



# BIST100 Endeks Volatilitésinin COVID-19 ve 2008 Küresel Finansal Kriz Dönemleri Karşılaştırmalı Analizi<sup>1</sup>

*A Comparative Analysis of BIST100 Index Volatility by COVID-19 and 2008 Global Financial Crisis Periods<sup>1</sup>*

**Seda Turnacıgil<sup>2</sup>**

<sup>1</sup>Bu çalışma, SADAB VII. Uluslararası Sosyal Araştırmalar ve Davranış Bilimleri Sempozyumunda sunulan bildirden genişletilmiştir.

<sup>2</sup>Dr. Öğr. Üyesi, Toros Üniversitesi, İktisadi İdari ve Sosyal Bilimler Fakültesi, Uluslararası Finans ve Bankacılık Bölümü,

seda.turnacigil@toros.edu.tr, OrcidID:0000-0002-8573-8412

## MAKALE BİLGİSİ

### Anahtar Kelimeler

*Covid-19,  
Volatilité,  
Finansal kriz,  
Hisse senedi*

### Makale Geçmişi:

*Geliş Tarihi: 10 Şubat 2021  
Kabul Tarihi: 18 Haziran 2021*

## ARTICLE INFO

### Keywords

*Covid-19,  
Volatility,  
Financial Crisis  
Stocks*

### Article History:

*Received: 10 February 2021  
Accepted: 18 June 2021*

## ÖZET

COVID-19'un yarattığı sağlık krizi, son dönemlerde dünyanın önemli bir kısmını aynı sorun paydasında birleştirmiştir. Ekonomi ve finans perspektifinden bakıldığında, hala yaşanmakta olan krizin reel kesime ve sermaye piyasalarına olan etkisi pek çok çalışma ile ortaya konulmuştur. Bu çalışmanın amacı, COVID-19 krizinin BIST100 endeks getiri volatilitésine etkisinin araştırılması ve son yaşanan 2008 küresel finansal kriz (KFK) ile karşılaştırılmasıdır. Bunun için BIST100 endeks getirilerinin volatilitési 2006-2020 dönemleri arasında incelenmiştir. Çalışmada BIST100 endeks getiri volatilitési ARCH, GARCH, ARCH-M, GARCH-M, TGARCH ve EGARCH yöntemleri ile analiz edilmiştir. Söz konusu analiz yöntemleri, tüm varsayımları ve kısıtlamaları sağlamaktadır. Çalışmada, öncelikle BIST100 endeksinin günlük getirilerinin durağanlığı analiz edilmiş ve serilerin düzeyde durağan olduğu görülmüştür. Durağan olduğu belirlenen serilerde Haziran 2006-Aralık 2010 dönemi küresel finansal kriz ve Ocak 2020-Eylül 2020 dönemi COVID-19 dönemi olarak belirlenmiş ve bu dönemlere kukla (0,1) değişkenler atanarak modeller kurulmuştur. Çalışma sonuçları genellenecek olursa, COVID-19 ve 2008 küresel finansal kriz dönemlerinin endeks volatilitési üzerindeki etkileri kabul edilebilmektedir. Ancak bu etki, COVID-19 döneminden ziyade 2008 küresel finansal kriz döneminde daha belirgin olarak görülmektedir. Bunun yanında BIST100 endeksinde asimetrik etki ve kaldıraç etkisinin olduğu da bulgular arasındadır.

## ABSTRACT

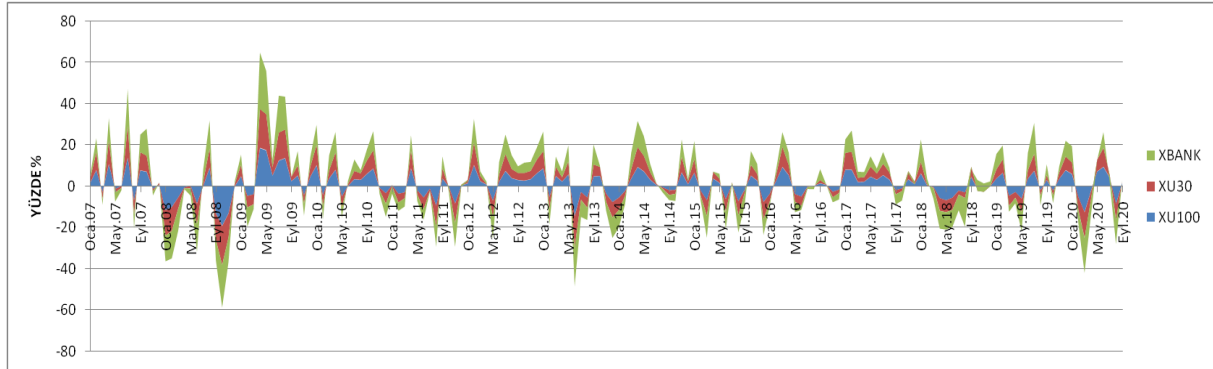
The purpose of this study is to investigate the impact of the COVID-19 crisis on capital markets and to compare it with the recent 2008 global financial crisis. For this purpose, the volatility of BIST100 index returns was examined between 2006-2020 periods. In the study, BIST100 index return volatility was analyzed by ARCH, GARCH, ARCH-M, GARCH-M, TGARCH and EGARCH methods. These methods provide all assumptions and limitations. First, the stability of the daily returns of the BIST100 index was analyzed and it was observed that the series were stationary in level. In the study, the period of June 2006-December 2010 was determined as the global financial crisis and the period of January 2020-September 2020 as the COVID-19 period, and models were established by assigning dummy (0,1) variables to these periods. In general, the effects of the COVID-19 and 2008 global financial crisis periods on index volatility are acceptable. However, this effect is more significant in the 2008 global financial crisis period than in the COVID-19 period. In addition, it was found that there is an asymmetric effect and leverage effect in the BIST 100 index.

Dünyanın, 2020 yılının başından itibaren, gündemini meşgul eden konusu koronavirüs (COVID-19) pandemisi ve onun yarattığı ekonomik, sosyal değişimler olmaktadır. Dünya Sağlık örgütü (WHO) daha önce insanları ve ekonomiyi etkileyen İnfluenza, Ebola ve Şiddetli Akut Solunum (SARS) gibi salgınlar kaydetse de (Shehzad vd., 2020) COVID-19, etkileri bakımından diğerlerinden ayrı tutulmaktadır. Ülkelerde, alınan tedbirler doğrultusunda işyerleri kapatılmış, üretim ve ihracat yavaşlamış ve bunların da reel kesime ciddi sonuçları olmuştur. Bu salgının reel kesime etkisinin yanında, ekonomik ve finansal faktörler ile sosyal, politik ve kültürel faktörlerden de etkilenen (kaynak) hisse senedi piyasalarına etkisi de tartışılmaktadır. Belirsizlik ve risk algısının artmasıyla (Şenol, 2020, s.87) bu dönemde borsalar hızlı düşüşler yaşamıştır.

COVID-19, sağlık kaynaklı bir kriz olup daha önce benzeri olmayan bir ekonomik krizi tetiklemiştir. Küresel genel görünüm 2020 yılı için bir daralmaya işaret etmekte, 2021 yılında büyüme toparlanma olmasına karşın küresel üretim seviyesinin birkaç yıl boyunca kriz öncesi seviyelerin altında kalması beklenmektedir (IMF,2020a).

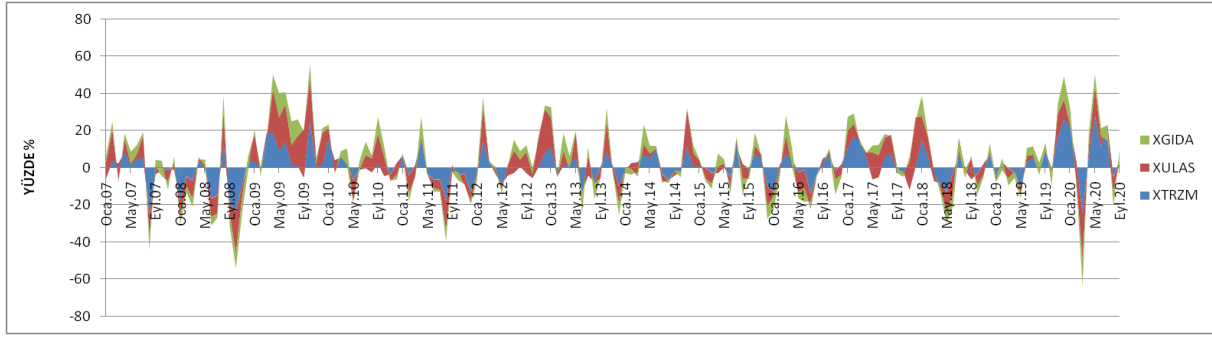
Ortaya çıkan ekonomik krizler, makro açıdan ülke ekonomisini mikro açıdan ise işletmelerin faaliyetlerini önemli ölçüde etkileyecek sonuçlar doğurmaktadır (Aktan ve Şen, 2002, s.3). Krizlerin çıkış sebepleri çok farklı olabilmektedir. Yakın tarihte yaşanan 2008 küresel finansal krizi, ABD’de verilen konut kredilerinin geri ödeme güçlükleri nedeniyle finans piyasalarını dalgalandırmış ve çok geçmeden küresel bir krize dönüşmüştür. Bunun sonucunda milyar dolarlık kurtarma paketleri ve günümüze gelen yansımaları olmuştur. COVID-19’un yarattığı kriz ise, süresi ve yoğunluğundaki belirsizlikler (IMF,2020b), ekonomik ve finansal tedbirler almada salgınla mücadelenin negatif etkisi (IMF,2020b) ve her sektörü farklı şekillerde etkilemesi gibi özellikleri ile diğer krizlerden ayrılmaktadır. Finansal krizlerin önceden tahmin edilmesinde başvuru cari işlemler açığı, rezervlerin erimesi, borsada düşüş gibi sebepler sağlık kaynaklı son krizde kendini göstermemiştir. Diğer bir anlatımla dünya, öngöremediği bir reel ve finansal sonuçları olan kriz yaşamıştır ve yaşamaktadır. Her iki sebepten kaynaklı krizlerin etkileri benzer olsa da şiddetleri arasında fark vardır. Bu çalışmada COVID-19 krizinin BIST-100 endeks volatilitesine etkisi incelenmiştir. Buna ek olarak endeks volatilitesi, 2008 yılında yaşanan küresel finansal kriz dönemi ile kıyaslanmıştır.

Başta BIST100 olmak üzere, bazı endekslere ait verilerin getiri dalgalanmaları, 2008 küresel finansal krizi de kapsayan bir tarih aralığında aşağıdaki şekillerde incelenmiştir.



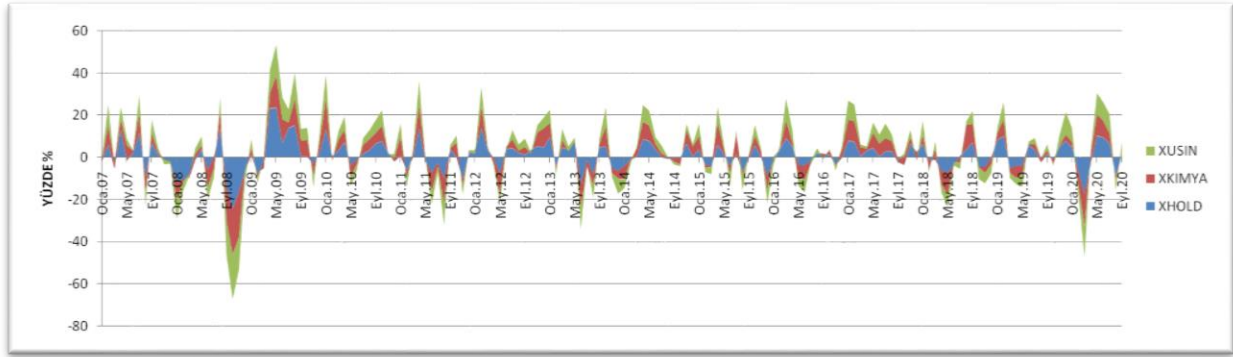
Şekil 1. XU100, XU30 ve XBANK endekslerinin getiri değişimleri

Şekil 1’de BIST100, BIST30 ve BIST banka endekslerinin Ocak 2007-Eylül 2020 getiri dalgalanmaları gösterilmiştir. Küresel finansal kriz etkisinin en çok hissedildiği 2008 yılının ikinci yarısından sonra en keskin düşüş bankacılık endeksinde yaşanmıştır. Aynı endekslerin COVID-19 dönemi olan Mart-Eylül 2020 dönemi için değerlendirildiğinde genel olarak düşüş yaşandığı ama düşüşlerin küresel finansal kriz dönemi kadar fazla olmadığı görülmektedir.



Şekil 2. XTRZM, XULAS ve XGIDA endekslerinin getiri değişimleri

Şekil 2, BIST'te gıda, ulaştırma ve turizm endekslerinin Ocak2007-Eylül 2020 arasındaki getiri değişimlerine yer verilmiştir. 2008 yılının ikinci yarısında da Ocak-Mayıs 2020 döneminde de en hızlı düşüş gıda endeksinde olmuştur. Fakat COVID-19 döneminde keskin düşüşten sonra en hızlı ve çabuk toparlanan da yine Gıda endeksidir.



Şekil 3. XHOLD, XKIMYA ve XUSIN endekslerinin getiri değişimleri

Şekil 3'te, BIST sanayi BIST kimya ve BIST holding endekslerinin getiri değişimleri yer almaktadır. Grafikte, küresel finansal kriz döneminde sanayi endeksinin dramatik düşüşü dikkat çekicidir. Sanayi endeksi, COVID-19'un tüm dünyada pandemi olarak ilan edildiği dönemde de düşüş yaşamış; fakat daha sonra kayıplarını telafi ederek yükselişe geçmiştir.

## 1. LİTERATÜR

Finans alanında COVID-19 döneminde yapılan araştırmalar incelendiğinde çoğunluğunun borsa getirilerinin ve volatilitenin incelenmesi şeklinde olduğu görülmektedir. Yine de içinde bulunulan durumun henüz tamamlanmamış olması, dünyanın çoğu yerinde vaka ve ölüm sayılarının artıyor olması ve aşılama çalışmalarının bitmemesi gibi nedenler ile bu dönemin finansal piyasalara yansımalarının salgından sonra daha doğru bir şekilde görülebileceği çalışmalarda varılan genel kanıdır.

Albesceu (2020), ABD'deki koronavirüs vaka ve ölüm oranları ile ilgili resmi duyuruların finansal piyasa oynaklıkları üzerindeki etkisini araştırmıştır. Bu amaçla, küresel düzeydeki verilerin ve ABD 'de bildirilen verilerin S&P 500 endeksindeki oynaklığa etkisi incelenmiştir. Buna göre hem küresel düzeydeki hem ABD için bildirilen veriler finansal piyasalarda oynaklığa neden olmaktadır. Bu oynaklık küresel olarak bildirilen ölüm ve vaka oranlarında daha fazla hissedilmektedir.

Ali vd., (2020), çalışmalarında COVID-19 krizinin büyük borsalar ve emtia piyasaları üzerindeki etkisi incelemiştir. Çalışma salgın dönemi ve pandemi dönemi olarak iki ayrı döneme bölünmüş, ve coğrafyalar arasındaki yayılım da dikkate alınmıştır. Bulgulara göre, Çin piyasalarında hem salgın hem pandemi döneminde düşük volatilité seyretmektedir. Diğer taraftan salgın, pandemiye dönüşürken ABD, İngiltere ve Güney Kore borsalarının oynaklığı artmıştır.

Baig vd., (2020) çalışmalarında ABD'de teyit edilmiş vaka sayıları ve ölümlerdeki artışların ABD hisse senedi piyasaları üzerine etkisini araştırmış, ve bu artışların hisse senedi piyasalarının oynaklığını arttırdığı ve likiditesini azalttığı sonucuna ulaşmıştır. Bunun yanında kısıtlama ve karantina uygulamaları da likidite ve piyasa istikrarının bozulmasında etkili bulunmuştur.

Baker vd., (2020), çalışmalarında son yaşanan COVID-19 sağlık krizinin ABD borsalarına etkisini, tarihte görülen diğer salgın hastalıklarla kıyaslayarak açıklamaya çalışmışlardır. Buna göre 1818 yılındaki İspanyol gribi, 1957 ve 1968 yıllarında yaşanan diğer salgınlar ile karşılaştırıldığında hiçbir salgın hastalık, COVID-19 kadar ABD borsalarını güçlü bir şekilde etkilememiştir.

Liu vd., (2020) çalışmalarında COVID-19 küresel sağlık krizinin dünyanın önde gelen 21 borsası üzerindeki kısa vadeli etkilerini analiz etmiştir. Araştırmada, sağlık krizinin var olduğu tüm bölgelerdeki borsa getirilerinin negatif etkilendiği, Asya ülkelerindeki borsaların salgına hızlı tepki verdiği, teyit edilen vaka sayılarının hisse senetleri üzerinde olumsuz etkiler yaptığı gibi sonuçlar vurgulanmaktadır.

Mazur vd., (2020), çalışmalarında COVID-19 pandemisinin ABD borsaları üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Çalışmada, 2020 yılının Mart ayında doğal gaz, sağlık, yazılım ve gıda sektörlerindeki hisse senetlerinin normal-üstü getiri sağladığı; petrol, gayrimenkul, eğlence ve konaklama sektörlerindeki hisse senetlerinin ise önemli ölçüde düşüşler yaşadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Salisu ve Vo (2020), vaka ve ölümlerden en kötü etkilenen 20 ülke verileri ile yapılan çalışmada COVID-19 ile ilgili sağlık haberleriyle hisse senedi getirilerinin öngörülebilirliği arasındaki ilişki araştırılmıştır. Pandeminin ortaya çıkmasından sonra sağlık aramaları, hisse senetleri getirilerini tahmin etmede, karşılaştırmalı tarihsel ortalamalı modelden daha iyi sonuçlar vermiştir.

Shehzad vd., (2020), 2008 küresel finansal kriz ile COVID-19 dönemlerinde seçilmiş bazı ülkelerin (ABD, Almanya, İtalya, Japonya ve Çin) finansal piyasalarına olan etkisi incelenmiştir. Araştırmanın sonucunda Avrupa ve ABD piyasalarında COVID-19 döneminin koşullu varyansı yüksekken, Asya piyasasında küresel finansal kriz döneminin koşullu varyansı daha yüksektir.

Gümüş ve Öziç (2020), pandemi öncesi ve pandemi dönemini kapsayan çalışmalarında BIST100 endeksinin getiri volatilitelerini incelemişlerdir. Çalışmanın sonucunda, bu dönemde BIST100 endeks volatilitesi için en iyi model EGARCH (1,1) olduğu ve endekste bir kaldıraç etkisinin varlığı bulgulanmıştır.

Kayral ve Tandoğan (2020) çalışmalarında BIST100 endeksi, altın, Euro ve Dolar getirileri ve volatilitelerinin pandemi döneminden nasıl etkilendiğini araştırmışlardır. Araştırmada, genel olarak pandeminin altın ve BIST100 endeksi getirilerine sınırlı etkisinin olduğu, ayrıca bu dönemde yatırım araçlarının volatilitelerinin arttığı sonucuna ulaşılmıştır.

Şenol ve Zeren (2020), COVID-19 salgınının küresel piyasalar üzerindeki etkisini araştırmıştır. Çalışmada küresel piyasaları temsilen MSCI dünya, gelişen piyasalar, Avrupa ve G7 endeksleri kullanılmıştır. Çalışmada, COVID-19 salgını ile kullanılan tüm endeksler arasında uzun vadeli bir ilişki gözlemlenmiştir.

Zeren ve Hızarcı (2020), çalışmalarında Ocak-Mart dönemi için seçilmiş bazı dünya borsalarında, COVID-19'dan kaynaklı ilan edilen ölüm ve vaka sayıları borsa getirileri üzerindeki olası etkisi araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, COVID-19 kaynaklı toplam ölümler ile seçilen borsaların tümü uzun dönemli birlikte hareket etmektedir.

## 2. VERİ

Bu çalışmada Haziran 2006-Eylül 2020 tarihler arasındaki BIST100 günlük kapanış fiyatları kullanılmıştır. Endekse ait tüm fiyat verileri çevrimiçi elde edilmiştir. Çalışmada Haziran 2006-Aralık 2010 dönemi küresel finansal kriz; Ocak 2020- Eylül 2020 tarih aralığı ise COVID-19 dönemi olarak belirlenmiştir. Benzer şekilde, Hoji ve Ghazali (2012) krizin finansal kurumsal gönüllülük üzerindeki etkisini araştırdıkları çalışmalarında ve Kanter, Keskin ve Deren'in (2012) küresel finansal krizin Türkiye üzerindeki etkilerini inceledikleri çalışmada küresel finansal kriz dönemine 2006 yılı sonu-2007 yılı başını dahil ettikleri görülmektedir. Belirlenen dönemlere kukla değişkenler (0,1) atanarak modeller kurulmuştur. Benzer şekilde Kiymaz ve Berument (2003) Choudhry (2010) Shehzad ve Sohail (2018) de hisse senetlerindeki yıllık ve günlük anomalileri hesaplamada kukla değişkenler kullanmıştır.

## 3. METODOLOJİ

Çalışmada ARCH, GARCH, ARCH-M, GARCH-M, TGARCH, EGARCH, modelleri kullanılarak BIST100 endeksi volatilitesi incelenmiş ve modele dahil edilen kukla değişkenler ile 2008 küresel finansal kriz ve COVID-19 dönemleri karşılaştırılmıştır.

Zaman serilerinde sabit varyans varsayımının geçerli olmadığını öne süren Engle (1982) tarafından otoregresif koşullu değişen varyans modeli olan ARCH modeli ortaya konulmuştur (Aktaş ve Akkurt, 2006, s.90-92). Literatürde, volatilitenin incelenmesinde ARCH ailesi modelleri oldukça yaygın kullanılmaktadır.

Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modeli ise Bollerslev (1986) tarafından literatüre kazandırılmıştır. GARCH modellerinde daha uygun gecikme yapısına sahip olabilmek ve geçmiş dönemlerin etkilerini daha iyi yansıtılabilmek amaçlanmıştır. Modele koşullu varyansın kendi gecikmeli değeri de dahil edildiği için volatilitenin hesaplanmasında ARCH modelinden daha avantajlı olarak kabul edilmektedir (Sarıkovanlık vd.,2019,). GARCH (p, q) modeli koşullu değişen varyansın hesaplanmasında ARMA (p, q) modellerini içermektedir.

Şokların volatilité üzerindeki etkisinin simetrik olduğunu varsayan ARCH ve GARCH modelleri, olumlu ve olumsuz haberlerin volatilité üzerinde aynı etkiyi yarattığını varsaymaktadır. Diğer bir anlatımla bu modeller pozitif ve negatif şoklara karşı simetrik tepkiler vererek kaldıraç etkisini yansıtamamaktadır. Oysa geliştirilen EGARCH ve TGARCH modelleri, volatilité üzerindeki şokların etkisini asimetrik olarak göstermektedir (Şahin vd., 2015, 109). Bu modellerde olumlu ve olumsuz şokların volatilité üzerindeki etkisi birbirinden farklı olmaktadır.

Çalışmada öncelikle BIST 100 günlük getirileri hesaplanmıştır. Getiri hesaplamada yöntem olarak, BIST100'ün günlük fiyatları, bir önceki günün fiyatına bölünüp logaritmaları alınmıştır. Benzer şekilde, Shehzad ve Sohail (2018) de takvim etkisinin sermaye piyasalarına etkisini ölçtükleri çalışmalarında günlük getirilerin hesaplanmasında bu yöntemi kullanmıştır.

$$R_t = (\ln (P_t / P_{t-1})) * 100$$

Eşitlikte;

$R_t$ : BIST100 endeksinin getirisi

$P_t$ : BIST 100 endeksinin fiyatı

$P_{t-1}$ : BIST100 endeksinin bir gün önceki fiyatı

$\ln$ : Doğal logaritma

BIST100 endeks getirileri üzerindeki 2008 küresel finansal kriz ve COVID-19 dönemlerinin etkisini inceleyen çalışmada ARCH, GARCH, modellerinin varyans denklemleri oluşturulmuştur.

BIST100 endeks getirileri ortalama denklemi aşağıdaki gibi belirlenmiştir.

$$r_t = \mu_0 + \mu_1 r_{t-1} + \beta_1 D_{covid} + \beta_2 D_{kfk} + \varepsilon_t$$

ARCH (1) modelinin küresel finansal kriz ve COVID-19 dönemi etkisini içeren varyans denklemi:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + V_1 D_{covid} + V_2 D_{kfk}$$

GARCH (1,1) modelinin küresel finansal kriz ve COVID-19 dönemi etkisini içeren varyans denklemi:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + V_1 D_{covid} + V_2 D_{kfk}$$

ARCH-M modelinin küresel finansal kriz ve COVID-19 dönemi etkisini içeren ortalama ve varyans denklemi:

$$r_t = \mu_0 + \mu_1 r_{t-1} + \lambda \sqrt{h_t} + \beta_1 D_{covid} + \beta_2 D_{kfk} + \varepsilon_t$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + V_1 D_{covid} + V_2 D_{kfk}$$

GARCH-M modelinin küresel finansal kriz ve COVID-19 dönemi etkisini içeren varyans denklemi:

$$r_t = \mu_0 + \mu_1 r_{t-1} + \lambda \sqrt{h_t} + \beta_1 D_{covid} + \beta_2 D_{kfk} + \varepsilon_t$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + V_1 D_{covid} + V_2 D_{kfk}$$

EGARCH modelinin küresel finansal kriz ve COVID-19 etkisini içeren varyans denklemi:

$$\ln h_t = \alpha_0 + \beta \ln h_{t-1} + [\theta (e_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}} - 1)] + [\gamma |e_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}} - 1|] V_1 D_{covid} + V_2 D_{kfk}$$

TGARCH modelinin küresel finansal kriz ve COVID-19 etkisini içeren varyans denklemi:

$$h_t = w + \beta_1 h_{t-1} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} + V_1 D_{covid} + V_2 D_{kfk}$$

#### 4. BULGULAR

Çalışmaya öncelikle BIST100 günlük serisinin birim kök testi incelenmesi ile başlanmıştır. Birim kök testleri yapılırken, literatürde sıklıkla kullanılan Phillips-Peron (PP) ve Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) test istatistiklerinden yararlanılmıştır.

**Tablo.1** Birim Kök Testi Sonuçları

| Yöntem                 | t-İstatistik | Olasılık* |
|------------------------|--------------|-----------|
| ADF (sabitli)          | -46.98960    | 0.0001    |
| ADF (sabit ve trendli) | -46.98360    | 0.0000    |
|                        | Adj. t-Stat  | Prob.*    |
| PP (sabitli)           | -46.82611    | 0.0001    |
| PP(sabit ve trendli)   | -46.81932    | 0.0000    |

\* MacKinnon (1996) tek taraflı p değeri

PP ve ADF birim kök testleri incelendiğinde serilerin durağan olduğu görülmektedir. Oluşturulan BIST100 endeksi zaman serilerinin birim kök testleri incelendikten sonra serilere ARCH modelinin uygulanabilmesi için en uygun ARMA modeline karar vermek gerekmektedir. Ortalama denklem için kurulan modellerden deneme-yanılma yöntemine göre elde edilen analizlere bakıldığında AR (1) modelinin en anlamlı model olduğu sonucuna ulaşılmıştır. AR (1) modeli ile durağanlık koşulu sağlanmış ve modelin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür.

**Tablo 2.** AR (1) Modeli Sonuçları

| Değişkenler              | Katsayı   | Standart Hata         | t-İstatistiği | Olasılık |
|--------------------------|-----------|-----------------------|---------------|----------|
| AR(1)                    | 0.222021  | 0.016561              | 13.40659      | 0.0000   |
| R-kare                   | 0.048826  | Ort.bağ.değişken      |               | 0.030555 |
| Düzeltilmiş R-kare       | 0.048826  | Bağ.değ.st.sapma      |               | 1.388271 |
| S.E. of regression       | 1.353955  | Akaike info kriteri   |               | 3.444225 |
| Hata kareleri top.       | 6355.680  | Schwarz kriteri       |               | 3.445998 |
| Log likelihood           | -5971.285 | Hannan-Quinn kriteri. |               | 3.444858 |
| Durbin-Watson istatistik | 1.985652  |                       |               |          |
| AR Ters kökleri          | .22       |                       |               |          |

ARCH modelleri için LM testi yapmak mümkündür. LM testleri ile serilerde otokorelasyon olup olmadığı sınanmaktadır. LM testinin  $H_0$  hipotezi otokorelasyonun olmadığı,  $H_1$  hipotezi ise otokorelasyonun varlığı yönündedir. LM testinde 1,2 ve 3 gecikme için aşağıdaki sonuçlara ulaşılmıştır.

**Tablo 3.** LM Testi Sonuçları

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: |          |                      |        |
|---|----------|----------------------|--------|
| F-istatistik                                | 3.488413 | Olasılık F(1,3466)   | 0.0619 |
| Obs*R-squared                               | 2.423163 | Olasılık Ki-kare(1)  | 0.1196 |
| <i>2 gecikme için LM testi</i>              |          |                      |        |
| F-istatistik                                | 2.067935 | Olasılık F(2,3465)   | 0.1266 |
| Obs*R-squared                               | 3.070960 | Olasılık Ki-kare(2)  | 0.2154 |
| <i>3 gecikme için LM testi</i>              |          |                      |        |
| F-İstatistik                                | 1.379829 | Olasılık F(3,3464)   | 0.2470 |
| Obs*R-squared                               | 3.075766 | Olasılık Ki-kare (3) | 0.3801 |

Sonuçlara bakıldığında  $H_0$  hipotezi kabul edilmekte, kurulan modelde bir otokorelasyon problemine rastlanmamaktadır.

Değişen varyans açısından bakıldığında BIST 100 endeksi günlük getirilerinde, 1 gecikme için ARCH etkisinin olup olmadığı test edilmiştir.

**Tablo 4.** ARCH Testi Sonuçları

| Bir Gecikme İçin Heteroskedasticity Test: ARCH |          |                     |        |
|--|----------|---------------------|--------|
| F-istatistik                                   | 154.7010 | Olasılık F(1,3465)  | 0.0000 |
| Obs*R-squared                                  | 148.1748 | Olasılık Ki-kare(1) | 0.0000 |
| İki Gecikme İçin Heteroskedasticity Test: ARCH |          |                     |        |
| F-istatistik                                   | 96.10370 | Olasılık F(2,3463)  | 0.0000 |
| Obs*R-squared                                  | 182.2580 | Olasılık Ki-kare(1) | 0.0000 |

ARCH etkisinin olup olmadığını inceleyen testin,  $H_0$  hipotezi ARCH etkisinin olmadığı,  $H_1$  hipotezi ise ARCH etkisinin olduğu şeklindedir. Sonuçlar incelendiğinde  $H_0$  hipotezi reddedilmekte ve ARCH etkisinin varlığı sonucuna ulaşılmaktadır. Sonuçlar, bu modelde bir ARCH etkisi olduğunu ve bu modelin koşullu değişen varyans modelleri ile tahmin edilmesinin uygun olduğunu göstermektedir.

BIST100 endeksi getirilerinde ARCH etkisi tespit edildikten sonra, COVID-19 ve 2008 küresel finansal kriz dönemlerinin kukla değişken olarak kullanıldığı ARCH ve GARCH analizleri gerçekleştirilmiştir.

**Tablo 5.** ARCH Modeli Sonuçları

$$\text{GARCH} = C(4) + C(5)*\text{RESID}(-1)^2 + C(6)*\text{DCOVID} + C(7)*\text{DKFK}$$

| Değişkenler             | Katsayı  | Standart Hata | z-istatistik | Olasılık |
|-------------------------|----------|---------------|--------------|----------|
| DCOVID                  | 0.096733 | 0.130037      | 0.743894     | 0.4569   |
| DKFK                    | 0.085725 | 0.070964      | 1.208013     | 0.2270   |
| AR (1)                  | 0.240461 | 0.016627      | 14.46197     | 0.0000   |
| Varyans Denklemi        |          |               |              |          |
| C                       | 1.073894 | 0.020256      | 53.01615     | 0.0000   |
| RESID (-1) <sup>2</sup> | 0.212088 | 0.017351      | 12.22333     | 0.0000   |
| DCOVID                  | 0.559713 | 0.100643      | 5.561389     | 0.0000   |
| DKFK                    | 1.176995 | 0.100146      | 11.75282     | 0.0000   |

ARCH testi sonuçlarının hem ortalama hem varyans denklemlerini incelemek gerekmektedir. Ortalama denklemine bakıldığı zaman AR(1) katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olduğu ancak COVID-19 ve KFK katsayılarının anlamlı olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Buna bakılarak her iki durumda ortalama getirilerde herhangi bir anomali olmadığı sonucuna ulaşılabilmektedir. Varyans denklemi incelendiğinde hem COVID-19 hem KFK dönemine ait katsayılar anlamlıdır. Varyans denkleminde ARCH terimi de 1'den küçük olduğu için ARCH koşulu sağlanmaktadır.

**Tablo 6.** GARCH Modeli Sonuçları

$$\text{GARCH} = C(4) + C(5)*\text{RESID}(-1)^2 + C(6)*\text{GARCH}(-1) + C(7)*\text{DCOVID} + C(8)*\text{DKFK}$$

| Değişkenler             | Katsayı  | Standart hata | z-istatistik | Olasılık |
|-------------------------|----------|---------------|--------------|----------|
| DCOVID                  | 0.242344 | 0.115917      | 2.090671     | 0.0366   |
| DKFK                    | 0.136278 | 0.063728      | 2.138447     | 0.0325   |
| AR(1)                   | 0.246137 | 0.017344      | 14.19148     | 0.0000   |
| Varyans Denklemi        |          |               |              |          |
| C                       | 0.088352 | 0.012032      | 7.342830     | 0.0000   |
| RESID (-1) <sup>2</sup> | 0.117570 | 0.009816      | 11.97686     | 0.0000   |
| GARCH (-1)              | 0.824905 | 0.014870      | 55.47536     | 0.0000   |
| DCOVID                  | 0.027987 | 0.015448      | 1.811649     | 0.0700   |
| DKFK                    | 0.051947 | 0.016536      | 3.141522     | 0.0017   |

GARCH modeli sonuçlarında ortalama denklemine bakıldığında katsayıların tamamının %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu ve BIST100 getirilerinde KFK ve COVID-19 etkisi olduğu söylenebilmektedir.

Varyans denklemine bakıldığında ise, tüm değişkenlerin %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Hem ARCH hem de GARCH katsayısının sıfırdan büyük olması ve aynı zamanda ARCH ve GARCH teriminin toplam olarak 1'den küçük olması bu modelin uygun bir model olduğunu göstermektedir. Kukla değişkenlere ait katsayılara bakıldığında ise, COVID-19 döneminin %10, KFK döneminin ise %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Bu da, bu dönemlerde volatilitede farklılık olduğu anlamına gelmektedir. Bu dönemlerin katsayılarına bakıldığında KFK döneminde meydana gelen volatilitenin COVID-19 dönemindeki volatiliteden daha önemli ölçüde olduğu görülmektedir.

**Tablo 7.** ARCH-M Modeli Tahmin Sonuçları

$$\text{GARCH} = C(5) + C(6)*\text{RESID}(-1)^2 + C(7)*\text{DCOVID} + C(8)*\text{DKFK}$$

| Değişken               | Katsayı   | Standart Hata | z-İstatistik | Olasılık. |
|------------------------|-----------|---------------|--------------|-----------|
| @SQRT(GARCH)           | 0.067624  | 0.028801      | 2.347945     | 0.0189    |
| DCOVID                 | 0.007823  | 0.134359      | 0.058228     | 0.9536    |
| DKFK                   | -0.025419 | 0.083206      | -0.305495    | 0.7600    |
| AR(1)                  | 0.239370  | 0.017103      | 13.99604     | 0.0000    |
| Varyans Denklemi       |           |               |              |           |
| C                      | 1.067227  | 0.020252      | 52.69834     | 0.0000    |
| RESID(-1) <sup>2</sup> | 0.217344  | 0.017587      | 12.35804     | 0.0000    |
| DCOVID                 | 0.560207  | 0.099967      | 5.603912     | 0.0000    |
| DKFK                   | 1.171277  | 0.100134      | 11.69711     | 0.0000    |

ARCH-M modeli katsayılarının anlamlılığı sebebiyle kullanılabilir bir modeldir. Buna göre ortalama denkleme bakıldığında, model anlamlı olmakla birlikte ortalama getiride COVID-19 ve KFK dönemlerinin etkisinin olmadığı görülmektedir. Varyans

denklemler incelendiğinde ise volatilitelerde hem KFK hem de COVID-19 döneminin etkili olduğu, katsayılar incelendiğinde bu etkinin küresel finansal kriz döneminde daha fazla yaşandığı gözlenmektedir.

**Tablo 8.** GARCH-M modeli sonuçları

$$\text{GARCH} = C(5) + C(6)*\text{RESID}(-1)^2 + C(7)*\text{GARCH}(-1) + C(8)*\text{DCOVID} + C(9)*\text{DKFK}$$

| Değişken         | Katsayı  | Standart hata | z-İstatistik | Olasılık |
|------------------|----------|---------------|--------------|----------|
| @SQRT(GARCH)     | 0.083933 | 0.027437      | 3.059101     | 0.0022   |
| DCOVID           | 0.150003 | 0.119391      | 1.256396     | 0.2090   |
| DKFK             | 0.018560 | 0.073749      | 0.251667     | 0.8013   |
| AR(1)            | 0.244143 | 0.017797      | 13.71841     | 0.0000   |
| Varyans Denklemi |          |               |              |          |
| C                | 0.089668 | 0.012133      | 7.390700     | 0.0000   |
| RESID(-1)^2      | 0.121908 | 0.010019      | 12.16705     | 0.0000   |
| GARCH(-1)        | 0.820012 | 0.015000      | 54.66742     | 0.0000   |
| DCOVID           | 0.028306 | 0.016007      | 1.768297     | 0.0770   |
| DKFK             | 0.053848 | 0.016843      | 3.197016     | 0.0014   |

Modelde katsayılar istatistiksel olarak anlamlıdır. Hem varyans denklemi hem ortalama denklemi istatistiksel olarak anlamlı çıkmaktadır. Fakat ortalama denklemi incelendiğinde, ortalama getirilerde her iki dönemin de etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Varyans denklemi incelendiğinde ise, COVID-19 döneminin %10, KFK döneminin ise %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Bu da, volatilitelerde, söz konusu dönemlerin etkisinin olduğu sonucunu vermektedir. Asimetrik etkileri dikkate alan EGARCH ve TGARCH modelleri ile yapılan tahminlerin sonuçları tablo 9’da ve tablo 11’de gösterilmiştir.

**Tablo 9.** E-GARCH Modeli Tahmin Sonuçları

$$\text{LOG}(\text{GARCH}) = C(4) + C(5)*\text{ABS}(\text{RESID}(-1)/\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + C(6)*\text{RESID}(-1)/\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + C(7)*\text{LOG}(\text{GARCH}(-1)) + C(8)*\text{DCOVID} + C(9)*\text{DKFK}$$

| Değişken         | Katsayı   | Standart hata | z-İstatistik | Olasılık |
|------------------|-----------|---------------|--------------|----------|
| DCOVID           | 0.114016  | 0.102182      | 1.115817     | 0.2645   |
| DKFK             | 0.046936  | 0.060484      | 0.776002     | 0.4377   |
| AR(1)            | 0.246042  | 0.016267      | 15.12481     | 0.0000   |
| Varyans Denklemi |           |               |              |          |
| C(4)             | -0.113937 | 0.010737      | -10.61145    | 0.0000   |
| C(5)             | 0.167065  | 0.014735      | 11.33796     | 0.0000   |
| C(6)             | -0.128282 | 0.006615      | -19.39296    | 0.0000   |
| C(7)             | 0.939648  | 0.005464      | 171.9603     | 0.0000   |
| C(8)             | 0.004914  | 0.013711      | 0.358358     | 0.7201   |
| C(9)             | 0.035925  | 0.007357      | 4.882768     | 0.0000   |

EGARCH modeli ile elde edilen tahmin sonuçları incelendiğinde ortalama denkleminde COVID-19 ve KFK dönemlerinin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Ortalama getirilerde bu dönemlerin etkisine rastlanmamıştır. Varyans denkleminde bakıldığında yine COVID-19 dönemine ait katsayı (C8) anlamsız çıkmıştır ve sadece KFK döneminde bir volatilitenin etkisi söz konusudur.

Bu modelde bir asimetrik etkinin ve kaldıraç etkisinin olup olmadığına bakıldığında buna ait katsayının (C6) istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu da asimetrik etkinin olduğunu göstermektedir. Aynı zamanda katsayının negatif bir değer alması da bu asimetrik etkinin bir kaldıraç etkisi olduğunu ifade etmektedir. Bu sonuçlar olumsuz şokların olumlu şoklardan daha büyük etki yarattığını göstermektedir. Bu modelin sonuçlarına göre ARCH etkisinin ortadan kalktığı ARCH-LM testi ile Tablo 10’da gösterilmiştir.

**Tablo 10.** Gecikmeler için ARCH LM testi sonucu

| Heteroskedasticity Test: ARCH  |          |                     |        |
|--------------------------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic                    | 2.480472 | Prob. F(1,3465)     | 0.1154 |
| Obs*R-squared                  | 2.480128 | Prob. Chi-Square(1) | 0.1153 |
| 2 gecikme için LM testi sonucu |          |                     |        |
| Heteroskedasticity Test: ARCH  |          |                     |        |
| F-statistic                    | 1.797856 | Prob. F(2,3463)     | 0.1658 |
| Obs*R-squared                  | 3.595094 | Prob. Chi-Square(2) | 0.1657 |
| 3 gecikme için LM testi sonucu |          |                     |        |
| Heteroskedasticity Test: ARCH  |          |                     |        |
| F-statistic                    | 1.538989 | Prob. F(3,3461)     | 0.2023 |
| Obs*R-squared                  | 4.616144 | Prob. Chi-Square(3) | 0.2022 |



**Tablo 11.** TGARCH Modeline Göre Elde Edilen Tahmin Sonuçları

$$\text{GARCH} = C(4) + C(5)*\text{RESID}(-1)^2 + C(6)*\text{RESID}(-1)^2*(\text{RESID}(-1)<0) + C(7)*\text{GARCH}(-1) + C(8)*\text{DCOVID} + C(9)*\text{DKFK}$$

| Değişken                  | Katsayı   | Standart Hata | z-İstatistik | Olasılık |
|---------------------------|-----------|---------------|--------------|----------|
| DCOVID                    | 0.170906  | 0.092771      | 1.842233     | 0.0654   |
| DKFK                      | 0.075496  | 0.061801      | 1.221597     | 0.2219   |
| AR(1)                     | 0.258600  | 0.017187      | 15.04590     | 0.0000   |
| Varyans Denklemi          |           |               |              |          |
| C                         | 0.098523  | 0.010008      | 9.844583     | 0.0000   |
| RESID(-1)^2               | 0.010075  | 0.007107      | 1.417590     | 0.1563   |
| RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0) | 0.201429  | 0.012984      | 15.51330     | 0.0000   |
| GARCH(-1)                 | 0.823030  | 0.011809      | 69.69662     | 0.0000   |
| DCOVID                    | -0.009209 | 0.019649      | -0.468668    | 0.6393   |
| DKFK                      | 0.068529  | 0.015413      | 4.446177     | 0.0000   |

T-GARCH modeline ait sonuçlar incelendiğinde, ortalama denkleminde COVID-19 dönemi %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Varyans denklemi ise KFK döneminin BIST100 endeksinin volatilitesinde etkili olduğunu göstermektedir. TGARCH modeline göre asimetrik etkinin olup olmadığına bakıldığında, BIST100 endeksinde asimetrik etkinin olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu katsayının pozitif olması bu asimetrik etkinin bir kaldıraç etkisi olduğu anlamına gelmektedir.

## 5. SONUÇ

Asya Pasifik bölgesinde 2019 yılının sonunda başlayan ve 2020 yılının ilk çeyreğinde Dünya Sağlık Örgütüncü pandemi ilan edilen COVID-19'un, reel ekonomi ve finansal piyasalar üzerinde yorucu etkileri olmuştur. Yaşanan sağlık krizi riskli varlıkların tamamında aynı etkiyi yaratmamış, sektörler arasında farklılaşmalar görülmüştür. Örneğin havayolları, turizm gibi alanlar, karantina ve sosyal mesafe gibi uygulamalardan daha fazla etkilenirken, daha az temas yoğun olan ve sürekli gelişim gösteren bilgi teknolojileri, iletişim gibi sektörlerin bu dönemden negatif etkilenmeleri daha sınırlı olmuştur.

Bu çalışmada, COVID-19 döneminde BIST100 endeks getirisinin volatilitesi incelenmiş ve 2008 küresel finansal kriz dönemi ile karşılaştırılmıştır. Her ne kadar çıkış kaynakları aynı olmasa da her iki finansal krizin sonuçlarının benzer olup olmayacağı yönündeki tartışmalar sürmektedir.

Çalışmada volatilitenin ölçülmesinde yaygın olarak kullanılan ARCH ailesi yöntemleri kullanılmıştır. Çalışmada her iki dönemin etkisini daha net görebilmek için küresel finansal kriz ve COVID-19 dönemleri kukla değişkenler ile ayrılmıştır. Genel olarak, getiri denkleminde COVID-19 ve 2008 küresel finansal kriz dönemlerinin etkisi sınırlı iken varyans denkleminde etki belirgin bir şekilde görülmektedir. Ancak her iki dönem karşılaştırıldığında 2008 yılında yaşanan genel ekonomik krizin volatilité üzerindeki etkisi daha yoğun olmaktadır. Bunun yanında Akaike ve Shwarz kriterlerine göre ele alınan dönemlerde BIST100 volatilitésini en iyi temsil eden modelin EGARCH (1,1) olduğu da çalışmanın bulguları arasındadır. Bu sonuç elbette pek çok açıdan yorumlanabilir. Öncelikle COVID-19 döneminin hala içinde olmak, bu dönemin etkisini ölçmede kısıtlar yaratmaktadır. Ayrıca, yaşanan krizin finansal kaynaklı değil de sağlık krizi şeklinde olması ve her sektörü aynı ölçüde etkilememesi endekste daha yumuşak bir dalgalanmaya sebep olabilmektedir. Bu konuda yapılacak ileriki çalışmalarda, farklı endekslerin getiri ve varyans denklemlerinin incelenebileceği ve BIST100 endeksi ile arasındaki farkın ortaya konabileceği düşünülmektedir. Bunun yanında, aynı dönemde farklı dünya endeksleri veya hisse senetlerinin getiri değişkenlikleri karşılaştırılabilir.

## KAYNAKÇA

- Aktaş, C. ve Akkurt, H. (2006). ARCH modelleri ve Türkiye'ye ait otomobil üretimi verilerinin farklı varyanslığının incelenmesi, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 16, 87-106
- Aktan, C.C.ve Şen,H.(2002). Ekonomik kriz: nedenler ve çözümler,*Yeni Türkiye Dergisi*, 42, 1225-1230
- Albulescu, C.T.(2020). COVID-19 and the United States financial markets' volatility. *Finance Research Letters*(Article in Press) doi: 10.1016/j.frl.2020.101699
- Ali ,M., Alam,N. ve Rizvi,S.A.R.(2020). Coronavirus (COVID-19)-An epidemic or pandemic for financial markets. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 27, 1-6, doi:10.1016/j.jbef.2020.100341
- Baker, S.R., Bloom, N., Davis, S.J., Kost, K., Sammon, M., Viratyosin, T. (2020). *The unprecedented Stok market reaction toCovid-19. The Review of Asset Pricing Studies*,10,742-758, doi:10.1093/rapstu/raaa008
- Baig, A.S., Butt, H.A, Haroon, O. ve Rizvi, R.S.A.(2020). Deaths, panic, lockdowns and US equity markets: The case of COVID-19 pandemic. *Finance Research Letters* (Article in Press), doi:10.1016/j.frl.2020.101701
- Choudhry, T. (2010). Day of the week effect in emerging Asian stock markets : evidence from the GARCH model , *Applied Financial Economics*,10, 235-242. doi:10.1080/096031000331653

- Gümüş,U.T. ve Can Öziç, H. (2020). BIST100 endeksinin COVID-19 öncesi ve COVID-19 'la mücadele sürecinde volatilité yapısının incelenmesi. *Journal of Current Researches on Business and Economics*, 10,43-58. doi: 10.26579/jocrebe.69
- Haji, A.A., ve N.A. Mohd Ghazali. 2012. The influence of the inancial crisis on corporate voluntary disclosure: some Malaysian evidence. *International Journal of Disclosure and Governance*, 9(2), 101–125. doi: 10.1057/jdg.2011.27
- Kantar,E., Keskin,M. ve Deviren,B. (2012). Analysis of the effects of the global financial crisis on the Turkish economy, using hierarchical methods. *Physica A*, 2342–2352. doi: 10.1016/j.physa.2011.12.014
- Kayral,İ.E. ve Tandoğan N.Ş.(2020). BIST100, döviz kurları ve altının getiri ve volatilitesindeCOVID-19 etkisi. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 687-701.
- Kiyamaz, H., Berument, H., 2003. The day of the week effect on stock market volatility and volume, *Review of Financial Economics* 12, 363–380, [https://doi.org/10.1016/S1058-3300\(03\)00038-7](https://doi.org/10.1016/S1058-3300(03)00038-7).
- Liu HY., Manzoor A., Wang. CY, Zhang L. ve Manzoor Z. (2020). The COVID-19 outbreak and affected countries stock markets response, *International . Journal of Environmental Research Public Health*, 17, 1-19, doi:10.3390/ijerph17082800
- Mazur,M., Dang,M. ve Vega, M. (2020). Covid-19 and march 2020 stock market crash. Evidence from S&P500. *Finance Research Letters(Article in Press)*, 1-8, doi:10.1016/j.frl.2020.101690
- Salisu, A.A., Vo, X.V.(2020). Predicting stock returns in the presence of COVID-19 pandemic: The role of health news, *International Review of Financial Analysis* , 71, doi:10.1016/j.irfa.2020.101546
- Sarıkovanlık, V., Koy, A., Akkaya, M., Yıldırım, H.H. ve Kantar, L. (2019). Finans Biliminde Ekonometri Uygulamaları, Ankara: Seçkin Yayıncılık
- Shehzad, K., Xiaoxing L. ve Kazouz H. (2020). COVID-19's disasters are perilous than Global Financial Crisis: A rumor or fact?, *Finance Research Letters*, 36, doi: 10.1016/j.frl.2020.101669
- Shehzad, K. ve Sohail N. (2018). An evidence of calendar effects on the stock market of Pakistan: a case study of (KSE-100 index) , *Journal of Engineering and Scientific Research*, 46-56, doi: 10.24081/nijesr.2018.1.0006
- Şahin, Ö., Öncü,M.A. ve Sakarya, Ş.(2015). BİST 100 ve kurumsal yönetim endeksi volatilitelerinin karşılaştırmalı analizi, *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*,16, 107-126
- Şenol, Z. ve Zeren F. (2020). Coronavirus (covid-19) and stock markets: the effects of the pandemic on the global economy. *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi (ASEAD)*, 7, 1-16
- Şenol,Z. (2020). Covid-19 krizi ve finansal piyasalar. N.Toğuş (Ed.) Para ve finans içinde,75-124, İKSAD yayınları
- Zeren, F. ve Hızarcı, A. E. (2020). The impact of Covid-19 coronavirus on stock markets: evidence from selected countries. *Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi* , 3, 78- 84, doi: 10.32951/mufider.706159
- İnternet Kaynakları:  
IMF,2020a, GLOBAL FINANCIAL STABILITY REPORT: Bridge to Recovery , October 2020  
<https://www.imf.org/en/Publications/GFSR/Issues/2020/10/13/global-financial-stability-report-october-2020#Chapter1>  
IMF2020b IMF (2020a). Global Financial Stability Report. April 2020