


COVID-19 Krizi'nin Türkiye ve G7 Ülkelerinin Borsa Oynaklıkları Üzerindeki Etkisi

Sinem Atıcı Ustalar¹ 

Selim Şanlısoy² 

| COVID-19 Krizi'nin Türkiye ve G7 Ülkelerinin Borsa Oynaklıkları Üzerindeki Etkisi | The Impact of COVID-19 Crisis on Stock Market Volatilities of Turkey and G7 Countries |
|---|---|
| <p>Öz</p> <p>COVID-19 virüsü başlangıçta bir sağlık krizi olarak ortaya çıkmış fakat kısa sürede bir ekonomik ve finansal krize dönüşmüştür. Salgın, ülke ekonomilerini COVID-19 vaka sayıları ile doğru orantılı bir şekilde etkilemiştir. Bu bağlamda çalışmanın amacı, COVID-19 vaka sayılarının yüksek olduğu ve ekonomik olarak güçlü olan G7 ülkeleri ve Türkiye için COVID-19 krizinin bu ülkelerin hisse senedi piyasalarının oynaklıkları üzerindeki etkisini sınamaktır. EGARCH(1,1) modeli ile gerçekleştirilen analiz 11 Mart 2020/ 15 Ocak 2021 tarihlerini kapsamaktadır. Model sonuçlarına göre COVID-19 krizi Fransa, Japonya, Kanada ve Türkiye'nin hisse senedi piyasalarının oynaklıklarını arttırmaktadır.</p> | <p>Abstract</p> <p>The COVID-19 virus initially emerged as a health crisis, but soon turned into an economic and financial crisis. The epidemic affected countries' economies in direct proportion to the number of COVID-19 cases. In this context, the aim of this study examines the effect COVID-19 crisis on stock markets for G7 countries which have a high number of COVID-19 cases and are economically powerful, and Turkey. The analysis was performed with EGARCH (1,1) model and covers the dates of 11 March 2020/15 January 2021. According to the model results, the COVID-19 crisis increases the stock market volatilities of France, Japan, Canada, and Turkey.</p> |
| <p>Anahtar Kelimeler: COVID-19, Hisse Senedi Piyasası Oynaklığı, EGARCH (1,1) Modeli</p> | <p>Keywords: COVID-19, Stock Market Volatility, EGARCH (1,1) Model</p> |
| <p>JEL Kodları: C32, G01, G10</p> | <p>JEL Codes: C32, G01, G10</p> |

Araştırma ve

Yayın Etiği Beyanı Bu bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Yazarların

Makaleye Yazar 1'in makaleye katkısı %50, Yazar 2'nin makaleye katkısı %50'dir.
Olan Katkıları

Çıkar Beyanı Yazarlar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

¹ Arş. Gör., Atatürk Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü, sinem.ustalar@atauni.edu.tr

² Doç. Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü, selim.sanlisoy@deu.edu.tr

1.Giriş

Coğrafi olarak hızlı bir şekilde yayılan korona virüsü, Dünya Sağlık Örgütü tarafından 11 Mart 2020'de pandemi olarak tanımlanmasının ardından tüm dünyada paniğe neden oldu. Bunun yanı sıra kısa bir sürede artan pozitif vaka sayıları ile birlikte ekonomi ve finans piyasalarında küresel çapta bir bozulma meydana geldi (Gormsen ve Koijen, 2020:5; Ramelli ve Wagner, 2020:27). COVID-19 salgınının hisse senedi piyasalarının oynaklığı üzerinde, tarihteki diğer salgınlardan daha fazla bir etkiye sahip olduğu gözlemlendi (Baker vd., 2020:1). Bu da COVID-19 krizinin yalnızca bir sağlık krizi değil; aynı zamanda finansal bir kriz olarak tanımlanmasına yol açtı. COVID-19 krizinin, diğer finansal krizlerde olduğu gibi, finansal piyasalar üzerindeki etkisi ülke özelinde farklılaşmaktadır. Bu bağlamda çalışmanın amacı, yüksek COVID-19 vaka sayısına sahip olmaları nedeniyle³ G7 ülkelerini ve Türkiye'yi dikkate alarak, COVID-19 riskinin bu ülkelerin borsa oynaklıkları üzerindeki etkisini incelemektir.

COVID-19 krizinin ülke ekonomilerini olumsuz yönde etkilemesi, hisse senedi piyasalarının da negatif yönde etkilenmesine neden olmuştur. Bu bağlamda COVID-19'un hisse senedi piyasaları üzerindeki etkileri ile ilgili artan bir literatür mevcuttur⁴. İlgili literatürde, salgın sürecinde hisse senedi, petrol, bitcoin, altın gibi finansal piyasaların oynaklıklarının hareketi tartışılmıştır. Bununla birlikte ilgili literatür COVID-19'u hem bir süreç olarak ele almış hem de salgının finansal piyasaların oynaklıkları üzerindeki doğrudan etkisini dikkate almıştır. Bu bağlamda çalışma literatür ile paralel olarak COVID-19'un toplam vaka sayılarındaki değişimin Türkiye ve G7 ülkelerinin hisse senedi piyasalarının oynaklıkları üzerindeki doğrudan etkisini incelediğinden var olan literatüre katkı sağlaması beklenmektedir.

COVID-19 krizinin Türkiye ve G7 ülkelerinin hisse senedi piyasalarının oynaklıkları üzerindeki etkisinin analizi için Üstel Genelleştirilmiş Ototegresif Koşullu Değişen Varyans (EGARCH) modeli kullanılmıştır. Analizde Türkiye ve G7 ülkelerinin günlük borsa endeks getirileri ve COVID-19 krizini temsil etmesi için günlük toplam vaka sayıları kullanılmıştır. EGARCH(1,1) modeli 11 Mart 2020/ 15 Ocak 2021 tarihleri için tahmin edilmiştir. Model sonuçlarına göre Fransa, Japonya, Kanada ve Türkiye'de günlük toplam vaka sayısındaki değişim arttıkça, sırasıyla, CAC, NIKKEI, TSX ve BIST100 borsalarının getiri oynaklıkları artmaktadır. Bu pozitif etki CAC, NIKKEI, TSX ve BIST100 endeks getirilerinin oynaklıkları için anlamlıdır. Bu ülkelerin hisse senedi piyasasına gelen şokların oynaklık üzerindeki kalıcılığı Fransa'da 23,30 gün, Japonya'da 15,51 gün, Kanada'da 11,96 gün ve Türkiye'de ise 5,41 gün sürmektedir.

Oynaklık finansal piyasaların işleyişi için önemlidir. Oynaklık finansal varlık yatırımcısı için bir finansal risk veya belirsizliğin ölçümüne olanak tanır. Bu nedenle, bireysel yatırımcılar, yatırım fonu yöneticileri, finans sektörü düzenleyicileri ve politika yapıcılar için oldukça önemli bir göstergedir (Baek vd., 2020:2). Bu bağlamda COVID-19 krizi ile hisse senedi piyasaları arasındaki bağlantıyı ortaya koymak hem hisse senedi yatırım tercihlerinde hem de finansal piyasalara yönelik regülasyonlarda önem arz etmektedir. Bu bağlamda çalışmanın bahsi geçen karar birimlerine katkı sağlaması beklenmektedir. Ayrıca akademik olarak gelecek dönemlerde yapılacak çalışmalarda, ilgili hipotezin farklı oynaklık modelleri ile sınanması mümkündür. Böylece çalışma sonunda hesaplanan katsayıların direncinin sınanması sağlanabilir.

³ 19 Nisan 2020 itibarıyla, G7 ülkeleri toplam küresel vakaların %59'unu ve toplam küresel ölüm sayısının %65'ini oluşturuyor.

⁴ Örneğin, Mishra vd. (2020), Chen vd. (2020), Haroon ve Rizvi (2020), Salisu ve Adediran (2020), Yue vd. (2020), Wang vd. (2020), Shen vd. (2020), Xiong vd. (2020).

İzleyen bölümde pandemi sürecinin hisse senedi piyasaları başta olmak üzere diğer finansal piyasaların oynaklıkları üzerindeki etkisini inceleyen literatür sunulmuştur. Çalışmanın üçüncü bölümünde COVID-19'un Türkiye ve G7 ülkelerinin hisse senedi piyasalarının oynaklıkları üzerindeki etkisini analiz etmek için kullanılan EGARCH modeli tanıtılmış ve model sonuçları tartışılmıştır. Son bölüm ise çalışmanın sonucunun ve katkılarının tartışıldığı sonuç bölümüdür.

2. Literatür Taraması

Sağlık krizi olarak başlayan COVID-19 salgını, ülkelerin salgını kontrol altına almak için uyguladıkları tedbirler sonucunda virüsün yayılma hızına paralel olarak kısa sürede küresel düzeyde ekonomik bir krize dönüşmüştür. Ekonomilerin kapanmasıyla beraber reel sektörde yaşanan daralma ve virüsün yarattığı belirsizlik ortamı hisse senedi piyasalarının oynaklığını da etkilemiştir. Bu nedenle COVID-19'un hisse senedi piyasası başta olmak üzere farklı finansal piyasaların oynaklıkları üzerindeki etkisini inceleyen literatür oldukça genişlemiştir. Bora ve Basistha (2020) çalışmalarında salgın sürecinde Hindistan'ın hisse senedi piyasalarının oynaklığını 3 Eylül 2019 - 10 Temmuz 2020 tarihleri için GARCH modeli ile incelemişlerdir. Hindistan'ın Nifty ve Sensex borsa endeks getirilerinin kullanıldığı analiz COVID-19 salgını öncesi dönem ve COVID-19 salgın dönemi olmak üzere iki alt dönemde gerçekleştirilmiştir. İki dönem kıyaslandığında, Hindistan'ın hisse senedi piyasalarının oynaklığı COVID-19 salgın sürecinde, salgın öncesi döneme göre, daha yüksektir. Erdem (2020) COVID-19 salgınının 75 ülkenin hisse senedi piyasalarının getirileri ve oynaklıkları üzerindeki araştırmıştır. Panel veri kullanılan analiz Ocak-Nisan 2020 tarihlerini kapsamaktadır. Analizde COVID-19 krizini temsil etmesi için milyon kişi başına düşen vaka ve ölüm sayıları kullanılmıştır. Analiz sonuçlarına göre, COVID-19 krizi hisse senedi piyasalarında getiriye azaltırken, oynaklığı arttırmaktadır. Ölmez ve Ekinci (2020) olay çalışması yöntemini ve GARCH modelini kullanarak COVID-19 sürecinde BIST100 endeksinin getirisi ve oynaklığını analiz etmişlerdir. Olay çalışması sonuçları Türkiye'de ilk vakanın görüldüğü gün olan 10 Mart 2020'de BIST100'ün anormal getiriye sahip olduğunu; GARCH modeli sonuçları ise COVID-19 salgınının BIST100 endeksinin oynaklığını arttırdığını göstermektedir. Apergis ve Apergis (2020) çalışmalarında GARCHX modelini kullanarak COVID-19'un Çin hisse senedi piyasasının getirisi ve oynaklığı üzerindeki etkisini incelemişlerdir. 22 Ocak 2020-30 Nisan 2020 tarihlerini kapsayan analiz sonuçlarına göre, COVID-19 günlük toplam vaka sayısı ve ölüm sayısındaki artış Çin hisse senedi piyasasının getirilerini azaltırken, oynaklığını arttırmaktadır.

Albulescu (2021) çalışmasında COVID-19 yeni vaka ve ölüm oranlarındaki değişimin ABD'nin hisse senedi piyasasının oynaklığı üzerindeki etkisini incelemiştir. ABD hisse senedi piyasasının oynaklığını temsil etmesi için S&P500 üç aylık gerçekleşen oynaklık endeksinin (*the realized volatility index*) kullanıldığı analiz 11 Mart 2020-15 Mayıs 2020 tarihlerini kapsamaktadır. Analiz EKK ve Kısıtlanmış EKK ile gerçekleştirilmiştir. Tahmin sonuçları yeni vaka ve ölüm oranlarındaki artışın ABD hisse senedi piyasalarının oynaklığını arttırdığını göstermektedir. Benzid ve Chebbi (2020) COVID-19 toplam vaka ve ölüm sayılarının USD/EUR, USD/Yuan ve USD/Sterlin kurlarının oynaklığı üzerindeki etkisini araştırmışlardır. GARCH modeli ile gerçekleştirilen analiz 1 Ocak 2020 - 11 Nisan 2020 tarihlerini kapsamaktadır. Model sonuçlarına göre, COVID-19 toplam vaka ve ölüm sayıları arttıkça USD/EUR, USD/Yuan ve USD/Sterlin kurlarının oynaklığı artmaktadır.

COVID-19 virüsü coğrafi olarak yayılmasının yanı sıra ekonomik ve finansal etkileri de Çin'den tüm dünyaya hızlı bir şekilde yayılmıştır. Bu nedenle literatür de salgın sürecinde farklı

ülke finansal piyasaları arasındaki oynaklık yayılımını incelemeye başlamıştır. Bu bağlamda pandemi sürecinde ortaya çıkan mevcut çalışmalar hisse senedi piyasaları, petrol piyasaları, altın piyasaları ve kripto para piyasaları arasındaki oynaklık yayılım etkisini ele almışlardır. Dutta vd. (2020) çalışmalarında COVID-19 pandemi döneminde altın, petrol fiyatları ve bitcoin arasındaki oynaklık yayılım etkisini DCC-MGARCH (Dynamic Conditional Correlation) modeli ile incelemişlerdir. Model sonuçlarına göre, pandemi sürecinde altın piyasası ile petrol piyasası arasındaki dinamik koşullu korelasyon pozitifdir. Pandemi sürecinde, bitcoin piyasası ile altın piyasası arasındaki dinamik koşullu korelasyon pozitif iken, bitcoin piyasası ile petrol piyasası arasında negatiftir. Akhtaruzzaman vd. (2021) pandemi döneminde Çin ve G7 ülkelerinin finansal kurumların ve finansal olmayan kurumların hisse senedi getirileri arasındaki oynaklık yayılma etkisini incelemişlerdir. DCC-MGARCH modeli ile gerçekleştirilen analiz, COVID-19 krizi öncesi (1 Ocak 2013 - 30 Aralık 2019) ve COVID-19 kriz dönemi (31 Aralık 2019 - 20 Mart 2020) olarak iki ayrı alt dönem için gerçekleştirilmiştir. Model sonuçlarına göre, Çin ve G7 ülkelerinin finansal ve finansal olmayan kurumlarının hisse senedi getirileri arasındaki dinamik koşullu korelasyon COVID-19 kriz döneminde önemli ölçüde artmıştır. Bu artış Çin ve G7 ülkelerinin finansal kurumları arasında daha yüksektir. Ayrıca pandemi döneminde G7 ülkelerinin hisse senedi piyasasındaki oynaklık artışı Çin ve Japonya'nın hisse senedi piyasasındaki oynaklık artışı kaynaklıdır. Sakurai ve Kurosaki (2020) COVID-19 pandemi krizinin ardından petrol piyasası ile ABD hisse senedi piyasası arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. WTI petrol fiyatlarının ve S&P500 endeksinin kullanıldığı analiz iki alt dönemi kapsamaktadır. 18 Mayıs 2010 - 31 Ocak 2020 tarihleri arası COVID-19 krizi öncesi dönem olarak tanımlanırken, 3 Şubat 2020 - 31 Mayıs 2020 tarihleri arası ise COVID-19 krizi dönemi olarak tanımlanmıştır. DCC-MGARCH modelinin kullanıldığı analiz sonuçları WTI petrol fiyatları ile S&P500 endeksi arasındaki var olan asimetric korelasyonun COVID-19 kriz döneminde arttığını göstermektedir. Sharma (2020), bölgesel bir bakış açısıyla çalışmasında COVID-19 pandemi sürecinde Asya bölgesindeki toplulaştırılmış hisse senedi piyasası oynaklıklarının Hong Kong, Japonya, Rusya, Singapur ve Güney Kore ülkelerinin hisse senedi piyasası oynaklıklarına geçişkenliğini incelemiştir. Pandemi dönemi olarak 31 Aralık 2019 - 25 Eylül 2020 tarihlerini kapsayan analiz sonuçlarına göre, bölgesel düzeyde hisse senedi piyasalarında meydana gelen bir oynaklık ülke düzeyindeki hisse senedi piyasalarının da oynaklığını etkilemektedir. Asya bölgesinde hisse senedi piyasalarında yaşanan oynaklık artışı Hong Kong, Japonya, Rusya, Singapur ve Güney Kore ülkelerinin hisse senedi piyasa oynaklıklarını arttırmaktadır.

Yukarıda bahsi geçen çalışmalar COVID-19 sürecinde farklı ülkelerin finansal piyasaları ve tek bir ülke özelinde farklı finansal piyasalar arasındaki oynaklık yayılım etkisini incelerken, COVID-19'un doğrudan oynaklık yayılımı üzerindeki etkisine değinmemektedirler. Bu bağlamda literatürden farklı olarak, Baek ve Lee (2021) ABD hisse senedi piyasası ile COVID-19 arasındaki oynaklık yayılım etkisini incelemişlerdir. BEKK-MGARCH modelinin kullanıldığı analiz bulguları, ABD hisse senedi piyasasının oynaklığının hem ABD borsasında yaşanan geçmiş dönem şoklara hem de COVID-19' da yaşanan şoklara bağlı olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte COVID-19 bağlantılı ölüm sayılarındaki artış ile birlikte ABD hisse senedi piyasası oynaklığının yükseldiği, iyileşen hasta sayılarındaki artış ile birlikte ABD hisse senedi piyasasının oynaklığının düştüğü bulgusuna ulaşılmıştır. Corbet vd. (2021)'de çalışmalarında COVID-19'un doğrudan oynaklık yayılımı üzerindeki etkisine öncelik vermişlerdir. Yazarlar pandemi sürecinde korona virüs ve grip endekslerinden Çin'in altın ve petrol piyasalarına doğru bir oynaklık yayılım etkisinin varlığını araştırmışlardır. Oynaklık yayılım etkisi 5 Ocak 2020- 12 Mayıs 2020 tarihleri için DCC-MGARCH modeli ile tahmin edilmiştir. Model sonuçları

korona virüs ve grip endekslerinden Çin'in altın ve petrol vadeli işlem piyasalarına doğru güçlü bir pozitif oynaklık yayılım etkisinin olduğunu göstermektedir.

3. Metodoloji ve Veri

Çalışmada COVID-19 krizinin Türkiye ve G7 ülkelerinin hisse senedi piyasalarının oynaklıkları üzerindeki etkisi EGARCH (1,1) modeli kullanılarak incelenmiştir. Ampirik çalışmalar, finansal varlıkların getirilerinin büyük çoğunluğunun şişman kuyruk (leptokurtik) özelliği gösterdiğini ve oynaklık kümelenmelerine sahip olduğunu göstermektedir. Bu özellikler getiri serilerinin varyanslarının zamana göre değişmesine neden olmaktadır. Bu nedenle yüksek frekanslı zaman serilerinde sabit varyanslı modeller yerine, varyansın zamana göre değişken olduğunu kabul eden Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) ve GARCH ailesi modelleri kullanılmaktadır. GARCH modeli Bollerslev (1986) tarafından, ARCH modelinin genişletilmesiyle oluşturulmuştur. GARCH modeli, ARCH modelinin koşullu varyansın kendi geçmiş dönem değerlerini de içeren genelleştirilmiş bir türevidir. GARCH (p,q) modeli şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$y_t = \gamma x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2} \dots) \sim N(0, h_t) \quad (2)$$

$$h_t = w_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad i = 1, \dots, p \text{ ve } j = 1, \dots, q \quad (3)$$

Eşitlik 1'de x_t dışsal bir değişkeni ve ε_t ise rassal hatayı temsil etmektedir. Eşitlik 3'te ise, h_t , t dönemindeki getirinin koşullu varyansını temsil etmektedir. α_i , geçmiş dönem hata karelerini gösteren ARCH terimini ve β_j ise koşullu varyansın kendi geçmiş dönem değerlerini gösteren GARCH terimidir. GARCH (p,q) modeli rassal dağılımın koşullu varyansının, karesel hataların ve koşullu varyansın geçmiş değerlerine doğrusal olarak bağlı olmasına izin vermektedir. Bu model ε_t^2 'nin bir ARMA süreci tarafından oluşturulduğunu göstermektedir (Bollerslev, 1986: 310). Optimal p ve q değerleri pek çok analiz yönteminde belirlenebilse de, pek çok finansal zaman serilerinin analizi için GARCH (1,1) modeli yeterli olmaktadır (Lamoureux ve Lastrapes, 1990: 226).

GARCH (p,q) sürecinde $\alpha_i + \beta_j$ parametrelerinin toplamı şokların kalıcılığını gösteren parametreyi (persistence parameter) temsil etmektedir. Eğer $\alpha_i + \beta_j < 1$ ise şokların volatilité üzerindeki kalıcılığı zamanla azalırken, $\alpha_i + \beta_j > 1$ olduğu durumda ise şokların volatilité üzerindeki kalıcılığı zamanla artmaktadır. $\alpha_i + \beta_j = 1$ ise şokların volatilité üzerindeki kalıcılığı sonsuzdur ve GARCH modelini kullanmak hatalıdır (Chou, 1988: 282). Engle ve Bollerslev (1986) $\alpha_i + \beta_j = 1$ olduğu GARCH modellerini "Bütünleşik GARCH (Integrated GARCH- IGARCH)" modeli olarak tanımlamışlardır. Bollerslev (1986) GARCH (p,q) modelinin geçerli olabilmesi için varyans modelinin sabit terimi, w_0 , ile α_i ve β_j parametrelerine pozitiflik koşulu kısıtlaması koymuştur.

Black (1976) hisse senedi getirilerinin, getirilerin oynaklığı ile negatif ilişkili olduğunu ortaya koymuştur. Şöyle ki, oynaklık getirideki kötü haberler (*bad news*) ile birlikte yükselirken (aşırı getiriler beklenen getirilerden daha yüksektir); getirilerdeki iyi haberler (*good news*) ile

birlikte düşmektedir (aşırı getiriler beklenen getirilerden daha yüksektir). Black (1976)'nın çalışmasından sonra bu durum "kaldıraç etkisi (leverage effect)" olarak tanımlanmaktadır. Bununla birlikte Eşitlik 3'te gösterilen GARCH modeli h_t 'nin özelliklerinin beklenmedik aşırı getirilerin pozitif veya negatifliği tarafından değil, yalnızca beklenmedik aşırı getirilerinin büyüklüğü tarafından belirlendiğini göstermektedir. Eğer ε_t 'nin dağılımı simetrik ise, $t+1$ dönemindeki varyanstaki değişim t dönemindeki aşırı getiri ile koşullu olarak ilişkisiz olacaktır (Nelson, 1991:349).

Eşitlik 3'te h_t , h_t 'nin ve ε_t^2 'nin gecikmeli değerlerinin doğrusal bir fonksiyonudur. Burada koşullu varyans yalnızca gecikmeli hata terimlerinin büyüklükleri tarafından belirlenmektedir. Fakat ampirik literatür göstermiştir ki finansal getiri serileri şişman kuyruk özelliği gösterirler ve oynaklık kümelenmeleri ile şoklara karşı asimetrik tepkilere sahiptirler. Bu nedenle yalnızca getirilere gelen şokun büyüklüğü değil, işareti de önemlidir. Bu nedenle Nelson (1991) GARCH modeline konulan pozitiflik kısıdının şoklara karşı finansal getirilerin tepkilerindeki asimetriyi ölçemediğini ifade ederek "Üstel GARCH (Exponential GARCH-EGARCH)" modelini geliştirmiştir. Model şöyle tanımlanmaktadır:

$$\log(h_t) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(h_{t-j}) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \left(\frac{\varepsilon_{t-k}}{h_{t-k}} \right) \quad (4)$$

Eşitlik 4'te α_0 sabit terimi, α_i ve β_j ise standart ARCH ve GARCH terimlerini ifade etmektedirler. γ_k parametresi ise koşullu varyansın şoklara karşı tepkisinin asimetrik olduğunu gösteren kaldıraç parametresidir. Eğer γ_k parametresi anlamlı ($\gamma_k \neq 0$) ise şokların etkisi asimetriktir. Eğer $\gamma_k > 0$ ve anlamlı ise geçmiş dönemde meydana gelen pozitif bir şok, negatif bir şoka göre, oynaklığı daha fazla arttırmaktadır. Eğer $\gamma_k < 0$ ve anlamlı ise geçmiş dönemde meydana gelen negatif bir şok, pozitif bir şoka göre, oynaklığı daha fazla arttırmaktadır. Nelson (1991) asimetri etkisini yakalayabilmek için, EGARCH modelinin parametrelerine herhangi bir pozitiflik kısıdı getirmemiştir.

Eşitlik 4'e COVID-19 toplam vaka sayısı eklendiğinde koşullu varyans şu şekilde ifade edilebilir (Apergis ve Apergis, 2020: 4):

$$\log(h_t) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(h_{t-j}) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \left(\frac{\varepsilon_{t-k}}{h_{t-k}} \right) + kCOVID19_{it} \quad (5)$$

Eşitlik 5'te $COVID19_{it}$ değişkeni Türkiye ile G7 ülkelerine ait günlük toplam COVID-19 vaka sayısındaki değişimi göstermektedir. Bu ülke grupları için $COVID19_{it}$ değişkenin hisse senedi piyasasının getiri oynaklığı üzerindeki etkisinin pozitif olması beklenmektedir. $COVID19_{it}$ değişkeni şu şekilde hesaplanmıştır:

$$COVID19_{it} = \ln \left(\frac{Toplam\ Vaka\ Sayısı_{i,t}}{Toplam\ Vaka\ Sayısı_{i,t-1}} \right) \quad (6)$$

COVID-19 krizinin Türkiye ve G7 ülkelerinin hisse senedi piyasalarının oynaklığı üzerindeki etkisi için kullanılan EGARCH (1,1) modeli 11 Mart 2020 - 15 Ocak 2021 tarihleri için gerçekleştirilmiştir. Analizde Türkiye ve G7 ülkelerinin hisse senedi piyasalarını temsil etmesi için DAX, CAC, MSCI, FTSE, NYSE, TSX, NIKKEI ve XU100 borsa endekslerinin kapanış fiyatları ve

COVID-19'u temsil etmesi için ise bu ülkelere ait günlük toplam vaka sayıları kullanılmıştır. Türkiye ve G7 ülkelerine ait borsa endekslerinin günlük kapanış fiyatları getiri serisi şeklinde kullanılmıştır. Borsa endeks getirileri şu formül ile hesaplanmıştır:

$$R_{it} = \ln \left(\frac{Endeksi_{i,t}}{Endeksi_{i,t-1}} \right) \quad (7)$$

Eşitlik 7'de R_{it} i ülkesinin t zamanındaki borsa endeks getirisini ifade etmektedir. Türkiye ve G7 ülkelerine ait günlük borsa endeksi kapanış fiyatları "investing.com" veri sitesinden elde edilmişken; günlük COVID-19 toplam vaka sayısı ise "Our World in Data"⁵ veri tabanından derlenmiştir.

Analizde toplam sekiz ülkenin hisse senedi piyasaları kullanıldığından "senkronize olmayan ticaret etkisi (nonsynchronous trading effect)" sorunu ile karşılaşılabilir (Olbrys ve Majewska, 2017: 412). Her ülkenin borsa açılış-kapanış saatlerinin farklı olması (Eun ve Shim, 1989: 243) ve ülkelerin farklı milli ve dini bayramlara, beklenmedik olaylara sahip olmaları (Baumöhl and Výrost, 2010: 415) nedeniyle, veri setindeki bazı günlerde hisse senedi alım-satımı yapılamaz. Dolayısıyla ülke borsa endekslerine ait getirileri senkronize olarak gözlemlenemez. Bu durum senkronize olmayan ticaret etkisi sorununa neden olur. Eğer veri tabanı hazırlanırken bu sorun dikkate alınmazsa, hisse senedi getirilerinin momentlerinde ve ortak momentlerinde ciddi sapmalar meydana gelir (Campell vd., 1997: 85). Senkronize olmayan ticaret etkisinin çözümü için bazı araştırmacılar haftalık ya da aylık veri kullanmaktadırlar. Fakat bu çözüm, günlük verinin içerdiği bilgiyi yakalayamamaktadır (Baumöhl and Výrost, 2010: 416). Diğer bir çözüm ise, "ortak ticaret penceresi (common trading window)" olarak adlandırılan yöntemdir. Bu yöntemde hisse senedi alım-satımının yapılmadığı günler veri setinden çıkarılır ve tüm ülkelerde hisse senedi alım-satımının yapıldığı aynı tarihler veri setinde toplanır (Eun ve Shim, 1989; Olbrys, 2013; Olbrys ve Majewska, 2014). Diğer bir ifadeyle, tüm ülkelerdeki hisse senedinin alım-satım yapıldığı tarihler ülkeler arasında senkronize edilir. Çalışmada senkronize olmayan ticaret etkisinin çözümü için öncelikle tüm ülkeler için hisse senedi alım-satımının yapılmadığı günler veri setinden çıkarılmıştır. Daha sonra tüm ülkelerde hisse senedi alım-satımının yapıldığı aynı tarihler veri setinde toplanmıştır.

4. Ampirik Model Sonuçları

Rassal bir yürüyüşe (*random walk*) sahip olan fiyat serileri, genel olarak düzeyde durağan değildir (Herwartz, 2004: 197). Bu nedenle değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler incelenmeli ve serilerin durağanlığı kontrol edilmelidir. Ayrıca logaritmik fiyat serilerinin yüksek frekanslı seriler olması ve bu serilerin hata terimlerinin zamana göre değişmesi, değişen varyansın (ARCH etkisinin) da kontrol edilmesini gerektirmektedir. Bu bağlamda Tablo 1 ve Tablo 2'de, sırasıyla, ülkelere ait borsa endeks getirilerine ve günlük toplam vaka sayılarına dair tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır.

Ülke borsa endeks getirilerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 1'de yer almaktadır. Tüm ülkelerin standart sapma değerleri karşılaştırıldığında en yüksek oynaklık NYSE endeksinde iken, en düşük oynaklık ise NIKKEI endeksinde. Skewness değerine bakıldığında, tüm borsa endeks getirilerinin dağılımı asimetrik. NIKKEI endeks getirisinin serisi sağa çarpık iken diğer

⁵ Bu veri tabanı tüm ülkelerin günlük vaka- ölüm sayılarını içeren ve aynı zamanda pandemi sürecinde sağlık sektörü ile ilgili pek çok temel verinin yer aldığı geniş bir veri tabanıdır. Detaylı bilgi için erişim adresi: <https://ourworldindata.org>.

tüm borsa endeks getirilerinin serileri ise sola çarpıktır. Kurtosis değeri ise serilerin leptokurtik özelliğe sahip olup olmadıklarını göstermektedir ve kritik değer 3'tür⁶. Türkiye ve G7 ülkelerinin borsa endeks getirilerinin kurtosis değeri 3'ün üzerindedir. Tüm seriler şişman kuyruk (*fat tail*) özelliğine sahiptir dolayısıyla leptokurtik serilerdir. Endeks getiri serilerinin normallik varsayımını sınanan Jargue-Bera değerlerine bakıldığında, hiçbir endeks getiri serisinin normal dağılıma sahip olmadığı görülmektedir.

Tablo 1: Ülke Borsa Endekslerine Dair Tanımlayıcı İstatistikler

| | CAC | DAX | FTSE | MSCI | NIKKEI | NYSE | TSX | XU100 |
|---------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Ortalama | 0,0010 | 0,0015 | 0,0007 | 0,0011 | 0,0019 | 0,0012 | 0,0009 | 0,0022 |
| Medyan | 0,0009 | 0,0007 | 0,0008 | 0,0007 | -0,0003 | 0,0021 | 0,0020 | 0,0037 |
| Maximum | 0,0805 | 0,1041 | 0,0866 | 0,0828 | 0,0773 | 0,0956 | 0,1129 | 0,0581 |
| Minimum | -0,1309 | -0,1305 | -0,1151 | -0,1878 | -0,0627 | -0,1259 | -0,1317 | -0,0841 |
| Std, Sapma | 0,0219 | 0,0222 | 0,0196 | 0,0237 | 0,0170 | 0,0240 | 0,0229 | 0,0175 |
| Skewness | -0,7737 | -0,6142 | -0,6750 | -2,3850 | 0,5554 | -1,0750 | -1,1323 | -1,1065 |
| Kurtosis | 11,2616 | 11,6903 | 10,704 | 24,9372 | 7,2350 | 10,7438 | 15,6218 | 8,2895 |
| Jarque-Bera | 541,6429 (0,0000) | 590,5796 (0,0000) | 469,0328 (0,0000) | 3863,972 (0,0000) | 146,9700 (0,0000) | 495,1880 (0,0000) | 1260,708 (0,0000) | 252,0616 (0,0000) |
| Birim Kök Testleri | | | | | | | | |
| ADF Testi | -13,5777 ^c | -13,6465 ^c | -11,2540 ^c | -15,8683 ^c | -11,9648 ^c | -18,4055 ^c | -19,5417 ^c | -14,0170 ^c |
| PP Testi | -15,1614 ^c | -13,6468 ^c | -14,8345 ^c | -15,7518 ^c | -11,9648 ^c | -18,0058 ^c | -19,3117 ^c | -14,0253 ^a |
| KPSS Testi | 0,0590 ^a | 0,0512 ^a | 0,0627 ^a | 0,0545 ^a | 0,0652 ^a | 0,0789 ^a | 0,0661 ^a | 0,1804 ^a |
| LM Testi | -8,7806 ^a | -9,3895 ^a | -9,3056 ^a | -6,8893 ^a | -5,0429 ^a | -4,6028 ^a | -4,1171 ^a | -4,7837 ^a |
| ARCH Testi | | | | | | | | |
| ARCH Testi | 5,0003 (0,0000) | 4,3559 (0,0000) | 3,2502 (0,0003) | 1,6920 (0,0866) | 5,5778 (0,0000) | 6,2945 (0,0000) | 10,7087 (0,0000) | 2,3070 (0,0098) |
| Gözlem Sayısı | 184 | 184 | 184 | 184 | 184 | 184 | 184 | 184 |

Not: a ve c sırasıyla sabit terimli ve sabitsiz-trendsiz terim ile gerçekleştirilen test sonuçlarını göstermektedir. ADF ve PP Testi için MacKinnon's kritik değeri -2,5776 (sabit ve trendsiz), PP testi için sabit terimli test sonuçlarında %1 anlamlılık düzeyinde MacKinnon's kritik değeri -3,4661'dir. KPSS testi için sabit terimli test sonuçlarında %1'de asimptotik kritik değeri 0,7390'dır. Lee- Strazicich LM testinin sabit terimli %1 anlamlılık düzeyinde kritik değeri -4,0355'tir. ARCH testi 12 gecikmede yapılmıştır. Parantez içindeki değerler ilgili değerlere ait olasılık değerleridir.

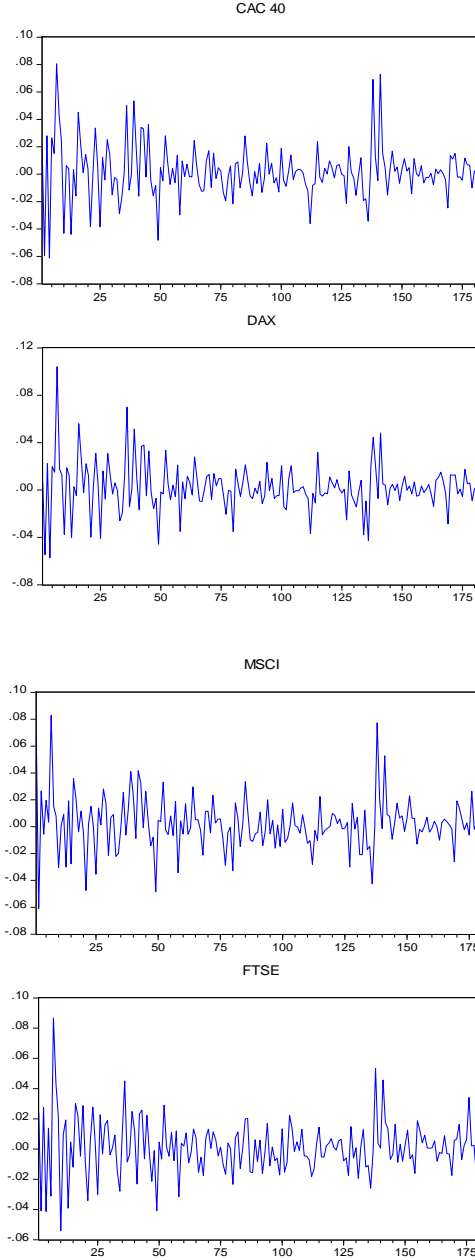
Endeks getiri serilerinin durağanlık sınamaları Augmented-Dickey-Fuller (ADF) Testi, Philips-Perron (PP) Testi ve Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) Testi ile yapılmıştır. ADF ve PP test sonuçlarına göre tüm getiri serileri için birim kökün varlığını sınanan sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. KPSS testi sonuçlarına göre ise tüm ülkelerin getiri serileri için durağanlığın varlığını sınanan sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde kabul edilmiştir. Böylece tüm endeks getiri serileri I(0)'da durağandırlar. Ayrıca COVID-19 dönemi hisse senedi piyasalarını derinden etkileyen bir kriz olduğundan serilerin yapısal kırılma altında birim köke sahip olup olmadıkları da kontrol edilmiştir. Bunun için ortalama kırılmayı dikkati alan Lee- Strazicich LM birim kök testi yapılmıştır. Test sonuçlarına göre tüm getiri serileri için ortalama kırılma ile birlikte birim kök vardır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Tüm ülkelerin borsa endeks getirilerinde ortalama yapısal kırılmaya rastlanmamıştır⁷. Getiri

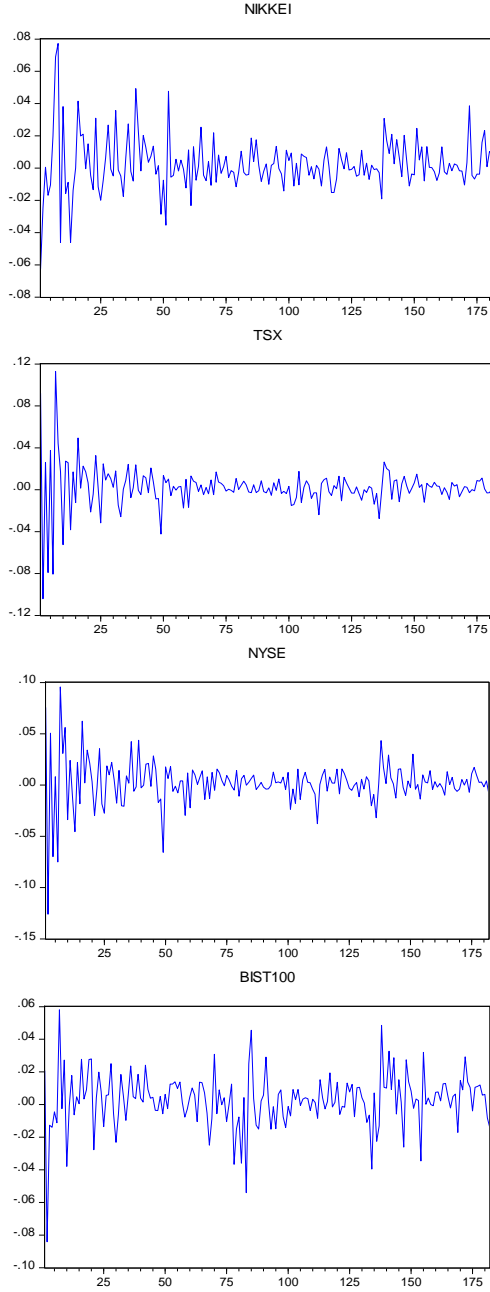
⁶ Detaylı bilgi için bakınız: Kallner (2018)

⁷ Tüm getiri serilerinde ICSS (Iterative Cumulative Sum of Squares) Algoritması ile varyansta kırılmanın olup olmadığı da kontrol edilmiştir. Algoritma sonuçlarına göre, borsa endeks getirilerinin varyansında kırılmaya rastlanmamıştır.

serilerinde değişen varyansın kontrolü için ARCH testi kullanılmıştır. ARCH testi optimum ARMA yapısı belirlenerek gerçekleştirilmiştir. ARCH testi sonuçlarına göre, tüm endeks getirilerinde hata terimlerinde değişen varyansın olmadığını sınanan sıfır hipotezi reddedilmiştir. Tüm endeks getiri serilerinin hata terimleri ARCH etkisine sahiptir. Türkiye ve G7 ülkelerine ait getiri serilerinin grafikleri Grafik 1’de gösterilmiştir.

Grafik 1: Türkiye ve G7 Ülkelerinin Borsa Endeks Getirileri





Grafik 1'den tüm ülkelerin borsa endeks getirilerinde belirli dönemlerde oynaklık kümelenmeleri (*volatility clustering*) gözlemlenmektedir. Tablo 2'de Türkiye ve G7 ülkelerine ait toplam vaka sayılarına ilişkin tanımlayıcı istatistikler mevcuttur. COVID-19 toplam vaka sayısı serisi yüksek frekanslı zaman serisi niteliğinde olmadığından yapısal kırılma testleri yapılmamıştır.

Tablo 2' de Türkiye ve G7 ülkelerine ait günlük toplam COVID-19 vaka sayılarına dair tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır. Skewness ve kurtosis değerlerine bakıldığında tüm ülkelerin günlük toplam vaka serilerinin sağa çarpık (asimetrik) oldukları ve şişman kuyruk özelliği gösteren leptokurtik seriler olduğu görülmektedir. Jargue-Bera değerlerine bakıldığında ise hiçbir ülkenin toplam vaka sayısı serisinin normal dağılıma sahip olmadığı görülmektedir. Birim kök sınamaları için kullanılan ADF ve PP test sonuçlarına göre hiçbir ülkenin günlük toplam vaka sayıları serileri birim kök içermemektedirler. KPSS testi sonuçlarına göre ise tüm ülkelerin toplam vaka sayıları serileri I(0)' da durağandır. Tüm ülkelerin toplam vaka sayıları serileri sıfırdan dereceden bütünleşiktir. Toplam vaka sayılarında değişen varyans testinde ARCH testi kullanılmıştır. ARCH testi optimum ARMA yapısı belirlenerek gerçekleştirilmiştir. ARCH testi sonuçlarına göre, Fransa ve Türkiye hariç, diğer ülkelerin toplam vaka sayıları serisinin hata terimi zamana göre değişmektedir.

Tablo 2: Ülke Günlük Toplam Vaka Sayılarına Dair Tanımlayıcı İstatistikler

| | Fransa | Almanya | İngiltere | İtalya | Japonya | ABD | Kanada | Türkiye |
|---------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| Ortalama | 4,0244 | 3,9328 | 4,4712 | 2,9596 | 3,4227 | 5,6043 | 4,9403 | 7,9781 |
| Medyan | 1,3283 | 1,4449 | 1,5358 | 0,8233 | 1,6849 | 1,6144 | 1,3505 | 0,8415 |
| Maximum | 85,4784 | 68,2478 | 66,8194 | 46,0187 | 38,8217 | 121,5818 | 95,9350 | 207,4874 |
| Minimum | -23,6313 | 0,0085 | 0,0021 | -0,0621 | 0,1404 | 0,5323 | 0,1587 | 0,0000 |
| Std, Sapma | 10,2857 | 9,0444 | 8,4374 | 5,8588 | 4,9123 | 12,8018 | 11,4361 | 24,7538 |
| Skewness | 4,9781 | 5,1120 | 4,0913 | 4,7451 | 3,7033 | 5,5965 | 5,0229 | 5,3785 |
| Kurtosis | 33,7809 | 32,3414 | 24,0885 | 31,3871 | 21,5268 | 43,3252 | 33,4333 | 35,9401 |
| Jarque-Bera | 8023,894 (0,0000) | 7401,773 (0,0000) | 3922,894 (0,0000) | 6868,533 (0,0000) | 3052,123 (0,0000) | 13427,47 (0,0000) | 7874,496 (0,0000) | 9205,907 (0,0000) |
| Birim Kök Testleri | | | | | | | | |
| ADF Testi | -10,2597 ^a | -9,0241 ^a | -5,6976 ^c | -6,1674 ^c | -2,0186 ^c | -10,4456 ^a | -9,2554 ^a | -6,3517 ^c |
| PP Testi | -10,5722 ^b | -6,6476 ^a | -9,0450 ^b | -9,4030 ^b | -11,5206 ^b | -9,4427 ^b | -10,4744 ^b | -8,8149 ^b |
| KPSS Testi | 0,5926 ^a | 0,4455 ^a | 0,6125 ^a | 0,3619 ^a | 0,1792 ^b | 0,7116 ^a | 0,6935 ^a | 0,5426 ^a |
| ARCH Testi | | | | | | | | |
| ARCH Testi | 0,3563 (0,9763) | 7,2734 (0,0000) | 2,4797 (0,0055) | 5,7904 (0,0000) | 5,0362 (0,0000) | 4,5484 (0,0000) | 4,8725 (0,0000) | 0,2681 (0,9931) |
| Gözlem Sayısı | 184 | 184 | 184 | 184 | 184 | 184 | 184 | 184 |

Not: a, b ve c sırasıyla sabit terimli, sabitli-trendli ve sabitsiz-trendsiz terim ile gerçekleştirilen test sonuçlarını göstermektedir. ADF ve PP Testi için sabit terimli test sonuçlarında %1'de MacKinnon's kritik değeri -3,4672, sabit ve trendli test sonuçlarında %1'de -4,0089 ve sabitsiz-trendsiz test sonuçlarında %1'de ise -2,5779' dur. KPSS testi için sabit terimli test sonuçlarında %1'de asimptotik kritik değeri 0,7390, sabitli ve trendli test sonuçlarına göre ise %1'de 0,2160'dır. ARCH testi 12 gecikmede yapılmıştır. Parantez içindeki değerler ilgili değerlere ait olasılık değerleridir.

Türkiye ve G7 ülkelerinin borsa endeks getirileri ve toplam vaka sayılarına ilişkin tanımlayıcı istatistikler incelendikten sonra, COVID-19 krizinin hisse senedi piyasalarının oynaklığı üzerindeki etkisini analiz etmek için EGARCH (1,1) modeli uygulanmıştır. Borsa endeks getirileri ve toplam vaka sayıları normal dağılım göstermedikleri ve şişman kuyruk özelliği gösterdikleri için EGARCH(1,1) modeli "student t" dağılımı ile tahmin edilmiştir. Model sonuçları Tablo 3'te sunulmuştur.

GARCH modelleri aracılığıyla yapılan oynaklık analizlerinin geçerli olabilmesi Bollerslev (1986) w_0 , α_i ve β_j parametrelerinin pozitiflik şartını sağlaması gerektiğini göstermiştir. Fakat Nelson ve Cao (1992), He ve Teräsvirta (1999) pozitiflik şartının oldukça kısıtlayıcı olduğunu ve bazı tahminlemelerde w_0 ve α_i parametrelerinin negatif elde edilebileceğini göstermişlerdir. Nitekim Nelson (1991) ve Chen ve Kuan (2002) çalışmalarında EGARCH model sonuçlarında

varyans denkleminin ortalamasını (w_0) negatif hesaplamışlardır. Bu bağlamda Tablo 3'teki model sonuçları incelendiğinde, varyans denkleminin sabit terimi tüm ülke borsa endeks oynaklıkları için negatiftir.

EGARCH (1,1) modelinin yorumlanabilir olabilmesi için model içinde tahmin edilen parametrelerin istatistiksel olarak anlamlılıkları önemlidir. Bu bağlamda ARCH parametresi (α_i) tüm ülkelerin hisse senedi piyasa getirilerinin oynaklığında pozitif etkiye sahip iken; bu etki İngiltere, İtalya ve ABD hisse senedi piyasaları için anlamsızdır. GARCH parametresi (β_j) de tüm ülke hisse senedi piyasalarında pozitif etkiye sahiptir. Fakat GARCH etkisi Almanya, İngiltere, İtalya ve ABD hisse senedi piyasaları için anlamsızdır. Kaldıraç etkisini ölçen kaldıraç parametresi (γ_k) ise İngiltere, İtalya ve ABD hisse senedi piyasaları için anlamsız elde edilmiştir. Bu nedenle pandemi sürecinde Almanya, İngiltere, İtalya ve ABD'nin hisse senedi piyasalarının oynaklıkları üzerinde toplam vaka sayısının oynaklığı artırıcı etkisi anlamlı olsa da EGARCH (1,1) modeli ile analiz etmek uygun değildir. Bu ülkelerin hisse senedi piyasalarının oynaklıkları üzerinde COVID-19'un etkisini farklı oynaklık modelleri ile incelemek daha dirençli sonuçlar elde edilmesini sağlayabilir. Tahmin edilen parametreler COVID-19 krizinin Fransa, Japonya, Kanada ve Türkiye'nin hisse senedi piyasalarının getiri oynaklıkları üzerindeki etkisinin EGARCH oynaklık modeli ile analiz edilebileceğini göstermektedir.

Tablo 3: COVID-19 Krizinin Türkiye ve G7 Ülkelerinin Hisse Senedi Piyasalarının Oynaklığı Üzerindeki Etkisi: EGARCH (1,1) Modeli

| Parametreler | Fransa | Almanya | İngiltere | İtalya | Japonya | ABD | Kanada | Türkiye |
|--------------------------------------|------------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|------------------------------|----------------------|------------------------------|-------------------------------|
| Ortalama Denklemi | | | | | | | | |
| <i>Sabit Terim</i> | 0,0002 (0,0009) | 0,0013 (0,0013) | 0,0013 (0,0010) | 0,0010 (0,0011) | 0,0007 (0,0008) | 0,0019 (0,0009)- | 0,0008 (0,0005) | 0,0034 (0,0008)* |
| Varyans Denklemi | | | | | | | | |
| <i>COVID19_{it}</i> | 0,0574 (0,0136)* | 0,0726 (0,0131)* | 0,0801 (0,0126)* | 0,1082 (0,0215)* | 0,0440 (0,2119) | 0,0950 (0,0121)* | 0,0596 (0,0318)** | 0,0180 (0,0068)* |
| <i>w₀</i> | -12,0145 (0,8066)* | -8,3245 (0,1743)* | -8,9431 (0,2578)* | -8,2924 (0,5913)* | -11,9200 (0,9081)* | -8,7781 (0,2450)* | -12,1665 (0,5768)* | -10,4824 (0,6335)* |
| <i>α_i</i> | 0,0331 (0,0186)*** | 0,0794 (0,0350)** | 0,0798 (0,0566) | 0,0381 (0,1035) | 0,1596 (0,1081)** | 0,0221 (0,0856) | 0,1213 (0,0692)*** | 0,1196 (0,0932)* |
| <i>β_j</i> | 0,9376 (0,0270)* | 0,2113 (0,1550) | 0,3095 (0,1932) | 0,1197 (0,1862) | 0,7967 (0,0673)* | 0,0008 (0,0626) | 0,8224 (0,0607)* | 0,7602 (0,1051)* |
| <i>γ_k</i> | -0,0034 (0,0012)* | 0,0024 (0,0013)*** | 0,0008 (0,0016) | -0,0019 (0,1862) | -0,0045 (0,0019)** | -0,0023 (0,0024) | -0,0024 (0,0007)* | -0,0033 (0,0018)*** |
| <i>α_i + β_j</i> | 0,9707 | 0,2907 | 0,3893 | 0,1578 | 0,9563 | 0,0229 | 0,9437 | 0,8795 |
| <i>Half-life</i> | 23,30 | 0,56 | 0,73 | 0,37 | 15,51 | 0,18 | 11,96 | 5,41 |
| <i>T dist of</i> | 4,0088 | 4,0896 | 10,4097 | 3,0958 | 4,9893 | 4,9720 | 6,8591 | 3,83111 |
| <i>LogLikelihood</i> | 478,0933 | 484,8489 | 489,7532 | 476,0063 | 520,9178 | 510,2810 | 567,9098 | 504,0785 |
| <i>AIC</i> | -5,4148 | -5,4925 | -5,5488 | -5,3908 | -5,9071 | -5,7848 | -6,4472 | -5,7135 |
| <i>SIC</i> | -5,2877 | -5,3654 | -5,4217 | -5,2637 | -5,7800 | -5,6577 | -6,3201 | -5,5864 |
| <i>HQC</i> | -5,3633 | -5,4409 | -5,4973 | -5,3393 | -5,8555 | -5,7332 | -6,3956 | -5,6619 |
| <i>ARCH LM</i> | 0,5608 (0,8705) | 1,3515 (0,2118) | 1,2230 (0,2161) | 0,0654 (0,7984) | 0,8408 (0,6084) | 0,5973 (0,8418) | 0,6002 (0,8394) | 0,6410 (0,8044) |
| <i>Q(12)</i> | 14,9180 (0,246) | 11,9440 (0,450) | 7,9945 (0,157) | 13,1240 (0,360) | 9,4944 (0,660) | 13,1380 (0,359) | 10,0060 (0,615) | 9,1697 (0,688) |
| <i>Q²(12)</i> | 12,1220 (0,436) | 15,6520 (0,208) | 9,9754 (0,126) | 0,1548 (0,926) | 11,3150 (0,502) | 7,9674 (0,788) | 7,8504 (0,797) | 8,7060 (0,728) |

Not: * ** ve ***, sırasıyla, %1, %5 ve %10 istatistiksel anlamlılık düzeyini temsil etmektedirler. Parantez içindeki değerler ilgili değerlere ait standart hata değerleridir. AIC Akaike Bilgi Kriteri'ni, SIC Schwartz Bilgi Kriterini ve HQC ise Hannan-Quinn Kriterini temsil etmektedirler. ARCH LM testi 12 gecikmede değişen varyansın testi için kullanılmıştır. Q ve Q² ise Ljung-Box istatistikleridir ve 12 gecikmede otokorelasyonun testi için kullanılmışlardır. Test sonuçlarının altındaki parantez içindeki değerler, ilgili test istatistiklerine ait olasılık değerleridir.

COVID-19 toplam vaka sayılarındaki değişimin Fransa, Japonya, Kanada ve Türkiye borsa oynaklıkları üzerindeki etkisi pozitifdir. Bu pozitif etki Japonya hariç, Almanya, Kanada ve Türkiye hisse senedi piyasaları için istatistiki olarak anlamlı bir etkidir. Toplam vaka sayısındaki %1'lik artış Fransa CAC endeksinin ve Kanada TSX endeksinin oynaklığını yaklaşık olarak %6 arttırırken; Türkiye BIST100 endeksinin oynaklığını ise yaklaşık olarak %2 arttırmaktadır.

ARCH parametresi (α_i) borsa endeks getirilerinde meydana gelen geçmiş dönemdeki bir şokun borsa endeks getirilerinin oynaklığı üzerindeki etkisini ölçmektedir. ARCH parametresi Fransa, Japonya, Kanada ve Türkiye'de pozitif ve anlamlıdır. CAC, NIKKEI, TSX ve BIST100 borsa endeks getirilerinde meydana gelen geçmiş dönem şoku cari dönemdeki endeks getirilerinin oynaklıklarını sırasıyla, 0,03, 0,15, 0,12 ve 0,11 arttırmaktadır. Getirilerde yaşanan geçmiş dönem şokları en çok Japonya'nın hisse senedi piyasa getirisinin oynaklığı üzerinde etkili olmaktadır.

GARCH parametresi (β_j) ise borsa endeks getirilerinin koşullu varyansı üzerinde kendi geçmiş dönem koşullu varyansın etkisini ölçmektedir. Diğer bir ifadeyle geçmiş dönemde hisse senedi getirilerinin oynaklıklarındaki bir şokun cari dönemdeki getiri oynaklıkları üzerindeki etkisini ölçmektedir. CAC borsasında bir dönem önceki koşullu oynaklıktaki artış mevcut oynaklığı 0,93 arttırmaktadır. Japonya'nın hisse senedi piyasasında bir dönem önceki koşullu oynaklıktaki artış mevcut oynaklığı 0,79 arttırmaktadır. GARCH parametresi Kanada için 0,82 iken Türkiye için ise 0,76'dır. Bir dönem önceki koşullu oynaklıktaki artış Kanada borsa endeksinin mevcut oynaklığını 0,82 arttırırken Türkiye'nin borsa endeksinin mevcut oynaklığını 0.76 arttırmaktadır.

Kaldıraç parametresi (γ_k) hisse senedi piyasalarının getiri oynaklıkları üzerinde pozitif ve negatif şokların etkisinin asimetrik olup olmadığını ölçmektedir. Bu bağlamda kaldıraç parametresi Fransa, Japonya, Kanada ve Türkiye hisse senedi piyasa getirilerinin oynaklığı için negatif ve anlamlıdır. Kaldıraç parametresinin istatistiki olarak anlamlı olması Fransa, Japonya, Kanada ve Türkiye borsa getirilerinin oynaklıkları için kaldıraç etkisinin varlığını göstermektedir. Parametrenin negatif olması ise negatif şokların Fransa, Japonya, Kanada ve Türkiye borsa getirilerinin oynaklıklarını, pozitif şoklara göre daha fazla arttırdığını göstermektedir.

EGARCH(1,1) modelinde şokların kalıcılığını gösteren parametre (persistence parameter) $\alpha_i + \beta_j$ toplamı ile hesaplanabilir. Bu parametre Fransa, Japonya, Kanada ve Türkiye'nin borsa endeks getirilerine gelen şokun etkisinin gelecek dönemlerde devam edip etmediğini gösterir. Borsa endeks oynaklıkları üzerinde şokların kalıcılığını gösteren parametre değeri Fransa için 0,97, Japonya için 0,95, Kanada için 0,94 ve Türkiye için ise 0,87 olarak hesaplanmıştır. Böylece $\alpha_i + \beta_j$ toplamı 1'den küçük olduğu için CAC, NIKKEI, TSX ve BIST100 endeksine gelen şoklar kalıcı değildir.

GARCH modelleri kapsamında şoklarının kalıcılığının hesaplanabilmesi yanı sıra şokların yarı ömrü (half-life) de hesaplanabilmektedir. Bu bağlamda $\ln(0.5)/\ln(\alpha_i + \beta_j)$ formülü ile şokların yarı ömrü hesaplanmıştır⁸. Bu bağlamda bir şokun Fransa borsa endeksi üzerindeki kalıcılığı yaklaşık olarak 23,30, Japonya borsa endeksi üzerindeki kalıcılığı 15,51 gün, Kanada için 11,96 gün ve Türkiye için ise 5,41 gündür. Diğer bir ifadeyle, Fransa hisse senedi piyasasında günlük ortalama fiyatlarının varyansının ortalamaya dönme eğilimi yaklaşık olarak 23-24 gün sürerken, Japonya için 15-16 gün, Kanada için 11-12 gün ve Türkiye için ise 5-6 gün sürmektedir.

⁸ Detaylı bilgi için bakınız: Smallwood (2008), Yuan (2008).

EGARCH (1,1) modeli sonrası yapılan tanı istatistikleri Tablo 3'te model sonuçlarının altında gösterilmiştir. ARCH LM testi sonuçları 12 gecikmeye kadar Fransa, Japonya, Kanada ve Türkiye'nin borsa endekslerinin koşullu varyansında değişen varyans sorunu olmadığını göstermektedir. Ljung-Box istatistikleri ise 12 gecikmeye kadar otokorelasyonun ortadan kalktığını göstermektedir. Bu da Fransa, Japonya, Kanada ve Türkiye'nin hisse senedi piyasaları için geçmiş dönem hisse senedi getirilerine yüksek dereceden bir bağımlılığın olmadığını göstermektedir.

5. Sonuç

Dünya Sağlık Örgütü tarafından küresel pandemi olarak ilan edilen COVID-19 virüsü hızla tüm dünyaya yayıldı. Virüsün hızlı yayılımı ülkeleri karantina ve sosyal mesafe gibi uygulamaları hayata geçirmeye zorladı. Bu uygulamalar sonucunda tüm dünya ülkeleri ekonomik olarak daralma yaşarken, finansal piyasa oynaklıkları da ciddi derecede arttı. Bu bağlamda çalışmanın amacı Türkiye ve G7 ülkelerindeki COVID-19 krizinin bu ülkelerin hisse senedi piyasalarının oynaklıkları üzerindeki etkisini analiz etmektir. Çalışma COVID-19 krizinin Türkiye ve G7 ülkelerinin borsa oynaklıkları üzerindeki doğrudan etkisini analiz ettiğinden, bu açıdan ulusal literatüre yenilik kazandırması beklenmektedir.

Türkiye ve G7 ülkelerinin hisse senedi piyasalarının oynaklıkları üzerinde COVID-19 krizinin etkisi şokların asimetrik etkisini de dikkate alan EGARCH(1,1) modeli ile incelenmiştir. Analiz 11 Mart 2020/ 15 Ocak 2021 tarihlerini kapsamaktadır. Analizde DAX, CAC, MSCI, FTSE, NYSE, TSX, NIKKEI ve XU100 borsa endeks getirileri ve COVID-19 krizini temsil etmesi için günlük toplam vaka sayılarındaki değişim oranları kullanılmıştır. Model sonuçlarına göre Fransa, Japonya, Kanada ve Türkiye'de günlük toplam vaka sayıları arttıkça, sırasıyla, CAC, NIKKEI, TSX ve BIST100 endekslerinin oynaklıkları artmaktadır.

Bir finansal piyasaya dair oynaklık, o piyasaya dair risk veya belirsizliğin hesaplanması ve dolayısıyla o piyasaya dair ekonomik karar vericiler için finansal yatırım ve regülasyon kararları için gösterge niteliğindedir. Ayrıca COVID-19 virüsü bir sağlık krizi olarak başlasa da hisse senedi piyasalarının oynaklıklarını etkileyen bir ekonomik kriz olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu bağlamda çalışmanın bireysel yatırımcılar, yatırım fonu yöneticileri, finans sektörü düzenleyicileri ve politika yapıcılar için bir bilgi sağlaması beklenmektedir. Özellikle uluslararası hisse senedi portföy yatırımlarında COVID-19 vaka sayılarındaki değişim de portföy çeşitlendirmesi kararlarında dikkate alınmalıdır. Bunun yanı sıra, gelecek dönemki akademik çalışmalarda çalışma bulgularının geçerliliği farklı modeller ile sınanarak, katsayıların direnci ölçülebilir.

Kaynakça

- Akhtaruzzaman, M.; Boubaker, S.; Sensoy, A. (2021), "Financial Contagion during COVID-19 Crisis", *Finance Research Letters*, C. 38, S.101604: 1-20.
- Albulescu, C. T. (2021), "COVID-19 and United States Financial Markets' Volatility", *Finance Research Letters*, C. 38: 1-5.
- Apergis, N.; Apergis, E. (2020), "The Role of COVID-19 for Chinese Stock Returns: Evidence from a GARCH Model", *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, [10.1080/16081625.2020.1816185](https://doi.org/10.1080/16081625.2020.1816185).
- Baek, S.; Mohanty, S.K.; Glamboosky, M. (2020), "COVID-19 and Stock Market Volatility: An Industry Level Analysis", *Finance Research Letters*, C. 37, S.101748: 1-10.
- Baek, S.; Lee, K.Y. (2021), "The Risk Transmission of COVID-19 in the US Stock Market", *Applied Economics*, [10.1080/00036846.2020.1854668](https://doi.org/10.1080/00036846.2020.1854668).
- Baker, S.; Bloom, N.; Davis, S.J.; Kost, K.; Sammon, M.; Viratyasin, T. (2020), "The Unprecedented Stock Market Impact of COVID-19", *CEPR Covid Economics Review*, NBER Working Paper No. w26945.
- Baumöhl E.; Výrost T. (2010), "Stock Market Integration: Granger Causality Testing with Respect to Nonsynchronous Trading Effects", *Czech Journal of Economics and Finance*, C.60, S.5: 414-425.
- Benzid, L.; Chebbi, K. (2020), "Impact of Covid-19 Virus on Exchange Rate Volatility: Evidence Through GARCH Model", *SSRN Journal*: 1-15.
- Black, F. (1976), "Studies of Stock Market Volatility Changes", 1976 Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, 177-181.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, C. 31: 307-327.
- Bora, D.; Basistha, D. (2020), "The Outbreak of COVID-19 Pandemic and Its Impact on Stock Market Volatility: Evidence from a Worst-Affected Economy", <http://dx.doi.org/10.21203/rs.3.rs-57471/v1>.
- Campbell J.Y.; Lo A.W.; MacKinlay A.C. (1997), "The Econometrics of Financial Markets", Princeton University Press, New Jersey.
- Chen, Y.T.; Kuan, C.M. (2002), "Time Irreversibility and EGARCH in US Stock Index Returns", *Journal of Applied Econometrics*, C.17: 565-578.
- Chen, C.; Liu, L.; Zhao, N. (2020), "Fear Sentiment, Uncertainty, and Bitcoin Price Dynamics: The Case of COVID-19", *Emerging Markets Finance and Trade*, C.56, S.10: 2298-2309.
- Chou, R.Y. (1988), "Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH", *Journal of Applied Econometrics*, C.3, S. 4: 279-294.
- Corbet, S.; Larkin, C.; Lucay, B. (2020), "The Contagion Effects of the COVID-19 Pandemic: Evidence from Gold and Cryptocurrencies", *Finance Research Letters*, C. 37, S.101554: 1-7.
- Dutta, A.; Das, D.; Jana, R.K.; Vo, X.V. (2020), "COVID-19 and Oil Market Crash: Revisiting the Safe Haven Property of Gold and Bitcoin", *Resources Policy*, C.69, S. 101816: 1-6.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation", *Econometrica*, C. 50: 987-1008.
- Engle, R. F.; Bollerslev, T. (1986), "Modelling the Persistence of Conditional Variances", *Econometric Reviews*, C. 5, S. 1: 1-50.
- Erdem, O. (2020), "Freedom and Stock Market Performance during COVID-19 Outbreak", *Finance Research Letters*, C. 36: 1-7.
- Eun C.S.; Shim S. (1989), "International Transmission of Stock Market Movements", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, C.24, S.2: 241-256.
- Gormsen, N.J.; Koijen, R.S.J. (2020), "Coronavirus: Impact on Stock Prices and Growth Expectations", NBER Working Papers, No. 27387: 1-46.

- Haroon, O.; Rizvi, S.A.R. (2020), "Flatten the Curve and Stock Market Liquidity- An Inquiry into Emerging Economies, Emerging Markets Finance and Trade, C.56, S.10: 2151-2161.
- He, C.; Teräsvirta, T. (1999), "Properties of the Autocorrelation Function of Squared Observations for Second-Order GARCH Processes under Two Sets of Parameter Constraints", *Journal of Time Series Analysis*, C.20: 23–30.
- Herwartz, H. (2004), "Conditional Heteroskedasticity", (Ed. Lütkepohl ve Krätzig), *Applied Time Series Econometrics*, United States of America: Cambridge University Press: 197-220.
- Li, C.S. (2012), "Common Persistence in Conditional Variance: A Reconsideration", *Economic Modelling*, C.29, S.5: 1809-1819.
- Mishra, A.K.; Rath, B.N.; Dash, A.K. (2020), "Does the Indian Financial Market Nosedive Because of the COVID-19 Outbreak, in Comparison to After Demonetisation and the GST?", *Emerging Markets Finance and Trade*, C.56, S.10: 2162-2180.
- Nelson, D. B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, C. 59, S.2: 347-370.
- Nelson, D. B.; Cao, C. Q. (1992), "Inequality Constraints in the Univariate GARCH Model", *Journal of Business and Economic Statistics*, C.10, 229–35.
- Olbrys J. (2013), "Price and Volatility Spillovers in the Case of Stock Markets Located in Different Time Zones", *Emerging Markets Finance and Trade*, C.49, S.2: 145-157.
- Olbrys J.; Majewska E. (2014), "Quantitative Identification of Crisis Periods on the Major European Stock Markets", *La Pensée*, C.76, S.1: 254–260.
- Olbrys J.; Majewska E. (2017), "Asymmetry Effects in Volatility on the Major European Stock Markets: the EGARCH Based Approach", *Quantitative Finance and Economics*, C.1, S.4: 411-427.
- Ölmez, U.; Ekinci, A.A. (2020), "Koronavirüs (COVID-19) Salgının Hisse Senedi Piyasasına Etkisi: BIST100 Örneği", *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, C. 5, S. Özel Sayı: 225-239.
- Ramelli, S.; Wagner, A.F. (2020), "Feverish Stock Price Reactions to COVID-19", *Swiss Finance Institute Research Paper*, No. 20: 1-58.
- Sakurai, Y.; Kurosaki, T. (2020), "How Has the Relationship Between Oil and The US Stock Market Changed after the COVID-19 Crisis?", *Finance Research Letters*, C.37, S. 101773: 1-8.
- Salisu, A.; Adediran, I. (2020), "Uncertainty Due to Infectious Diseases and Energy Market Volatility", *Energy Research Letters*, C.1, S.2:1-6.
- Sharma, S.S. (2020), "A Note on the Asian Market Volatility During the COVID-19 Pandemic. *Asian Economics Letters*, C.1, S.2: 1-6.
- Shen, H.; Fu, M.; Pan, H.; Yu, Z.; Chen, Y. (2020), "The Impact of the COVID-19 Pandemic on Firm Performance", *Emerging Markets Finance and Trade*, C.56, S.10: 2213-2230.
- Smallwood, A.D. (2008), "Measuring the Persistence of Deviations from Purchasing Power Parity with a Fractionally Integrated STAR Model", *Journal of International Money and Finance*, C.27: 1161-1176.
- Yuan, S.H.Y. (2008), "Metal Volatility in Presence of Oil and Interest Rate Shocks", *Energy Economics*, C. 30: 606–620.
- Yue, P.; Korkmaz, A. G.; Zhou, H. (2020), "Household Financial Decision Making Amidst the COVID-19 Pandemic", *Emerging Markets Finance and Trade*, C.56, S.10: 2363–2377.
- Xiong, H.; Wu, Z.; Hou, F.; Zhang, J. (2020), "Which Firm-Specific Characteristics Affect the Market Reaction of Chinese Listed Companies to the COVID-19 Pandemic?", *Emerging Markets Finance and Trade*, C.56, S.10: 2231-2242.
- Wang, Y.; Zhang, D.; Wang, X.; Fu, Q. (2020), "How Does COVID-19 Affect China's Insurance Market?", *Emerging Markets Finance and Trade*, C.56, S.10: 2350-2362.

Extended Summary

The Impact of COVID-19 Crisis on Stock Market Volatilities of Turkey and G7 Countries

COVID-19 crisis stems from a huge panic of the World since the coronavirus was announced by World Health Organization (WHO) on 11 March 2020. This virus panic shortly transformed an economic and financial crisis all over the world. It was observed that the COVID-19 outbreak had a greater impact on the volatility of stock markets than any other epidemic in history (Baker et al., 2020: 1). Hence, the COVID-19 crisis can define as both a health crisis and a financial crisis. Coronavirus affects each country's financial sector as well as the health sector differently. In this context, the aim of this study investigates the impact of the COVID-19 crisis on the stock market volatility of Turkey and G7 countries.

The negative impact of the COVID-19 crisis on the economies of the country has also caused the stock markets to be negatively affected. In this context, there is an increasing literature on the effects of COVID-19 on stock markets. In the relevant literature, the movement of the volatility of financial markets such as stocks, oil, bitcoin, gold during the epidemic process has been discussed. However, the relevant literature has considered both COVID-19 as a process and the direct virus's impact on the volatility of financial markets. In this context, our study is expected to contribute to the existing literature in respect to it measures the direct impact of COVID-19 on stock markets.

We use the exponential generalized autoregressive conditional heteroscedasticity (EGARCH) model to analyze the COVID-19 crisis and the stock market volatility of Turkey and G7 countries. We chose to analyze G7 countries because they G7 countries accounted for 59% of total global cases and 65% of total global deaths as of April 19, 2020. So, the COVID-19 impact on the stock market of G7 countries may have a huge impact on these stock market volatilities. Our analysis period includes 11 March 2020/ 15 January 2021 periods. We use the daily return of the CAC, DAX, FTSE, NIKKEI, TSX, MSCI, NYSE, and XU100 stock market indices and the daily total COVID-19 cases as a proxy of the COVID-19 crisis.

First of the EGARCH (1,1) model results, we check unit root and heteroskedasticity of standard errors conditions of the stock market indices and the daily number of total cases of Turkey and G7 countries. To check the unit root condition, ADF, PP, and KPSS tests and the Lee- Strazicich LM test for one structural break are used. The number of total cases and stock market indices of Turkey and G7 countries variables are stationary in the zero integrated level and the stock market indices have not a structural break in the mean. To check the heteroscedasticity conditions of standard errors, we use the ARCH test. According to ARCH test results, all the standard errors of stock market returns have ARCH effects while all country's number of total cases have ARCH effects except France and Turkey. According to the EGARCH (1,1) model results, the COVID-19 crisis increases the stock market volatility. The growth in the COVID-19 daily total number of cases in France, Japan, Canada, and Turkey is a positive impact on the CAC, NIKKEI, TSX, and XU100, respectively. This positive effect of COVID-19 is statistically significant for France, Canada, and Turkey's stock markets excluding Japan's stock market. The increase in the total number of cases increased the volatility of the France CAC and Canada TSX indices by 6% and the Turkey BIST100 index by 2% approximately. Hence, since the sum of ARCH and GARCH parameters is less than unity, shocks to CAC, NIKKEI, TSX, and BIST100 indices are not permanent. Within the scope of EGARCH models, as well as calculating the permanence of shocks, the half-life of shocks can also be calculated. In this context, the persistence of a shock on the France stock index is approximately 23.30 days, persistence 15.51 days on the Japan stock index, 11.96 days on the Canada stock index, and 5.41 days on the Turkey stock index. In other words, the tendency to return the average of the daily average prices in France is approximately 23-24 days while this tendency to return the average is approximately 15-16 days for Japan, 11-12 days for Canada, and 5-6 days for Turkey.

Volatility is a key parameter for financial market operations. Volatility allows measurement of financial risk or uncertainty for the financial asset investor. Therefore, it is a very important indicator for individual investors, investment fund managers, financial sector regulators, and policymakers (Baek et al., 2020:2). In this regard, the existence of the COVID-19's direct impact on stock market volatility is crucial for the preferences of stock market investment and regulations about financial markets. So, it is expected that our study contributes to individual investors, investment fund managers, financial sector regulators, and policymakers. In addition, it is possible to test the hypothesis with different GARCH models in future studies academically. Thus, the resistance of the coefficients calculated at the end of the study can be tested.