



Covid-19'un Dünya Finans Piyasaları Üzerindeki Etkisini Belirlemeye Yönelik Bir Analiz

An Analysis To Determinate The Impact Of Covid-19 On World Financial Market

Sibel FETTAHOĞLU ve Osman Nuri BORAN, ¹

Strategic Public Management Journal
Volume 8, Issue 15, pp. 57-71
December 2022
DOI: 10.25069/spmj.1120893
Research Article/Araştırma Makalesi
Received: 24.05.2022
Accepted: 07.11.2022
© The Author(s) 2022
For reprints and permissions:
<http://dergipark.gov.tr/spmj>

Öz

Bu çalışmada, tüm dünyayı etkisine alarak küresel bir salgın haline gelen koronavirüsün, Dünya'nın farklı bölgelerinde bulunan ABD, Almanya, Çin, Japonya, Mısır ve Türkiye'deki borsa endekslerinin volatilitesinde ve likiditelerinde herhangi bir değişiklik oluşturup oluşturmadığı tespit edilmeye çalışılmıştır. Bu çerçevede ABD'de DOW30 Endeksi, Almanya'da DAX Endeksi, Çin'de SSE Bileşik Şangay Endeksi, Japonya'da NIKKEI 225 Endeksi, Mısır'da EGX30 Endeksi ve Türkiye'de BIST100 Endeksleri üzerinde koronavirüs salgınının etkileri araştırılmıştır. Çalışmanın analiz sonuçları ve yorumlar ilgili ülkelerle sınırlı olup çalışmanın kısıtını oluşturmuştur. Söz konusu ülkeler, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasından ve coğrafi konum açısından içinde bulunduğu bölgeyi temsiliyet gücü yüksek finansal piyasalar olduğu kabul edilerek analize seçilmiştir. Araştırma kapsamında incelenen her ülkede Dünya Sağlık Örgütü (DSÖ) 'nün açıkladığı ilk vakanın görüldüğü tarih baz alınmıştır. Her ülke için ilk vakanın görüldüğü tarihten 18 Kasım 2020 tarihine kadarki dönem için veri seti hazırlanmıştır. Pandemi öncesi ve sonrası farklılaşmayı belirleyebilmek için aynı sayıdaki veri kadar pandemi öncesi dönem veri seti de oluşturulmuştur. Böylece pandemi öncesi ve sonrası dönem için bir farklılaşmanın olup olmadığı tespit edilmeye çalışılmıştır. Endekslere ilişkin getiri ve likidite serileri koşullu varyans modellerinden GARCH(1,1) ile tahmin edilmiş ve COVID-19 sonrasında ilgili borsa endekslerinin volatilitte ve likiditesinde değişmelerin olduğu gözlemlenmiştir. Araştırmaya konu olan ülke borsa endekslerinde getiri serilerinin klasik finansal zaman serilerinde gözlemlenen kalın kuyruk ve çarpıklık özelliklerinin olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca volatilitte kümelenmeleri gözlemlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Covid-19, Dünya Finans Piyasaları, Volatilitte (Değişkenlik), Likidite, ARCH-GARCH

Abstract

In this study, it was analysed to determine whether the coronavirus, which became a global epidemic by affecting the whole world in a short time, caused any changes in the volatility and liquidity of stock market indices in the USA, Germany, China, Japan, Egypt, and Turkey. In this context, the effects of the coronavirus epidemic on DOW30 Index in USA, DAX Index in Germany, SSE Composite Shanghai Index in China, NIKKEI 225 Index in Japan, EGX30 Index in Egypt and BIST100 Index in Turkey were investigated. The results and estimations of the study were limited to the relevant countries, and this was the limitation of the study. Selected

¹ Sibel FETTAHOĞLU, Kocaeli Üniversitesi, stopdemir@kocaeli.edu.tr, ORCID: 0000-0003-0783-9776
Osman Nuri BORAN, osmannuriboran@hotmail.com, ORCID: 0000-0002-3905-4204

countries for the analysis were determined by their locational and financial market properties among developed and developing countries which were the most representative ones. The date of the first case for each country announced by WHO was taken as a basis date. A data set was prepared for the period from the first case had been seen to 18 November 2020 for each country. In order to determine the pre-pandemic and post-pandemic differentiation, a pre-pandemic period data set was created as well as the same amount of data. Thus, it was tried to determine whether there was a differentiation for the period before and after the pandemic. The return and liquidity series of the indices were estimated with GARCH(1,1), one of the conditional variance models, and it was observed that there were changes in the volatility and liquidity of the relevant stock market indices after COVID-19. In addition, volatility clusters were observed. The thick tail and skewness features observed in the classical financial time series of the return series were determined in all of the country stock market indices that were the subject of the research.

Keywords: Covid-19, World Financial Markets, Volatility, Liquidity, ARCH-GARCH

GİRİŞ

Pandemi veya pandemik hastalıklar, bir kıta hatta tüm dünya ölçeği gibi çok geniş bir alanda yayılan ve etkisini gösteren salgın hastalıklara verilen genel bir addır. WHO (Dünya Sağlık Örgütü)'ne göre bir pandemi; nüfusun daha önce hiç karşılaşmadığı bir hastalığın ortaya çıkışı, hastalık unsurunun insanlar arasında kolayca ve sürekli olarak yayılması durumunda başlamış sayılır.

Bir hastalık veya tıbbi durum, sadece yaygın olması ve çok sayıda insanın ölümüne yol açması nedeniyle pandemi olarak nitelendirilemez, aynı zamanda bulaşıcı olması gereklidir. Örneğin kanser, insanlarda çok sayıda ölüme sebep olan bir hastalık olmasına rağmen bulaşıcı olmadığı için pandemi olarak kabul edilmez (Wikipedia, 21.04.2020).

1 Aralık 2019 tarihinde ortaya çıkan ve dünyanın tamamında etkisini gösteren yeni nesil koronavirüs (Covid-19), ilk kez Çin'de ortaya çıkmış ve kısa süre içerisinde yayılarak epidemik bir salgın hastalığa dönüşmüştür. Dünya Sağlık Örgütü (WHO), verilerine göre 14.10.2021 tarihine kadar 239.007.759 insan Covid-19'a yakalanmış ve 4.871.841 insan vefat etmiştir. Türkiye sınırları içerisinde ilk vaka 10 Mart 2020 tarihinde görülmüş ve 14.10.2021 tarihine kadar Covid-19 salgınına yakalanan 7.540.223 vaka tespit edilmiştir. Toplamda ise bu tarihe kadar 66.841 kişi yaşamını yitirmiştir. Bu bahsedilen sağlık sorunlarıyla beraber aynı zamanda tüm dünyada sosyal, siyasal ve ekonomik birçok alan da salgına bağlı olarak olumsuz etkilenmektedir.

Dünya geneline salgının hızla yayılmasıyla birlikte birçok ülke gerek kendi sınırları içerisinde gerekse de ülke dışından gelecek olan ziyaretçilere yönelik çeşitli önlemler almaya başlamıştır. Salgının yayılmasını engellemek amacıyla ülkelerde turistik hareketlilik, ülkeler arası giriş ve çıkışlar yasaklanmış, sosyal mesafenin önemi anlatılarak insanların toplu halde yaptıkları çeşitli etkinliklerin iptal edilmesi, eğitime ara verilmesi, ülkelerde karantina uygulamaları ve sokağa çıkma kısıtlamaları gibi etkili önlemler alınmıştır. Alınan tedbirler, sosyal hayatı kısıtlamanın yanında ülke ekonomilerine de büyük zararlar vermiştir. Ekonomi perspektifinden bakıldığında; borsalarda aşağı yönlü sert hareketlere, üretimin ve bazı alanlarda tüketimin azalmasına, petrol fiyatlarının ani düşmesine, turizm faaliyetlerinin neredeyse tamamının durması sonucu turizm gelirlerinde azalmalara, gelecekteki belirsizlikler ve kaygılar arttığı için yatırımların azalmasına, döviz kurlarında ve emtia

fiyatlamalarında oynamalar gibi birçok olumsuz etkilere neden olduğu ifade edilebilir (Şit ve Telek, 2020: 3-4).

Bu çalışmanın amacı Covid-19'un Dünya'nın farklı bölgelerinde bulunan ABD, Almanya, Çin, Japonya, Mısır ve Türkiye'deki borsa endekslerinin oynaklık kümelenmelerinde (volatility clustering) ve likiditelerinde herhangi bir değişikliğin olup olmadığını tespit etmektir. Çalışmada, bu altı ülkede Covid-19'un ilk vaka tarihi baz alınarak pandemi öncesi ve sonrası değerler incelenmiş ve karşılaştırılmıştır. Çalışma üç bölüme ayrılmıştır. Giriş bölümünde çalışmanın önemi ve amacı belirtilmiştir. İkinci bölümde çalışmaya ilişkin literatür incelemesi yapılmıştır. Üçüncü bölümde çalışmanın modeli, veri seti ve analizin yer aldığı yöntem ve analiz kısmı yer almaktadır. Çalışma, analiz sonuçlarının değerlendirildiği sonuç bölümüyle sonlanmaktadır.

1. COVID-19'UN FİNANS PİYASALARINA ETKİSİ

Covid-19'un insan vücudu üzerindeki kalıtsal etkilerinin yanı sıra toplumsal, siyasal ve ekonomik yönden de etkilere sahip olduğu bilinmektedir. Dünya genelinde salgının tedavisine yönelik bilim insanları tarafından aşı ve ilaç gibi doğrudan önleyici çalışmalarla birlikte akademik çalışmalar da devam etmektedir. Ekonomi ve finans alanlarında ki çalışmalar incelendiğinde, Covid-19'un ülkelerin risk primi, sektörlere göre üretim, tüketim talebi, hükümet harcamaları, iş gücü arzı, GSYİH kaybı (McKibbin ve Fernando, 2020:8-18), ticaretteki arz ve talep, (Baldwin ve Tomiura, 2020:59-71), bankalar (Cecchetti ve Schoenholtz, 2020:77-80) ve para politikası (Cochrane, 2020:105-108) üzerine olumsuz etkilerinin incelendiği ve tahminler yapıldığı görülmektedir.

Goodell (2020:3), çalışmasında piyasaların pandemiye, felaketle sonuçlanan afetler ve terörizm gibi diğer afet türleriyle aynı şekilde tepki verme olasılığının yüksek olduğunu belirtmektedir. Koronavirüs'ün finans piyasaları üzerine etkisini araştıran çalışmalar literatürde hızlı bir şekilde artmaktadır. Covid-19 salgınının finans piyasalarında ülke risk ve sistematik riskler üzerindeki etkisini inceleyen Yan vd. (2020:1-2) finansal piyasalarda daha önce rastlanmamış bir boyutta volatilitenin varlığını belirtmişlerdir. Çalışmada, küresel piyasa risklerinin Covid-19'un başlaması ile ciddi ölçüde yükseldiğini ortaya koymuşlardır. Ülkelerdeki salgının ciddiyetiyle borsa tepkisi arasında anlamlı ilişkili bulunmuştur. Ayrıca covid-19 ile oluşan ekonomik kayıpların piyasalardaki volatilitiyi artırdığı ve piyasaların eğilim hareketlerinin tahmin edilmez bir hale gelmesine sebep olduğu belirlenmiştir.

Luo ve Tsang (2020:583-592)'de çalışmalarında koronavirüs salgınının ticaretteki etkisini yorumlamışlardır. Analiz sonuçlarına göre de Çin ile ticaret ağı ve üretim ilişkisi olan ülkelerde, Covid-19'un ciddi bir etkisi olduğu belirlenmiştir. Onali (2020:2), 8-9 Nisan 2020 tarihlerinde Covid-19 vaka ve can kayıplarının ABD piyasalarına etkisini belirleme için yaptığı çalışmada, GARCH model verileri, ABD'deki Covid-19 vaka ve can kayıplarının ABD piyasasını büyük ölçüde etkilemediğini, fakat İngiltere, İspanya, İran ve İtalya gibi ülkelerdeki vaka ve vefat sayılarının ABD piyasalarını etkilediğini belirlemiştir. Yan (2020:14), 20 Ocak – 7 Nisan 2020 tarihleri arasında koronavirüs salgınının Çin borsaları üzerindeki etkilerini araştırmıştır. Yapılan araştırmalar sonucunda salgının pay senedi fiyatlarında büyük değişimlere neden olduğu görülmüştür. Al-Awadhi vd. (2020:4), Covid-19 salgınına bağlı olarak, 10 Ocak 2020 -16 Mart 2020 döneminde, Çin borsasında pay senedi getirilerinin vaka ve vefat oranlarıyla ters orantılı olduğunu belirlemişlerdir.

Türkiye'de Covid-19 salgınının finans piyasaları üzerindeki etkilerini inceleyen çalışma ve araştırmalara bakıldığında ise Zeren ve Hızarcı (2020:82)'nin Covid-19'un borsalar üzerinde olması muhtemel etkilerini belirlemeyi hedefledikleri çalışmalarında, salgın döneminde yatırımcıların, borsaya yatırımdan kaçınmalarını ve kriz dönemlerinde güvenli olduğu düşünülen kıymetli maden veya sanal para piyasalarına yatırım

yapmalarını önerdiği gözlemlenmektedir. Bunun yanında risklerden uzak durmaları için yatırımcıların türev piyasalara ve salgının etkisinin daha az görüldüğü ülkelerin pay senedi piyasalarına yatırım yapabilecekleri önerilmektedir.

Keleş (2020:102-103), Covid'19'un Türkiye'de görülmesiyle pay senedi piyasalarının kısa periyotta reaksiyonunu incelemiştir. Çalışmada BIST-30 endeksi içerisindeki payların Mart-Nisan 2020 tarihlerindeki günlük fiyatlamaları kullanılmıştır. Araştırmada, olay çalışması yöntemi kullanılmıştır. Araştırmada pay piyasasının, Covid-19'a karşı alınan sosyal tedbirlere ve beraberinde 100. ve 1000. vaka ve 1000. vefata anlamlı negatif tepki gösterdiği saptanmıştır. Çalışmada, taşımacılığa bağlı ve bu sektör grubunu oluşturan sanayi firmalarında belirtilen etkilerin arttığı sonucuna ulaşılmıştır. Bunun yanı sıra uygulanan ekonomik tedbir paketlerinin ise bankacılık sektörü dışında piyasada yatıştırıcı etkiye sahip olduğu görülmüştür.

Şenol ve Zeren (2020:1-16), Küresel piyasalar üzerinde oluşan Covid-19'un etkilerini incelemiştir. Çalışmada küresel piyasaları temsil etmesi için Avrupa, gelişen piyasalar, MSCI (Morgan Stanley Capital International), ve G7 endeksleri kullanılmıştır. Covid-19 göstergesi olarak da vaka ve vefat sayıları ele alınmıştır. Araştırma sonucunda, kullanılan tüm endekslerin uzun vadede Covid-19 salgını ile etkileşim içerisinde olduğu belirlenmiştir. Adıgüzel (2020:219), Covid-19'un Türkiye ekonomisine makroekonomik etkilerini analiz etmiştir. Çalışmada ulaşılan sonuçlara göre, Türkiye ekonomisi özelinde GYSH'da 400-675 milyar TL arasında yaşanan kaybın Covid-19 salgınına bağlı olarak üretim, kişi ve işletme gelirleri, ihracat, istihdam, bütçe açığı, cari açık ve merkezi yönetim toplam borç yükünün negatif yönde etkilenmesinden kaynaklandığı sonucuna varılmıştır. Yetgin (2020:333-334), BİST 100 Endeksi üzerindeki Covid-19 etkilerini araştırmıştır. Çalışma sonuçlarına göre vaka sayılarındaki artış beraberinde BİST 100 Endeksinde düşüşe neden olmuştur. Bu sonuç, Covid-19 vaka sayısı ile BİST 100 Endeksi arasında anlamlı bir etkiye sahip olduğunu ve bu etki neticesinde ekonominin zarar gördüğünü göstermektedir.

2. YÖNTEM VE ANALİZ

Bu çalışmada, küresel bir salgın haline gelen korona virüsün, Dünya'nın farklı bölgelerinde bulunan ABD, Almanya, Çin, Japonya, Mısır ve Türkiye'deki borsa endekslerinin oynaklık kümelenmelerinde (volatility clustering) ve likitidelerinde herhangi bir değişiklik oluşturup oluşturmadığı tespit edilmeye çalışılmıştır. Bu çerçevede ABD'de DOW30 Endeksi, Almanya'da DAX Endeksi, Çin'de SSE Bileşik Şangay Endeksi, Japonya'da NİKKEİ 225 Endeksi, Mısır'da EGX30 Endeksi ve Türkiye'de BIST100 Endeksleri üzerindeki etkileri araştırılmış, korona virüsünün ülkelerin finans piyasalarına etkilerinin analizi amaçlanmıştır. Çalışmanın analiz sonuçları ve yorumlar ilgili ülkelerle sınırlı olup çalışmanın kısıtını oluşturmuştur. Söz konusu ülkeler, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasından ve coğrafi konum açısından içinde bulunduğu bölgeyi temsiliyet gücü yüksek finansal piyasalar olduğu kabul edilerek analize seçilmiştir.

2.1. Analiz Yöntemi

Araştırmada, GARCH(1,1) analiz yöntemi uygulanmıştır. GARCH(1,1) yöntemi ile endekslere ait oynaklık (volatility clustering) ve likitidelerinde oynaklık değişimi olup olmadığı; pandemi öncesi ve sonrasında finansal piyasalarda oynaklık değişimi test edilmeye çalışılmıştır. Analizlerde Eviews 11 paket programı kullanılmıştır. Finansal serilerde, zaman serilerinin çoğunda olduğu gibi sabit varyans tahminlemesinin geçerli olmadığı anlaşılmaktadır. Sabit varyans varsayımının, zaman serilerinde sağlanmadığını belirten Engle(1982:987-1008), otoregresif koşullu değişken varyans (ARCH) modelini ortaya koymuştur. Engle (1982:987-1008)'in modelinde koşullu varyans, hata terimlerinin kare değerlerine ve koşullu gecikmeli varyanslara bağlıdır. Hata terimini ε_t ortalaması (0) olan bir stokastik süreç, $\varepsilon_t = Z_t \sqrt{h_t}$ olarak ifade etmiş ve bu sürecin elemanları

arasında korelasyonun bulunmadığı savından hareket etmiştir. Engle (1982:987-1008) bu modelinde $Z_t \approx N(0,1)$ beyaz gürültüyü, h_t de ε_t 'nin koşullu varyansını göstermektedir ve h_t zamanla değişebilmektedir. Denklemde, (t) periyodundaki koşullu varyans, h_t bir sabit sayı ve önceki periyotlardan gelen gecikmeli hata terimlerinin karesi ile ifade edilmektedir.

Klasik bir ARCH modeli aşağıdaki şekilde ele alınabilir (Gujarati, 2001, s. 437-438):

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t \quad (1)$$

(1) Numaralı Denklemde (t-1) döneminde şartlı bilgi elde edilebildiği varsayımı altında hata terimi; $\varepsilon_t \sim N[0, (\alpha_0 + \alpha_1 + \varepsilon_{t-1}^2)]$ yani ε_t sıfır ortalama, $(\alpha_0 + \alpha_1 + \varepsilon_{t-1}^2)$ varyansla normal dağılmaktadır. Hata teriminin sıfır ortalamaya sahip olması klasik en küçük kareler yönteminin varsayımlarından biri iken, hata teriminin t dönemindeki varyansının (t-1) döneminin hata teriminin karesinin bir fonksiyonu olarak ele alınması ARCH modelinin getirdiği bir yeniliktir. Ayrıca, hata teriminin varyansının $(\alpha_0 + \alpha_1 + \varepsilon_{t-1}^2)$ şeklinde ifade edilmesi ARCH(1) süreci olarak adlandırılmaktadır.

ARCH modelinin uygulamasında, nispi olarak uzun gecikmeler kullanılması ve sabit gecikme yapısının önerilmesi nedeniyle, koşullu varyans denklemindeki parametrelere bazı kısıtlamalar konulmuştur. Bu kısıtlamaların sağlanamaması ve negatif varyanslı parametre tahminlerine ulaşılması sakıncasını gidermek amacıyla, Bollerslev (1986:307-327), Engle(1982:987-1008)'in ARCH Modeli'ni geliştirerek Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişken Varyans (GARCH), Modeli'ni oluşturmuştur. GARCH Modeli, hem otoregresif hem de hareketli ortalamalar terimlerinin koşullu varyansın modellenmesinde kullanılabilmesini sağlamaktadır. GARCH(p,q) Modeli aşağıda gösterildiği gibidir:

$$\alpha_t = \varepsilon_t \sigma_t \quad \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \alpha_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2)$$

Burada $\varepsilon_t, [N \sim (0,1)]$ $\omega > 0$ ve $\alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0$ ve durağan bir süreç olabilmesi için $\sum_{i=1}^{max(q,p)} (\alpha_i + \beta_i) < 1$ olmalıdır.

GARCH modeli, hem daha fazla geçmiş bilgiye dayanan, hem de daha esnek bir gecikme yapısına sahiptir ve ARCH (p) sürecinde koşullu varyans, sadece geçmiş örneklem varyanslarının doğrusal bir fonksiyonu iken, GARCH (p,q) sürecinde, koşullu varyansın gecikmeli değerleri de modele dahil edilmektedir. Şartlı varyansı gösteren (2) numaralı denklem, ortalamanın (ω), ARCH teriminin (ε_{t-1}^2) ve GARCH teriminin (σ_{t-1}^2) bir fonksiyonudur. Dolayısıyla GARCH (p,q) gösteriminde (p) ARCH terimini ve (q) GARCH terimini ifade etmektedir (Atakan, 2009:53).

2.2. Veri Seti ve Hipotezler

Çalışmada kullanılan verilerden ABD, Çin ve Japonya borsa endeks verileri finance.yahoo.com dan, Almanya, Mısır ve Türkiye'nin borsa verileri ise tr.investing.com dan alınmıştır. Araştırma kapsamında incelenen her ülkede Dünya Sağlık Örgütü (DSÖ)'nün açıkladığı ilk vakanın görüldüğü tarih (ABD 21.01.2020, Çin 01.12.2019, Japonya 16.01.2020, Almanya 27.01.2020, Mısır 14.02.2020, Türkiye 10.03.2020) baz alınmıştır. Her ülke için ilk vakanın görüldüğü tarihten 18 Kasım 2020 tarihine kadarki dönem için veri seti hazırlanmıştır. Pandemi öncesi ve sonrası farklılaşmayı belirleyebilmek için aynı sayıdaki veri kadar pandemi öncesi dönem veri seti de oluşturulmuştur. Böylece pandemi öncesi ve sonrası dönem için bir farklılaşmanın olup olmadığı tespit edilmeye çalışılmıştır. Tablo 1'de ülke endeksleri, tarihleri, veri sayısı ve kaynakları gösterilmiştir:

Tablo 1. Analizde Kullanılan Endekslerin Zaman Aralığı, Veri Sayısı ve Erişim Kaynağı

	Zaman Aralığı	Veri Sayısı	Kaynak
DOW30	18.03.2019 - 18.11.2020	424	finance.yahoo.com
DAX	25.03.2019 - 18.11.2020	418	tr.investing.com
SHANGAHI	10.12.2018 - 18.11.2020	468	finance.yahoo.com
NIKKEI225	06.03.2019 - 18.11.2020	412	finance.yahoo.com
EGX30	16.05.2019 - 18.11.2020	364	tr.investing.com
BIST100	01.07.2019 - 18.11.2020	346	tr.investing.com

Endekslere ilişkin getiri serileri logaritmik getiri olarak formül 3'te ki eşitlikte ifade edildiği şekliyle hesaplanmıştır.

$$R_{(i,t)} = \ln(P_{(i,t)}) - \ln(P_{(i,t-1)}) = R_{(i,t)} = \ln[P_{(i,t)}/P_{(i,t-1)}] \quad (3)$$

Burada, $P_{i,t}$ = Endeksin i. gündeki kapanış değeri,

$P_{i,t-1}$ = Endeksin bir önceki gün (t-1) kapanış değerini ifade eder.

Likidite kavramının farklı anlamları bulunur: Likiditenin birinci anlamı paradır. İkinci anlamı varlık likiditesidir. Yani herhangi bir masraf çıkarmadan bir varlığın nakde dönüşme çabukluğu anlamına gelir. Son anlamı da işletme likiditesidir. İşletme likiditesi, bir işletmenin vadesi gelen yükümlülüklerini herhangi bir zorunlu satışa gitmeden ödeyebilme gücüdür. Bu çalışmada likidite terimi varlık likiditesi anlamında kullanılmaktadır (Fettahoğlu, S. ve Fettahoğlu A., 2018:58). Likidite bir anlamda bir varlığı geçerli piyasa fiyatından büyük miktarlarda satabilme olanağını tanımlar. Bir pay senedi düşük likiditeye sahipse bu pay senedinin işlem hacmi fiyatında büyük etkiye sahip olacaktır. Bu nedenle fiyatların işlem hacmine duyarlılığı likidite yetersizliğinin bir ölçüsü olarak kabul edilebilmektedir.

Bu çalışmada, pazar likiditesinin ölçülmesinde Amihud (2002:31-56)'un likidite azlığı (ILLIQ) ölçüsü kullanılmıştır. ILLIQ, mutlak getirinin işlem hacmine oranı olarak hesaplanmaktadır. Bu çalışmada getiriler logaritmik getiri olarak hesaplandığından işlem hacminin de logaritması alınmış ve ILLIQ aşağıdaki şekilde hesaplanmıştır:

$$ILLIQ_t = \frac{|R_t|}{\log(VOL_t)} \quad (4)$$

Her bir "t" zamanı için ortalama likidite azlığı değeri, AILLIQ, kullanılarak elde edilir.

$$AILLIQ_t = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N ILLIQ_{it} \quad (5)$$

Düzeltilmiş likidite azlığı ölçüsü; ILLIQMA, aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$ILLIQMA_{it} = \frac{ILLIQ_{it}}{AILLIQ_t} \quad (6)$$

ILLIQ = Likidite azlığını;

R_t = t. gündeki getirisini;

VOL_t = t. gündeki işlem hacmini ifade etmektedir.

Araştırmanın hipotezleri aşağıdaki şekildedir:

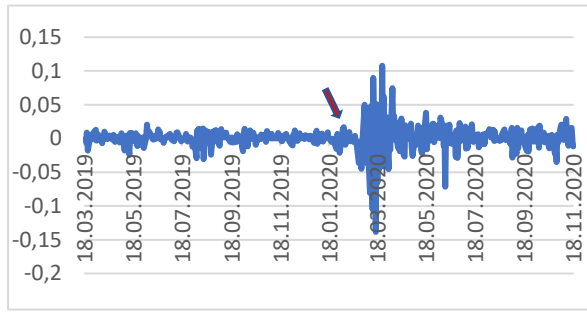
$H_{0,1}$: Covid-19'un ülkelerin pay senedi piyasalarındaki volatilité üzerinde anlamlı bir etkisi yoktur.

$H_{0,2}$: Covid-19'un ülkelerin pay senedi piyasalarındaki likidite üzerinde anlamlı bir etkisi yoktur.

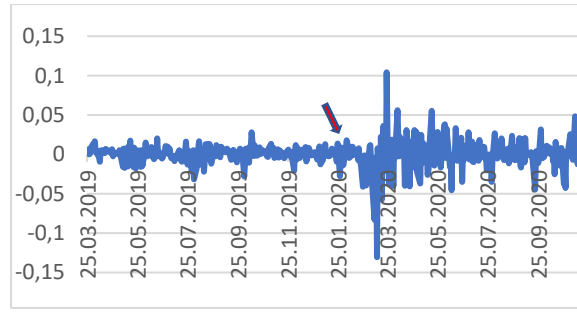
2.3. Bulgular

Analiz kapsamında incelenen ülkelerin endekslerine ilişkin getiri serisi grafikleri Şekil 1'de verilmiştir. Ülkelerin borsa endekslerine bakıldığında getiri serisinde oynaklık (volatilité) kümelenmeleri gözlenmektedir ve Covid-19 dönemi öncesi ve sonrasında oynaklığın bariz bir şekilde arttığı görülmektedir. Başka bir ifadeyle, logaritmik getirilerde meydana gelen küçük değişimleri küçük, büyük değişimleri ise büyük değişimler izlemektedir. Bu durum, Endekslerdeki oynaklık kümelenmesinin ve değişken varyanslılığın bir kanıtıdır. Covid-19 dönemi sonrası ilgili borsa endekslerin volatilitelerinde oynaklık bariz bir şekilde arttığı görülmüştür.

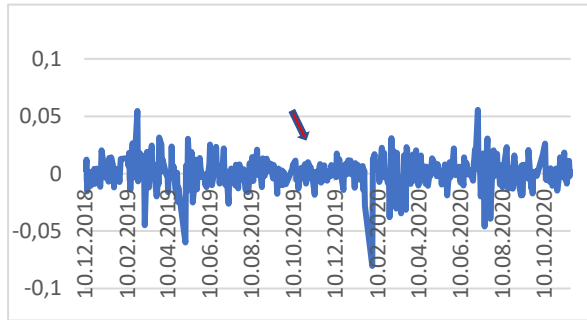
DOW 30



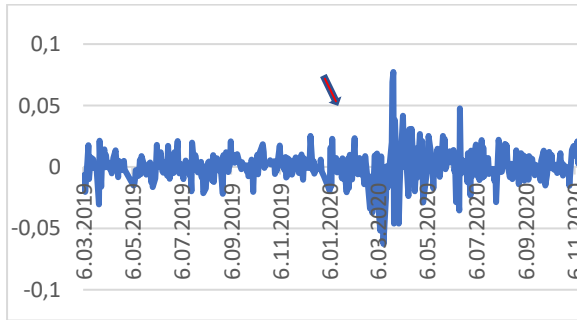
DAX



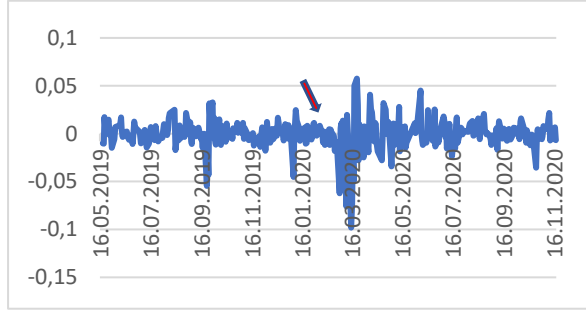
SHANGAHI



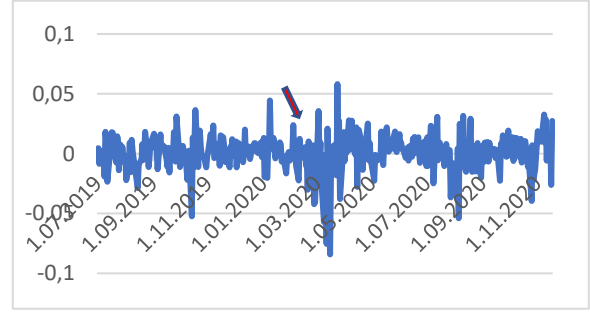
NİKKEİ 225



EGX30



BIST 100



Şekil 1. Endekslerin Getiri Serisi Grafikleri

Çalışmada kullanılan veri seti zaman serisi olduğu için analizi yapmadan önce DOW30, DAX, SHANGAİ, NİKKEİ 225, EGX30 ve BIST100 Endekslerinin getiri serilerinin durağanlık testinin yapılması gerekmektedir. Zaman serisi analizlerinde durağan olmayan serilerin denklemlere konulması normalde olmayan ilişkilerin varmış gibi sonuç vermesine sebep olabilmektedir. Genelde finansal zaman serilerinin durağan olmadığı gözlenmektedir. Başka ifadeyle, serilerin ortalamaları, varyansları ve kovaryansları zamana bağlı olarak değişim göstermektedir. Zaman serileri analizinde ön koşullardan bir tanesi serilerin durağan olmasıdır. Birim kök (durağanlık) testleri genellikle durağanlık testlerinde kullanılmaktadır. Serinin birim kök içerip içermediğine birim kök testleri ile bakılmaktadır. Serinin birim kök içermesi durumunda o serinin durağan olmadığı ifade edilir. Çalışmada öncelikli olarak serilerin durağan olup olmadıklarına bakılmış, durağan olmadığı tespit edilen serilerin durağanlaştırılması ve bu şekilde analize dahil edilmesi sağlanmıştır. Çalışmada dikkate alınan zaman serilerinin durağanlıkları, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) (1979) birim kök testleri ile belirlenmiş ve test sonuçları Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2. Durağanlık (Birim Kök) Test Sonucu

DEĞİŞKEN	BİRİM KÖK TEST	GETİRİ	ADF TEST İSTATİSTİK				
			ILLIQ		ILLIQMA		
		t-statistics	prob.	t-statistics	prob.	t-statistics	prob.
DOW30	SABİT	-6.95084	0.0000	-4.89813	0.0000	-4.79190	0.0001
	SABİT VE TREND	-6.95050	0.0000	-5.02144	0.0002	-4.79280	0.0005
	SABİTSİZ	-6.94866	0.0000	-3.66534	0.0003	-3.56429	0.0004
DAX	SABİT	-20.26270	0.0000	-5.15940	0.0000	-5.15703	0.0000
	SABİT VE TREND	-20.23824	0.0000	-5.35835	0.0000	-5.15207	0.0001
	SABİTSİZ	-20.27880	0.0000	-2.22332	0.0254	-2.30318	0.0207
SHANGHAI	SABİT	-20.37907	0.0000	-19.76124	0.0000	-19.55531	0.0000
	SABİT VE TREND	-20.35781	0.0000	-19.75408	0.0000	-19.54083	0.0000
	SABİTSİZ	-20.36397	0.0000	-1.83527	0.0634	-1.85834	0.0602
	SABİT	-12.35483	0.0000	-7.78851	0.0000	-13.78578	0.0000

NİKKEİ							
225	SABİT VE TREND	-12.35543	0.0000	-7.96126	0.0000	-13.82336	0.0000
	SABİTSİZ	-12.34861	0.0000	-1.64299	0.0948	-1.65504	0.0925
	SABİT	-14.48752	0.0000	-6.01635	0.0000	-6.09571	0.0000
EGX 30	SABİT VE TREND	-14.46810	0.0000	-6.01348	0.0000	-6.10950	0.0000
	SABİTSİZ	-14.49182	0.0000	-3.18953	0.0015	-3.22871	0.0013
	SABİT	-11.08903	0.0000	-7.23476	0.0000	-7.27777	0.0000
BIST 100	SABİT VE TREND	-11.09287	0.0000	-7.22787	0.0000	-7.26679	0.0000
	SABİTSİZ	-11.06841	0.0000	-2.12797	0.0322	-2.21131	0.0262

H_0 : Birim kök vardır. (Seri durağan değildir.)

H_1 : Birim kök yoktur. (Seri durağandır.)

Yukarıdaki temel hipotezi test etmeden önce, serinin birinci farkı bağımlı değişken olmak üzere, eşitliğin sağ tarafında serinin orijinal değerleri sabitli, sabitsiz ve sabitli, trendli olarak deterministik bileşenlerin yer aldığı üç farklı regresyon denklemi kurulmuştur:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \alpha_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Getiri serilerinin endekslerine ilişkin durağan olup olmadığını sabit durağanlık, sabit ve trend durağanlık, sabitsiz durağanlık testleri ile sınamıştır. Bu durağanlık testinde Augmented Dickey-Fuller testi ile yapılmış ve her üç koşulda da bütün getiri serilerinin %1 seviyesinde durağan olduğu görülmüştür.

Tablo 3. Getiri Serisi Tanımlayıcı İstatistikleri

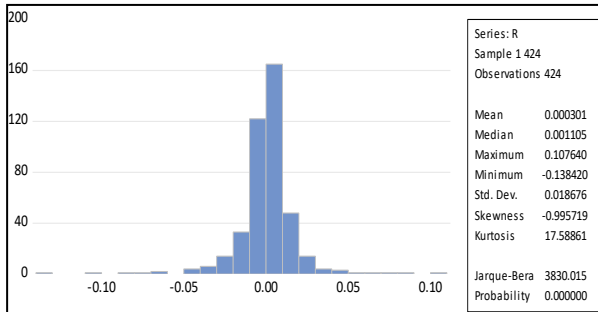
	DOW30	DAX	SHANGHAI	NİKKEİ 225	EGX 30	BIST 100
Ortalama	0.00030	0.00036	0.00055	0.00043	-0.00060	0.00075
Ortanca	0.00111	0.00115	0.00077	0.00080	-0.00023	0.00186
Maksimum	0.10764	0.10414	0.05554	0.07731	0.05753	0.05810
Minimum	-0.13842	-0.13055	-0.08039	-0.06274	-0.09808	-0.08416
Std. Dev.	0.01868	0.01714	0.01245	0.01361	0.01530	0.01560
Çarpıklık	-0.99572	-1.02279	-0.69762	0.17728	-1.39288	-1.10528
Basıklık	17.58861	15.70211	9.58759	8.94481	11.72766	8.13870
JB	3830.01500	3882.94400	884.18940	608.84160	1272.97700	151.13850
Olasılık	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
Toplam	0.12746	0.15144	0.25859	0.17505	-0.21749	0.26086
St. Sapma Toplam	0.14755	0.12256	0.07236	0.07607	0.08497	0.08392
Gözlem	424	418	468	412	364	346

Tablo 4. ILLIQMA Serisi Tanımlayıcı İstatistikleri

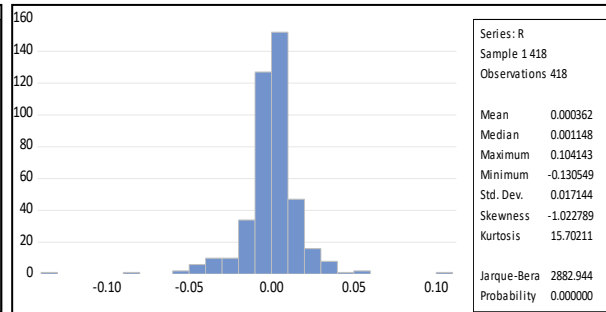
	DOW 30	DAX	HANGHAI	NİKKEİ 225	EGX 30	BIST 100
Ortalama	1.36877	1.27581	0.98094	1.15267	1.08705	1.03576
Ortanca	0.83584	0.87142	0.69937	0.80064	0.72482	0.73468
Maksimum	15.89129	14.55136	9.93988	8.88223	10.58902	8.09294
Minimum	0.00000	0.00457	0.00000	0.00801	0.00632	0.00000
Std. Dev.	1.83023	1.45213	1.01768	1.20738	1.26116	1.07799
Çarpıklık	3.78783	3.77036	2.99203	2.59764	3.53378	2.67447
Basıklık	22.19923	26.74917	19.26023	12.75957	20.01768	13.56086
JB	7526.02000	10813.76000	853.97700	2098.45300	149.86800	2020.39500
Olasılık	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
Toplam	580.35690	533.28690	459.07950	474.89940	395.68550	358.37160
St. Sapma Toplam	1416.93300	879.31890	483.65960	599.14160	577.35820	400.91000
Gözlem	424	418	468	412	364	346

Çalışmada GARCH(1,1) kullanıldığı için zaman seri analizlerinde veri setinin durağan olması gerekir. O yüzden öncelikle veri setlerinin durağan olup olmadığı test edilmiştir. Jarque-bera istatistiklerine bakıldığında olasılık değerleri çok küçük olduğu için normal dağılımı %1, %5 ve %10 da büyük güven seviyesinde reddetmektedir. Bu da endekslere ilişkin getiri serilerinin normal dağılmadığını göstermektedir. Şekil 2'de görüleceği üzere DOW30, DAX, SSE SHANGHAI, EGX30 VE BIST100 sola çarpık NİKKEİ 225 sağa çarpıktır. Kalın kuyruk probleminin olduğu gözlemlenmektedir.

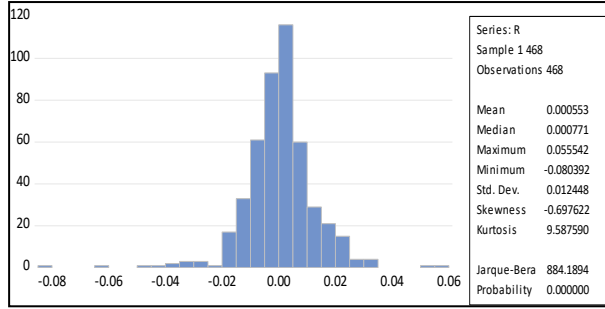
DOW 30



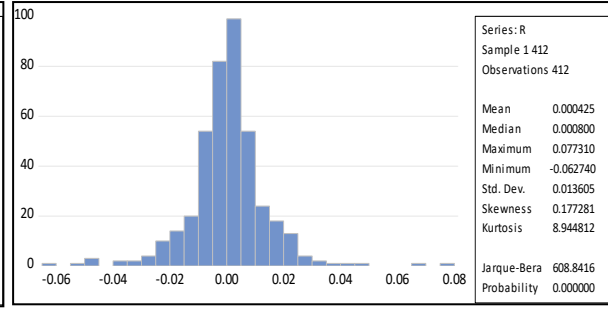
DAX



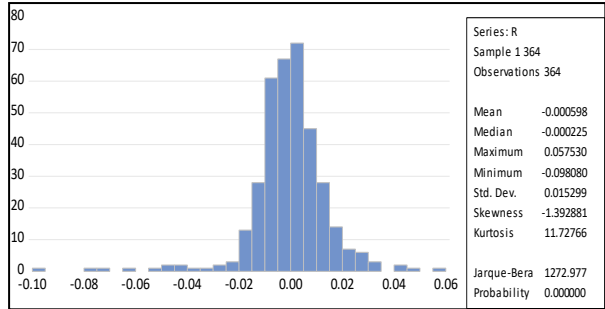
SHANGAHI



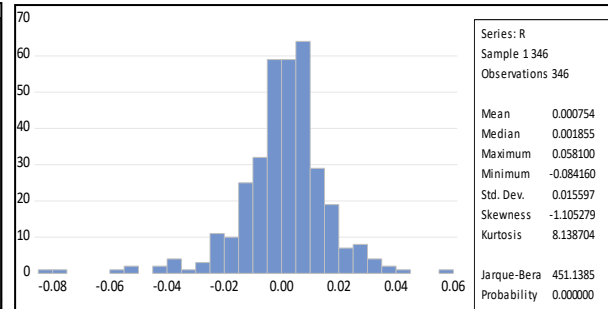
NİKKEİ 225



EGX30



BIST 100



Şekil 2'ye göre, DOW30, DAX, SSE SHANGHAI, EGX30 VE BIST100 endekslerin getiri serilerinin, basıklık katsayıları 3'ten büyük olduğu için kalın kuyruk (leptokurtik) ve çarpıklık katsayısı (skewness) çok küçükte olsa negatif olduğu için sola çarpık NİKKEİ 225 endeksi sağa çarpık bir dağılıma sahiptir. Jarque – Bera istatistiği ise, “ H_0 : Normallikten sapma yoktur” temel hipotezinin reddedilebileceğini göstermektedir. Jarque-Bera test istatistiği değerinden de anlaşılacağı gibi %1 anlamlılık düzeyinde standartlaştırılmış artıkların normal dağılmadığı görülmektedir. Finansal veri setlerinde karşılaşılan en önemli sorun özellikle de pay senedi piyasalarında finansal zaman serilerinin durağan olmamasıdır. Burada durağanlık getiri serisi ile çalışarak sağlanmaktadır. Varyanslar ise sabit değil genelde değişken varyans olduğundan klasik varyans hesaplamaları doğru olmayacaktır. Değişken varyanslılığı ölçen ARCH ve GARCH modellerin finansal serilerin volatilitelerin modellenmesinde daha uygun bir model olmaktadır.

Tablo 5. Getiri Serisi ARCH LM Testi

	ARCH LM TEST			
	F-statistic	Obs*R-squared	Prob. F	Prob. Chi-Square
DOW30	1.80890	1.80972	0.17940	0.17850
DAX	1.48362	1.48546	0.22390	0.22290
SHANGAHI	0.58841	0.59019	0.44340	0.44230
NİKKEİ 225	1.56010	1.56177	0.21240	0.21140
EGX 30	0.06275	0.06309	0.80230	0.80170
BIST100	3.85668	3.83604	0.05040	0.05020

Tablo 6. ILLIQMA Serisi ARCH LM Testi

	ARCH LM TEST			
	F-statistic	Obs*R-squared	Prob. F	Prob. Chi-Square
DOW30	0.18231	0.18310	0.66960	0.66870
DAX	0.00382	0.00384	0.95070	0.95060
SHANGHAI	2.48185	2.47929	0.11580	0.11540
NIKKEİ 225	0.38402	0.38554	0.53580	0.53470
EGX 30	0.00033	0.00033	0.98550	0.98540
BIST100	1.31189	1.31452	0.25290	0.25160

H_0 : varyanslar birbirine eşit.

Yapılan analizde olasılık değeri Arch LM test istatistiğine ilişkin olasılık değeri kritik seviyeden (%1) büyük olduğu ve varyanslar birbirine eşit olduğu için H_0 hipotezi kabul edilir. Değişken varyans problemi bu modelde kalkmıştır. Dolayısıyla model geçerli bir modeldir.

Tablo 7. Getiri Serisi Garch Modeli

	DOW 30				NIKKEİ 225			
	Katsayı	Std. Hata	Z. İstatistik	Olasılık	Katsayı	Std. Hata	Z. İstatistik	Olasılık
c	0.000004	0.000002	2.521390	0.011700	0.000006	0.000003	2.192227	0.028400
Arch	0.204566	0.047668	4.291488	0.000000	0.100220	0.024840	4.034603	0.000100
Garch	0.748128	0.048732	15.351760	0.000000	0.837612	0.045357	18.467190	0.000000
Dum	0.000011	0.000005	2.190322	0.028500	0.000004	0.000003	1.412486	0.157800
	DAX				EGX 30			
	Katsayı	Std. Hata	Z. İstatistik	Olasılık	Katsayı	Std. Hata	Z. İstatistik	Olasılık
c	0.000006	0.000003	2.297531	0.021600	0.000038	0.000007	5.540473	0.000000
Arch	0.137428	0.034050	4.036121	0.000100	0.372589	0.072370	5.148402	0.000000
Garch	0.803614	0.054862	14.647890	0.000000	0.356787	0.084962	4.199400	0.000000
Dum	0.000022	0.000011	2.057307	0.039700	0.000027	0.000010	2.595598	0.009400
	SHANGHAI				BIST 100			
	Katsayı	Std. Hata	Z. İstatistik	Olasılık	Katsayı	Std. Hata	Z. İstatistik	Olasılık
c	0.000009	0.000004	2.332720	0.019700	0.000016	0.000007	2.245569	0.024700
Arch	0.188002	0.021608	8.700506	0.000000	0.128854	0.038775	3.323097	0.000900
Garch	0.766445	0.029855	25.672610	0.000000	0.810841	0.059661	13.590900	0.000000
Dum	0.000003	0.000003	0.958968	0.337600	-0.000002	0.000004	-0.551938	0.581000

Tablo 8. ILLIQMA Serisi Garch Modeli

DOW 30					NIKKEİ225			
	Katsayı	Std. Hata	Z.İstatistik	Olasılık	Katsayı	Std. Hata	Z.İstatistik	Olasılık
c	0.07618	0.01519	5.01443	0.00000	0.04178	0.01410	2.96399	0.00300
Arch	0.13978	0.02179	6.41399	0.00000	0.09652	0.01791	5.38940	0.00000
Garch	0.79260	0.02307	34.35880	0.00000	0.87135	0.01984	43.92677	0.00000
Dum	0.02960	0.01136	2.60660	0.00910	-0.01308	0.00715	-1.83009	0.06720
DAX					EGX30			
	Katsayı	Std. Hata	Z.İstatistik	Olasılık	Katsayı	Std. Hata	Z.İstatistik	Olasılık
c	0.05845	0.01434	4.07587	0.00000	0.35300	0.03943	8.95348	0.00000
Arch	0.14872	0.02414	6.16096	0.00000	0.54450	0.04836	11.26017	0.00000
Garch	0.79050	0.02813	28.10422	0.00000	0.27771	0.05278	5.26127	0.00000
Dum	0.10367	0.02720	3.81117	0.00010	-0.06657	0.02506	-2.65698	0.00790
SHANGHAI					BIST100			
	Katsayı	Std. Hata	Z.İstatistik	Olasılık	Katsayı	Std. Hata	Z.İstatistik	Olasılık
c	0.04078	0.01958	2.08349	0.03720	0.10059	0.02747	3.66189	0.00030
Arch	0.25327	0.02382	10.63279	0.00000	0.13604	0.03473	3.91660	0.00010
Garch	0.75234	0.01728	43.54157	0.00000	0.78155	0.04528	17.25981	0.00000
Dum	0.01823	0.01483	1.22900	0.21910	-0.03366	0.01360	-2.47586	0.01330

Normal getiri serilerinde değişken varyans probleminin olup olmadığı ARCH-LM testi ile analiz edilmiştir. Analiz sonucunda değişken varyans probleminin olduğu belirlenmiştir. Bunu da ortadan kaldırmak için de GARCH modeli kurulmuştur. Bu model kurulduktan sonra otokorelasyon ve değişken varyanslılık problemi ortadan kalkmıştır. Model de Varyans Denklemi (Variance Equation) anlamlıdır, katsayılarının hepsi anlamlı çıkmaktadır. ARCH ve GARCH katsayılarının toplamı 1'den küçük ve pozitif olma koşullarını sağlamaktadır. Kukla değişkeni gösteren dum'in katsayısı anlamlıdır yani pandemi sonrası varyansta bir değişim olmuştur ve ülke endekslerinin varyanslarını arttırmıştır. Dum'nin katsayısının pozitif olması pandemi sonrası dönemde varyansta bir artışın olduğunu göstergesidir.

SONUÇ

Bu çalışmada, Covid-19'un ABD, Almanya, Çin, Japonya, Mısır ve Türkiye'deki borsa endekslerinin oynaklık yapısında ve likiditelerinde herhangi bir değişikliğe yol açıp açmadığı araştırılmıştır. Araştırmaya konu ülke borsa endekslerinin hepsinin getiri serilerinin klasik finansal zaman serilerinde gözlemlenen kalın kuyruk ve çarpıklık özellikleri tespit edilmiştir. Ayrıca volatilitate kümelenmeleri gözlemlenmiştir. Bundan dolayı, ülke

borsalarına ilişkin gösterge endekslerinin hepsinin (DOW30, DAX, SSE SHANGHAI, NIKKEI, EGX30 ve BIST100) volatilité ve likidite serilerinin deęişken varyanslılıđı da göz önünde bulunduran GARCH (1,1) modellerle tahmin edilebileceđi ortaya koyulmuştur.

Endekslere ilişkin getiri ve likidite serileri koşullu varyans modellerinden GARCH(1,1) ile tahmin edilmiş ve varyans denklemlerine kukla deęişkenler ilave edilmiştir. Volatilité serilerinde BİST hariç diđer gösterge endekslerin hepsinde kukla deęişkenin katsayısı pozitif çıkmıştır. Bu Covid-19 süreci sonrasında Türkiye hariç diđer ülke borsa endekslerinin volatilitesinde artış olduğunu göstermektedir. Türkiye’de bu katsayının küçük de olsa negatif çıkmasının sebebi günlük marjın %10’a düşürülmesi olabilir.

Likiditedeki deęişkenlik ise Amerika, Almanya ve Çin’de artarken diđer ülke borsalarında düşmüştür. Gelişmiş ülkelerin likiditesindeki deęişkenliđin gelişmekte olanlara oranla fazla olması bu borsaların derinliđine ve kriz zamanlarında daha fazla yatırımcının likit hale geçme beklentisi nedeniyle olabilir.

Finansal piyasalarda likiditeyi güçlendirmek için başta finansal piyasa mimarisinde sağlam ve şeffaf ekonomik politikalara uyumlu olarak tasarlanmış işlem, takas ve uzlaştırma sisteminin varlıđı ile merkez bankalarının sistemik riski önleyici müdahale politikalarının varlıđı önemlidir. Bu yapının sağlam mimari ile tasarlanması ortaya çıkabilecek beklenmeyen riskler için bir sigorta vazifesi görecektir.

KAYNAKÇA

- Adıgüzel, M. (2020). “Covid-19 Pandemisinin Türkiye Ekonomisine Etkilerinin Makroekonomik Analizi”, İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi Covid-19 Sosyal Bilimler Özel Sayısı, Yıl:19 Sayı:37 Bahar (Özel Ek), ss.191-221.
- Al-Awadhi, A. M., Al-Saifi, K., Al-Awadhi, A., Alhamadi, S. (2020). “Death and Contagious Infectious Diseases: Impact of the COVID-19 Virus on Stock Market Returns”, Journal of Behavioral and Experimental Finance, 27, 1-5.
- Amihud, Y. (2002). “Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects”, Journal of Financial Markets, 5, 31-56.
- Atakan, T. (2009). “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Deęişkenliđin (Volatilitenin) Arch-Garch Yöntemleri İle Modellenmesi”, İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi İşletme İktisadı Enstitüsü Dergisi, Sayı 62, s. 48-61.
- Baldwin, R., Tomiura, E. (2020). Thinking Ahead about the Trade Impact of COVID-19. In Economics in the Time of COVID-19 (pp.:59-71). Centre for Economic Policy Research Press, London.
- Bollerslev, T. (1986). “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, Journal of Econometrics”, 31, 307- 327.
- Cecchetti, S. G., Schoenholtz, K. L. (2020). Contagion: Bank Runs and COVID-19. In Economics in the Time of COVID-19 (pp.: 77-80). Centre for Economic Policy Research Press, London.
- Cochrane, J. H. (2020). Coronavirus Monetary Policy. In Economics in the Time of COVID-19 (pp.: 105- 108). Centre for Economic Policy Research Press, London.

- Dickey, D. A., Fuller, W.A. (1979). "Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Engle, R. F., (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation", *Econometrica*, 50, 987- 1008.
- Fettahoğlu, S. ve Fettahoğlu A. (2018). *İşletme Finansmanı*, Umuttepe Yayınları, Kocaeli.
- Goodell, J.W. (2020). "COVID-19 and Finance: Agendas for Future Research", *Finance Research Letters*, 35(3):101512. Doi:10.1016/j.frl.2020.101512.
- Gujarati, D. N. (2001). *Temel Ekonometri*, (Çevirenler: Şenesen, Ü., ve Şenesen, G, G.), Literatür Yayınları, İstanbul.
- Keleş, E., (2020). "Covid-19 ve BIST-30 Endeksi Üzerine Kısa Dönemli Etkileri", *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt:42 Sayı: I, ss. 91-105.
- Luo, S., Tsang, K. P. (2020). "China and World Output Impact of the Hubei Lockdown During the Coronavirus Outbreak", *Contemporary Economic Policy*, 38(4) 583-592.
- McKibbin, W., Fernando, R. (2020). "The Global Macroeconomic Impacts of COVID-19: Seven Scenarios", *CAMA Working Paper*, No. 19/2020. <https://ssrn.com/abstract=3547729>.
- Onali, E. (2020). "Covid-19 and Stock Market Volatility", <https://ssrn.com/abstract=3571453>.
- 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 Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Özel Sayı, ss.1-13.
- Wikipedia. Pandemi. <https://tr.wikipedia.org/wiki/Pandemi#Etimoloji> (Erişim Tarihi: 21.04.2021).
- Yan, C. (2020). "COVID-19 Outbreak and Stock Prices: Evidence from China", <https://ssrn.com/abstract=3574374>.
- Yan, B., Stuart, L., Tu, A., Zhang, T. (2020). "Analysis of the Effect of COVID-19 On the Stock Market and Potential Investing Strategies", *Working Article*. SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3563380>
- Yetgin, M. A. (2020). "Koronavirüsün Borsa İstanbul'a Etkisi Üzerine Bir Araştırma ve Stratejik Pandemi Yönetimi", *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(2), ss.324-335.
- Zeren, F., Hızarcı, A. (2020). "The Impact of COVID-19 Coronavirus on Stock Markets: Evidence from Selected Countries", *Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi*, 3(1), 78-84.