronic scientific and methodological journal of the Omsk State Agrarian University*, 4 (23), 16.
- Zeren, F., & Hizarci, A. (2020). The impact of COVID-19 coronavirus on stock markets: evidence from selected countries. *Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi*, 3(1), 78-84.
- Zhiltsov, S. (2020). Coronavirus hits former-Soviet countries. *Post-Soviet Issues*, 7(1), 8-17.
- Zivot, E., & Andrews, D. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of business & economic statistics*, 20(1), 25-44.

ÖZGEÇMİŞ

Ad Soyad: Sabina KARIMOVA	
Eğitim Bilgileri	
Lisans	
Üniversite	D. Serikbayev Doğu Kazakistan Devlet Teknik Üniversitesi
Fakülte	Ekonomi ve İşletme Fakültesi
Bölümü	Finans
Makale ve Bildiriler	
1. Karimova, S (2022). Avrupa’da Yenilenebilir Enerji Kaynaklarının Fosil Yakıt İthalatı Üzerindeki Etkisinin Granger Nedensellik ve Toda-Yamamoto Yöntemleri ile Analizi. Sakarya İktisat Dergisi, 11(2), 254-267.	