



GAZİANTEP UNIVERSITY JOURNAL OF SOCIAL SCIENCES

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



Araştırma Makalesi • Research Article

Hisse Senedi Piyasaları Arasında Risk Durumunda Nedensellik İlişkisi¹

The Causality Relationship among Stock Markets in Risk Situation

Serhat SEZEN^{a*} Emrah İsmail ÇEVİK^b

^a Öğr. Gör. Doktor, Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi, Malkara Meslek Yüksekokulu, Yönetim ve Organizasyon Bölümü, İşletme Yönetimi Programı, Tekirdağ/TÜRKİYE

ORCID: 0000-0002-8018-2769

^b Prof. Doktor, Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Tekirdağ/TÜRKİYE

ORCID: 0000-0002-8155-1597

MAKALE BİLGİSİ

Makale Geçmişi:

Başvuru tarihi: 28 Haziran 2022

Kabul tarihi: 25 Ağustos, 2022

Anahtar Kelimeler:

Hisse Senedi Piyasaları,

GARCH Modeller,

Hong Nedensellik Testi

ARTICLE INFO

Article History:

Received: June 28, 2022

Accepted: August 25, 2022

Keywords:

Stock Markets,

GARCH Models,

Hong Causality Test

ÖZ

Bu çalışmada, G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında aşırı risk durumlarında nedensellik ilişkisinin olası varlığının tespit edilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla 2 Ocak 1995-26 Mayıs 2022 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatları kullanılarak, G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında aşırı risk durumlarının olası varlığı Hong vd., (2009) tarafından geliştirilen risk durumunda nedensellik testi ile araştırılmıştır. Nedensellik testi sonuçlarına göre, ABD, İtalya, Almanya, Fransa, Çin, Brezilya, Arjantin ve Hindistan hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru ve Türkiye hisse senedi piyasasından da Endonezya, Meksika ve Güney Afrika hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü; Japonya, Kanada, Avustralya, Kore ve Rusya hisse senedi piyasaları ile Türkiye hisse senedi piyasası arasında çift yönlü risk durumunda nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Son olarak, İngiltere hisse senedi piyasası ile herhangi bir risk durumunda nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır.

ABSTRACT

In this paper, it is aimed to determine the possible existence of a causal relationship among the stock markets of the G-20 countries in extreme risk situations. For this purpose, between January 2, 1995 and May 26, 2022, using daily closing prices, the possible existence of extreme risk situations in the stock markets of G-20 countries was investigated with the risk situation causality test developed by Hong et al., (2009). According to the causality test results, it is unidirectional from the USA, Italy, Germany, France, China, Brazil, Argentina and India stock markets to the Turkish stock market and from the Turkish stock market to the Indonesia, Mexico and South African stock markets; It has been determined that there is a causal relationship between the stock markets of Japan, Canada, Australia, Korea and Russia and the Turkish stock market in case of bidirectional risk. Finally, no causal relationship was found in any risk situation with the UK stock market.

¹ Bu çalışma Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı'nda Doç. Dr. Emrah İsmail ÇEVİK danışmanlığında Serhat SEZEN tarafından "Hisse Senedi Piyasaları Arasında Yayılma Etkisinin İncelenmesi: G-20 Ülkeleri Üzerine Bir Uygulama" başlıklı 16.09.2021 tarihinde savunulan doktora tezinden türetilmiştir.

EXTENDED ABSTRACT

Financial liberalization policies, which have been implemented since the 1980s, and developments in information and communication technologies have accelerated the integration process between financial markets. These developments are especially important in that they offer international investors opportunities to diversify their portfolios by investing in different stock markets. In addition, with the inflow of unlimited amount of capital, especially to developing economies, through international investors, it has caused positive effects on employment and growth in these countries.

The rapid increase in financial capital flows from developed countries to developing countries not only accelerated the integration between financial markets, but also increased the interdependence of local markets with core markets. This situation has led to the conclusion that the policies implemented by the policy makers of especially developed countries affect the local markets through capital flows. As a matter of fact, the effects of the financial crisis that started in the USA in 2008 spread to the whole world in a very short time and turned into a global financial crisis. It has been shown that one of the most distinctive features of this crisis is the volatility spillover, so that the dependency between financial markets and the increase in volatility in a basic market have a positive or negative effect, especially on local markets.

In recent years, the spread of volatility has become an important issue in the modern finance literature, with the financial crises that have had significant international effects. Because stock market volatility directly affects stock prices, investments and economic performance. On the other hand, a stable stock market will ensure stability in the economy of that country, while at the same time increasing the investments to be made in the relevant country (Nikmanesh et al., 2014, p. 101). However, volatility is insufficient to monitor and control financial risks and explain how risk spillover occurs between different markets; Especially when sudden and extreme market movements occur, it has been observed that it cannot capture the risk satisfactorily and can only explain small risks. Moreover, while volatility includes both gains and losses symmetrically, financial risk is clearly associated with losses (Hong et al., 2009, p. 271).

In this paper, it is aimed to determine the possible existence of a causal relationship between the stock markets of the G-20 countries in extreme risk situations. For this purpose, the causality test in case of risk developed by Hong et al., (2009) was applied. According to the results of the causality test between the stock markets, the USA, Japan, France, Canada, China, Korea, Argentina and India stock markets are not the cause of Granger in extreme risk situations of the Turkish stock market. null hypothesis was rejected. In addition, Granger is not the reason for excessive risk in the Turkish stock market in terms of Russian stock market at 1% and 10% significance level, Brazil and Australia at 5% and 10% significance level, and Germany and Italy stock markets at 10% significance level. hypothesis was rejected. In addition, when the test results for the Turkish stock market are analyzed, the Mexican and Indonesian stock markets at the 1%, 5% and 10% significance level, the Canada, Russia and South African stock markets at the 1% significance level, and the Japan at the 1% and 5% significance level. In extreme risk situations of stock markets in Korea and Australia at 5% and 10% significance level, the null hypothesis that Granger is not the cause is rejected.

When the results are evaluated in general, it can be said that there is a one-way causality relationship from the USA, Italy, Germany, France, China, Brazil, Argentina and India stock markets to the Turkish stock market. This result shows that the days of unexpected losses in these markets are followed by the days of unexpected losses in the Turkish stock market. In addition, it has been determined that there is a causal relationship between the stock markets of Japan, Canada, Australia, Korea and Russia and the Turkish stock market in case of bidirectional risk. Finally, no causal relationship was found in any risk situation with the UK stock market.

When the results obtained are evaluated in terms of investors aiming to reduce their risks by diversifying their portfolios, it is seen that the Turkish stock market will be affected by large-scale negative market movements that may occur in major markets such as the USA, Germany, France, as well as large-scale emerging markets such as China, India and Brazil, and investors will be affected by their stocks. It shows that it will reduce the opportunities for diversification in investment decisions. In addition, it is thought that the results obtained will contribute to portfolio managers in determining investment strategies. Because, on the dates when the values at risk are exceeded, portfolio managers will have the opportunity to determine their investment strategies by buying or selling an alternative financial asset that will reduce the risk. However, when the results are evaluated in terms of policy makers, it is expected that it will be useful in designing structural measures that will reduce the negative effects of the spread that occurs between countries, especially in times of crisis, among markets that have been found to be interdependent.

Giriş

1980’li yıllardan itibaren uygulanmaya başlanan finansal serbestleşme politikaları, bilgi ve iletişim teknolojilerinde yaşanan gelişmeler finansal piyasalar arasındaki entegrasyon sürecinin hızlanmasına yol açmıştır. Yaşanan bu gelişmeler, özellikle uluslararası yatırımcılara farklı hisse senedi piyasalarına yatırım yaparak portföylerini çeşitlendirme fırsatları sunması açısından önemlidir. Ayrıca uluslararası yatırımcılar aracılığıyla sınırsız miktardaki sermayenin özellikle gelişen ekonomilere girişiyle birlikte söz konusu ülkelerde istihdam ve büyüme üzerinde olumlu etkilerin görülmesine neden olmuştur.

Gelişmiş ülkelere gelişmekte olan ülkelere doğru finansal sermaye akımlarında görülen hızlı artış finansal piyasalar arasındaki entegrasyonu hızlandırmakla kalmayıp yerel piyasaların temel piyasalarla olan karşılıklı bağımlılığını da artırmıştır. Bu durum, özellikle gelişmiş ülkelerin politika yapıcılar tarafından uygulanan politikaların sermaye akımları yoluyla yerel piyasaları etkilediği sonucunu doğurmuştur. Nitekim 2008 yılında ABD’de başlayan finansal krizin etkileri çok kısa zaman içerisinde tüm dünyaya yayılarak küresel finansal krize dönüşmüştür. Yaşanan bu krizin en belirgin özelliklerinden birisinin volatilité yayılımı olduğu dolayısıyla finansal piyasalar arasındaki bağımlılığın beraberinde temel bir piyasadaki volatilité artışının özellikle yerel piyasalar üzerinde olumlu veya olumsuz olarak etkilediğini göstermiştir.

Son yıllarda uluslararası çapta önemli etkilere neden olan finansal krizlerin yaşanmasıyla birlikte volatilitéde yayılma, modern finans literatürünün önemli bir konusu haline gelmiştir. Çünkü borsa oynaklıkları, hisse senedi fiyatlarını, yatırımları ve ekonomik performansı doğrudan etkilemektedir. Öte yandan, istikrarlı bir hisse senedi piyasası, o ülkenin ekonomisinde istikrarı gösterirken aynı zamanda ilgili ülkeye yapılacak yatırımların artmasını sağlayacaktır (Nikmanesh vd., 2014, s. 101). Bununla birlikte, volatilitenin finansal risklerin izlenmesi, kontrol edilmesi ve farklı piyasalar arasında risk yayılımının nasıl gerçekleştiğini açıklamada yetersiz kaldığı; özellikle de ani ve aşırı piyasa hareketleri meydana geldiğinde riski tatmin edici ölçüde yakalayamadığı, sadece küçük riskleri açıklayabildiği görülmüştür. Ayrıca, volatilité simetrik bir şekilde hem kazançları hem de kayıpları içerirken, finansal risk açıkça kayıplarla ilişkilidir (Hong vd., 2009, s. 271).

Bu çalışmada, G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında aşırı risk durumlarının tahmin edilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla Hong vd., (2009) tarafından geliştirilen risk durumunda nedensellik testi uygulanmıştır. Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünün ardından ikinci bölümde ampirik literatür incelenmiş, üçüncü bölümde çalışmada kullanılan ekonometrik metodoloji hakkında teorik bilgiler verilmiştir. Son bölümde, teorik olarak açıklanan uygulamaların analiz sonuçları kuramsal çerçeveye uygun olarak yorumlanmış ve elde edilen bulgular sonuç bölümünde genel olarak değerlendirilmiştir.

Literatür İncelemesi

Literatürde hisse senedi piyasaları arasında risk durumunda nedensellik ilişkisinin incelendiği çalışmalarda tek ya da çok değişkenli GARCH modellerinin kullanılarak volatilité yayılma etkisinin araştırıldığı görülmektedir. Theodossiou vd., (1997), ABD, Japonya ve İngiltere hisse senedi piyasaları arasında volatilité yayılma etkisinin varlığını M-GARCH modelini kullanarak analiz etmişlerdir. Analiz sonuçları, ABD ve Japonya’dan İngiltere’ye doğru volatilité yayılma etkisine rastlanıldığını işaret etmektedir. Choudhry (2004), ABD borsasından İsrail, Ürdün, Hindistan, Pakistan, Yunanistan ve Türkiye borsalarına doğru volatilité yayılma etkisini lineer olmayan GARCH-t modelini kullanarak incelemiş ve ABD’den bu ülkelere doğru tek yönlü volatilité yayılma etkisinin görüldüğü sonucuna ulaşmıştır.

Fujii (2005), Asya ülkeleri Hong Kong, Malezya, Filipinler, Tayland ile Güney Amerika ülkeleri Arjantin, Brezilya, Şili, Meksika arasında volatilité yayılma etkisinin varlığını M-GARCH modeliyle arařtırmıř ve hem Asya piyasaları hem de Güney Amerika piyasalarının kendi aralarında güçlü nedensel baėlarının olduėunu tespit etmiř; ayrıca Güney Amerika piyasalarından Asya piyasalarına doėru volatilité yayılma etkisi olduėu sonucuna ulařmıřtır. Badhani (2009), ABD borsasından Hindistan borsasına doėru volatilité yayılma etkisinin varlığını asimetrik etkileri de dikkate alan AR(1)-TGARCH(1,1) modeliyle arařtırmıř ve ABD piyasasındaki olumsuz řokların Hindistan piyasasını daha fazla etkilediėinin yanı sıra ABD borsasından Hindistan borsasına doėru yayılma etkisinin olduėu belirtmiřtir.

Ke vd., (2010), Çin borsası ile ABD, Japonya, İngiltere ve Almanya gibi geliřmiř ülkelerin borsaları, geliřmekte olan ülkelerden de Hong Kong ve Kore arasında volatilité yayılma etkisini hem simetrik hem de asimetrik etkileri dikkate almak için GARCH ve EGARCH modellerini kullanarak incelemiřlerdir. Buna göre, Çin borsası ile ABD ve Japonya borsaları arasında çift yönlü volatilité yayılması olduėunu, ayrıca geliřmekte olan ülke piyasaları açısından da Çin borsasından Hong Kong ve Kore borsalarına doėru tek yönlü volatilité yayılma etkisine rastlanıldıėını tespit etmiřlerdir. Singh vd., (2010), Hindistan, Fransa, Almanya, İngiltere, Hong Kong, Endonezya, Malezya, Kore, Pakistan, ABD, Japonya, Çin, Singapur, Kanada ve Tayvan borsaları arasında volatilité yayılma etkisini AR-GARCH modeliyle arařtırmıřlar ve Avrupa ülkelerinin borsaları ile ABD borsasının Asya ülkelerinin borsalarına göre daha baskın olduėunu tespit etmiřler, ayrıca ABD borsasından geri kalan tüm ülke borsalarına doėru volatilité yayılma etkisinin görüldüėü sonucuna ulařmıřlardır.

Neaime (2012), ABD, İngiltere, Fransa borsaları ile Kuveyt, Suudi Arabistan, Mısır, Ürdün, Fas, Tunus, Birleřik Arap Emirlikleri borsaları arasında volatilité yayılma etkisinin varlığını varyansta nedensellik testiyle arařtırmıř ve Suudi Arabistan borsasından Kuveyt ve Birleřik Arap Emirlikleri borsalarına doėru tek yönlü, ABD borsasından Kuveyt, Suudi Arabistan, Mısır, Ürdün, Fas, Tunus, Birleřik Arap Emirlikleri borsalarına doėru yine tek yönlü volatilité yayılma etkisi olduėu sonucuna ulařmıřtır. Tařdemir ve Yalama (2014), geliřmekte olan ülkelerden Brezilya ve Türkiye borsaları arasındaki volatilité yayılma etkisinin varlığını kriz dönemlerini de dikkate alıp VAR-GARCH modelini kullanarak incelemiřler ve iki ülkenin borsaları arasındaki volatilitenin finansal krizlerden etkilendiėinin yanı sıra Brezilya borsasından Türkiye borsasına doėru volatilité yayılma etkisinin görüldüėü sonucuna ulařmıřlardır.

Li ve Giles (2015), ABD, Japonya, Çin, Hindistan, Endonezya, Malezya, Tayland ve Filipinler borsaları arasında volatilité yayılma etkisinin varlığını VAR-GARCH ve BEKK-GARCH modelleriyle analiz etmiřlerdir. Analiz sonuçlarına göre, ABD borsasından diėer ülke borsalarına doėru güçlü ve tek yönlü volatilité yayılması olduėu sonucuna ulařmıřlardır. Toraman vd., (2016), geliřmiř piyasalardan İİT (İřlam İřbirliėi Teřkilatı) üyesi ülkelerin finans piyasalarına doėru volatilité yayılma etkisinin varlıėını ortalama ve varyansta nedensellik testini kullanarak arařtırmıřlardır. Analiz sonuçlarına göre, İİT piyasaları üzerinde en baskın piyasanın ABD piyasası olduėu, ayrıca geliřmiř piyasalardan İİT üyesi ülkelerin piyasalarına doėru sınırlı bir yayılma etkisine rastlanıldıėını belirlemiřlerdir.

Deėirmenci ve Abdioėlu (2017), ABD, Çin, Japonya, Almanya, İngiltere, Kanada, Güney Kore, İřviçre ve Yunanistan borsalarından kırılınan sekizliler olarak adlandırılan Türkiye, Hindistan, Brezilya, Polonya, Endonezya, Güney Afrika, Macaristan ve Şili borsalarına doėru yayılma etkisini asimetrik etkilerin de dikkate alınmasını saėlayan EGARCH modelini kullanarak analiz etmiřler ve Endonezya dıřındaki tüm ülkelerde kaldıraç etkisinin olduėu, ayrıca kırılınan sekizli ülkeler arasında en fazla yayılma etkisinin Polonya ve Brezilya'ya doėru olduėunu tespit etmiřlerdir. Aėırman vd., (2018), Türkiye, Mısır, Tunus ve

Fas borsaları arasında volatilité yayılma etkisini VARMA-BEKK GARCH modelini kullanarak arařtırmıřlar ve Mısır, Fas ve Tunus borsaları arasında iki yönlü nedensellik iliřkisi olduđunun yanı sıra Türkiye borsasının diđer borsalara göre en yüksek volatilitéye sahip olduđu sonucuna ulařmıřlardır.

Çelik vd., (2018), Nijerya, Endonezya, Meksika, Filipinler ve Türkiye borsaları arasında volatilité yayılma etkisini VAR-EGARCH modelini kullanarak incelemiřler ve NIMPT ülkeleri olarak da adlandırılan bu ülkeler arasındaki iliřkinin zayıf olduđunu tespit ederek, uluslararası yatırımcıların portföy çeřitlendirmesi yapabileceklerini belirtmiřler; ayrıca incelenen borsalar arasında kaldıraç etkisinin en fazla Türkiye ve Meksika borsalarında görüldüđünü saptamıřlardır. Alfreedi (2019), ABD, İngiltere ve Çin borsaları ile Kuveyt, Birleřik Arap Emirlikleri, Katar, Suudi Arabistan, Umman ve Bahreyn borsaları arasında volatilité yayılma etkisini MGARCH-BEKK modelini kullanarak arařtırmıřtır. Analiz sonuçlarına göre, ABD'den BAE ve Umman'a, Çin'den BAE'ye, BAE'den Bahreyn'e, Suudi Arabistan'dan Kuveyt'e ve Bahreyn'den Suudi Arabistan'a dođru tek yönlü volatilité yayılma etkisi olduđunu tespit etmiřtir. Kumar (2019), Hindistan, Çin, Hong Kong ve Japonya borsaları arasında volatilité yayılma etkisini VAR-GARCH modelini kullanarak analiz etmiř ve Çin, Japonya borsalarından Hindistan borsasına dođru tek yönlü ve Hong Kong borsası ile Hindistan borsası arasında çift yönlü volatilité yayılma etkisi olduđu sonucuna ulařmıřtır.

Risk Durumunda Nedensellik Testi

Risk açasından nedensellik iliřkisini arařtıran mevcut literatürde, yapılan çalıřmaların büyük çođunluđunda tek ya da çok deđiřkenli GARCH modellerinin tercih edildiđi görülmekte, riski ölçebilmek içinde volatilité kullanılarak, volatilitéde yayılma etkisine odaklanılmaktadır (Çevik, 2017, s. 85). Bununla birlikte, Hong vd. (2009) volatilité, finans ve makroekonomide önemli bir araç olmasına rađmen, pratikte yalnızca küçük riskleri açıklamakta yeterli olduđunu ifade etmiřtir. Dahası, volatilitenin tek başına ani ve aşırı piyasa hareketlerinin meydana geldiđi durumlarda riski tatmin edici bir řekilde yakalayamadıđını belirtmiřtir. Örneđin, Longin (2000) ve Bali (2000), varlık getiri dađılımlarına dayanan volatilité önlemlerinin, piyasada deđiřkenliđin arttıđı dönemlerde piyasa risklerine iliřkin dođru tahminler üretemediđine iřaret etmiřlerdir. Ayrıca, Hong vd. (2004, 2007) finansal riskin açık bir řekilde yalnızca kayıplarla ilgilendiđini, ancak volatilitenin hem kazançları hem de kayıpları simetrik bir řekilde içerdini ifade etmiřtir (Hong vd., 2009, s. 271-272).

Hong vd. (2009) iki zaman serisi arasındaki büyük deđiřimleri arařtırmak ve seriler arasındaki ařađı yönlü riskler için nedenselliđi belirleyebilmek amacıyla ekonometrik bir yöntem geliřtirmiřlerdir. Literatürde bu yöntem, "Risk durumunda Granger nedensellik" ya da "ařađı yönlü nedensellik" olarak adlandırılmaktadır.

Risk durumunda Granger nedensellik testinde, öncelikle serilerin gerçekte ve beklenen kayıpları hesaplanacađından dađılımın sol kuyruk olasılıkları dikkate alınmaktadır. Buna göre, yöntemin ilk ařamasında zaman deđiřkenli Riske Maruz Deđer (RMD) hesaplanmaktadır. RMD, önceden belirlenmiř bir olasılık ve belirli bir süre içinde bir portföyün maksimum ne kadar kaybedebileceđini ölçmektedir. İstatistiksel olarak ifade edersek RMD, $V_t \equiv V(I_{t-1}, \alpha)$ olarak gösterilirse, Y_t gibi bir zaman serisinin negatif α kantilli kořullu olasılık dađılımı ařađıdaki gibi ifade edilebilir (Hong vd., 2009, s. 272):

$$P(Y_t < -V_t | I_{t-1}) = \alpha \quad (1)$$

burada, $I_{t-1} \equiv \{Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots\}$ $t - 1$ zamanında mevcut olan bilgi setidir. Pratikte, yaygın olarak kullanılan risk düzeyleri %1, %5 ve %10'dur.

Hong vd. (2009), seriler arasındaki aşağı yönlü nedensellik testinin hipotezlerini şu şekilde tanımlamışlardır:

$$H_0 = P(Y_{1t} < -V_{1t}|I_{1(t-1)}) = P(Y_{1t} < -V_{1t}|I_{t-1}) \quad (2)$$

$$H_1 = P(Y_{1t} < -V_{1t}|I_{1(t-1)}) \neq P(Y_{1t} < -V_{1t}|I_{t-1}) \quad (3)$$

burada, $I_{t-1} \equiv (I_{1(t-1)}, I_{2(t-1)})$, $I_{1t-1} = \{Y_{1(t-1)}, \dots, Y_{11}\}$, $I_{2t-1} = \{Y_{2(t-1)}, \dots, Y_{21}\}$ ve sıfır hipotezi, I_{t-1} bilgi setine göre α risk düzeyinde, $\{Y_{2t}\}$ serisinin $\{Y_{1t}\}$ 'nin Granger nedeni olmadığını ifade etmektedir. Alternatif hipotez ise, $\{Y_{2t}\}$ serisinden $\{Y_{1t}\}$ 'ye doğru nedensellik ilişkisi olduğunu belirtmektedir (Hong vd., 2009, s. 273).

Granger nedensellik testinde aşağı yönlü risk göstergesi şu şekilde tanımlanabilir:

$$Z_{lt} \equiv \mathbf{1}(Y_{lt} < -V_{lt}), \quad l = 1, 2 \quad (4)$$

burada, $\mathbf{1}(\cdot)$ gösterge fonksiyonudur. Z_{lt} , gerçekleşen kayıp RMD değerini aştığında 1 değerini, aksi takdirde 0 değerini almaktadır. Daha sonra aşağı yönlü eşdeğer sıfır ve alternatif hipotez şu şekilde ifade edilebilir:

$$H_0 = E(Z_{1t}|I_{1(t-1)}) = E(Z_{1t}|I_{t-1}) \quad (5)$$

$$H_1 = E(Z_{1t}|I_{1(t-1)}) \neq E(Z_{1t}|I_{t-1}) \quad (6)$$

Böylece $\{Y_{1t}\}$ ve $\{Y_{2t}\}$ arasındaki risk durumunda Granger nedenselliği, $\{Z_{1t}\}$ ve $\{Z_{2t}\}$ serileri arasında ortalamada Granger nedenselliği olarak görülebilir. Ayrıca, $\{Y_{1t}, Y_{2t}\}$ için T boyutlu rassal bir örneklemimiz ve $\hat{\theta}_1$ gibi bir tahminimiz olduğunu varsayalım. Buna göre tahmin değerleri şu şekilde elde edilir:

$$\hat{Z}_{lt} \equiv Z_{lt}(\hat{\theta}_l), \quad l = 1, 2 \quad (7)$$

burada, $Z_{lt}(\theta_1) \equiv \mathbf{1}[Y_{lt} < -V_{lt}(\theta_1)]$ 'dir. Daha sonra $\{\hat{Z}_{1t}\}$ ve $\{\hat{Z}_{2t}\}$ arasındaki örnek çapraz kovaryans fonksiyonunu şu şekilde tanımlanabilir (Hong vd., 2009, s. 274):

$$\hat{C}(j) = \begin{cases} T^{-1} \sum_{t=1+j}^T (\hat{Z}_{1t} - \hat{\alpha}_1)(\hat{Z}_{2(t-j)} - \hat{\alpha}_2), & 0 \leq j \leq T-1 \\ T^{-1} \sum_{t=1-j}^T (\hat{Z}_{1(t+j)} - \hat{\alpha}_1)(\hat{Z}_{2t} - \hat{\alpha}_2), & 0 \leq j \leq T-1 \end{cases} \quad (8)$$

burada, $\hat{\alpha}_1 \equiv T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{Z}_{1t}$ 'dir. $\{\hat{Z}_{1t}\}$ ve $\{\hat{Z}_{2t}\}$ arasındaki örnek çapraz korelasyon fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\hat{\rho}^2 \equiv \hat{C}(j) / \hat{S}_1 \hat{S}_2, \quad j = 0, \pm 1, \dots, \pm(T-1) \quad (9)$$

burada, $\hat{S}_l^2 \equiv \hat{\alpha}_l(1 - \hat{\alpha}_l)$, $\{\hat{Z}_{lt}\}$ 'nin örnek varyansıdır. Buna göre H_0 ile H_1 hipotezi arasındaki Q_1 test istatistiğinin kuadratik biçimde standartlaştırılmış bir modeli aşağıdaki gibi hesaplanabilir:

$$Q_1(M) \equiv \left[T \sum_{j=1}^{T-1} k^2(j/M) \hat{\rho}^2(j) - C_{1T}(M) \right] / D_{1T}(M)^{\frac{1}{2}} \quad (10)$$

burada, $C_{1T}(M)$ ve $D_{1T}(M)$ aşağıdaki formüller yardımıyla hesaplanmaktadır (Hong vd., 2009, s. 274):

$$C_{1T}(M) \equiv \sum_{j=1}^{T-1} (1 - j/T) k^2(j/M) \quad (11)$$

$$D_{1T}(M) \equiv 2 \sum_{j=1}^{T-1} (1 - j/T)(1 - (j + 1)/T) k^4(j/M) \quad (12)$$

Burada, $(1 - j/T)$ ve $[1 - (j + 1)/T]$ faktörleri sonlu örnek düzeltmelerini, M gecikme sayısını ve $k(j/M)$ ağırlık fonksiyonunu göstermektedir. Hong vd. (2009) Monte Carlo simülasyon çalışmalarında tekdüze olmayan ağırlıklandırma sonuçlarının daha iyi olduğunu ifade ederek, çalışmalarında Daniell kernel $k_D(z) = \sin(\pi z) / \pi z$ ağırlık yöntemini dikkate almışlardır (Hong vd., 2009, s. 276).

Ayrıca, Hong vd. (2009) denklem (7)'de tanımlanmış olan $\{\hat{Z}_{1t}\}$ ve $\{\hat{Z}_{2t}\}$ değişkenleri yardımıyla serilerin aralarındaki eşanlı aşağı yönlü nedenselliğin belirlenebilmesi için Q_2 test istatistiğini geliştirmişlerdir. Buna göre Q_2 test istatistiği şu şekilde gösterilebilir:

$$Q_2(M) \equiv \left[T \sum_{|j|=1}^{T-1} k^2(j/M) \hat{\rho}^2(j) - C_{2T}(M) \right] / D_{2T}(M)^{\frac{1}{2}} \quad (13)$$

burada, $C_{2T}(M)$ ve $D_{2T}(M)$ merkezileştirme ve ölçekleme faktörleri olarak şu şekilde tanımlanabilir:

$$C_{2T}(M) = \sum_{|j|=1}^{T-1} (1 - |j|/T) k^2(j/M) \quad (14)$$

$$D_{2T}(M) = 2[1 + \hat{\rho}^4(0)] \sum_{|j|=1}^{T-1} (1 - |j|/T)(1 - (|j| + 1)/T) k^4(j/M) \quad (15)$$

Q_1 ve Q_2 test istatistikleri tek yanlı istatistiklerdir. Kritik değerlerde, normal dağılımın sağ tarafındaki değerler dikkate alınmaktadır. Hesaplanan test istatistiğinin kritik değerden daha yüksek çıkması durumunda aşağı yönlü nedenselliğin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir (Çevik, 2017, s. 88).

Çalışmanın Kapsamı ve Analiz Sonuçları

Çalışmada hisse senedi piyasaları arasındaki aşağı yönlü risklerin belirlenebilmesi amacıyla, risk durumunda nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Bu amaçla, G-20 ülkeleri hisse senedi piyasaları arasından verisi bulunan 18 ülkenin, 2 Ocak 1995 ile 26 Mayıs 2022 tarihleri arasındaki hisse senedi günlük kapanış fiyatlarının oluşturduğu 7148 adet gözlem kullanılmıştır. Örneklemin başlangıç dönemi belirlenirken, en geniş veri sayısına ulaşılabilmesi amaçlandığından; hisse senedi fiyat serisi 2014 yılından itibaren mevcut olan Suudi Arabistan çalışmanın kapsamı dışında tutulmuştur. Çalışmada kullanılan hisse senedi verilerinin tamamı Morgan Stanley Capital International (MSCI) endeksi olarak msci.com sitesinden elde

edilmiştir. Fiyat endekslerine ilişkin getiri serileri $r_t = 100 * \ln(P_t/P_{t-1})$ formülü kullanılarak hesaplanmıştır. Burada, r_t ; t zamanındaki endeks getirisi, P_t ; t zamanındaki endeks kapanış fiyatını ve P_{t-1} ; t-1 zamanındaki endeks kapanış fiyatını göstermektedir.

Çalışmanın analiz kısmına geçmeden önce, özellikle yüksek frekanslı zaman serilerinin kullanıldığı ARMA tipi modellerde sıklıkla karşılaşılan sapan gözlemler Verardi ve Vermandele (2018) tarafından geliştirilen “Genelleştirilmiş Kutu Grafiği” yöntemiyle tespit edilmiş ve Warshaw (2020) çalışmasındaki gibi, sapan gözlemlerin 10 günlük ortalamalarının alınması işlemiyle gerekli düzeltmeler gerçekleştirilmiştir.

Tablo 1’de düzeltme işlemi gerçekleştirilmiş getiri serilerine ait bazı tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir. Buna göre, örneklem dönemi içinde günlük ortalama getirilerin Brezilya, Türkiye, Hindistan, Meksika ve Güney Afrika hisse senedi piyasalarında pozitif, diğer ülkelerde ise negatif olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, Türkiye hisse senedi piyasası %7.036 oranı ile en yüksek günlük ortalama getiriyi sağlayan piyasa iken, en düşük günlük ortalama getiri %-12.384 oranı ile Rusya hisse senedi piyasasında elde edilmiştir. Standart sapma değerleri incelendiğinde, en yüksek (2.081) ile Rusya ve en düşük (0.865) ile Avustralya’dır. Bu sonuçlar, getiri serileri arasında volatilitesi en yüksek olan Rusya hisse senedi piyasasının, çalışmada yer alan piyasalar arasında en riskli piyasa olduğunu göstermektedir. Serilerin çarpıklık ve basıklık değerleri, tüm serilerin negatif çarpıklık değerlerine sahip olmasından dolayı sola asimetric olduğunu, üçten büyük basıklık değerlerine sahip olmalarından dolayı da aşırı basık, yani kalın kuyruklu bir dağılım özelliğine sahip olduklarını göstermektedir. Jargue-Bera normallik testi sonuçları, tüm serilerin dağılımlarının normal olduğunu ifade eden sıfır hipotezinin kabul edilemediğini; getiri serileri ile karesi alınmış getiri serileri için hesaplanan Box-Pierce Q istatistikleri, %1 anlamlılık düzeyinde ortalama Japonya dışındaki tüm serilerin, varyansta ise tüm getiri serilerinin otokorelasyonlu olduğunu göstermektedir. ARCH-LM test sonuçlarına göre de tüm getiri serilerinde sabit varyans varsayımının geçerli olmadığı ve tüm getiri serilerinin koşullu değişen varyans özelliği gösterdiği belirlenmiştir. Son olarak, ADF, PP ve KPSS birim kök testlerine ilişkin sonuçlar, tüm getiri serilerinin düzey değerlerinde durağan olduğunu göstermektedir.

Çalışma, 2 Ocak 1995 ile 26 Mayıs 2022 tarihleri arasında uzun bir örneklem dönemini ve G-20 ülkeleri arasından 18 ülkenin hisse senedi piyasalarını kapsamaktadır. Bu dönem içerisinde, 1997 Güney Doğu Asya, 1998 Rusya, 2001 Türkiye, 2002 Arjantin krizleri gibi bölgesel ölçekte yaşanan krizlerin yanı sıra 2008 yılında Amerika Birleşik Devletleri’nde başlayıp etkisi tüm dünyaya yayılan Küresel Finansal Kriz ve finansal kriz olarak başlamamakla birlikte, 2019 yılı sonlarına doğru Çin’de başlayıp küresel ölçekte tüm dünya ülkelerini ve ekonomilerini derinden sarsan Covid 19 Pandemik Krizi yaşanmıştır. Yaşanan bu krizler finansal piyasalar üzerinde önemli etkilere neden olmuştur. Bu etkiler arasında, finansal piyasalardaki volatilitenin önemli ölçüde artmış olması öne çıkmaktadır. Finansal piyasalardaki volatilitenin artışı beraberinde getiri serilerinin varyanslarında yapısal kırılmalara neden olacağından, çalışmanın bu kısmında getiri serilerinin varyanslarındaki yapısal kırılmaları tespit edebilmek amacıyla Inclan ve Tiao (1994) ve Sanso vd., (2004) tarafından geliştirilen testler uygulanmış ve sonuçları Tablo 2 ve Tablo 3’te verilmiştir.

Tablo 1: Hisse Senedi Getiri Serilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

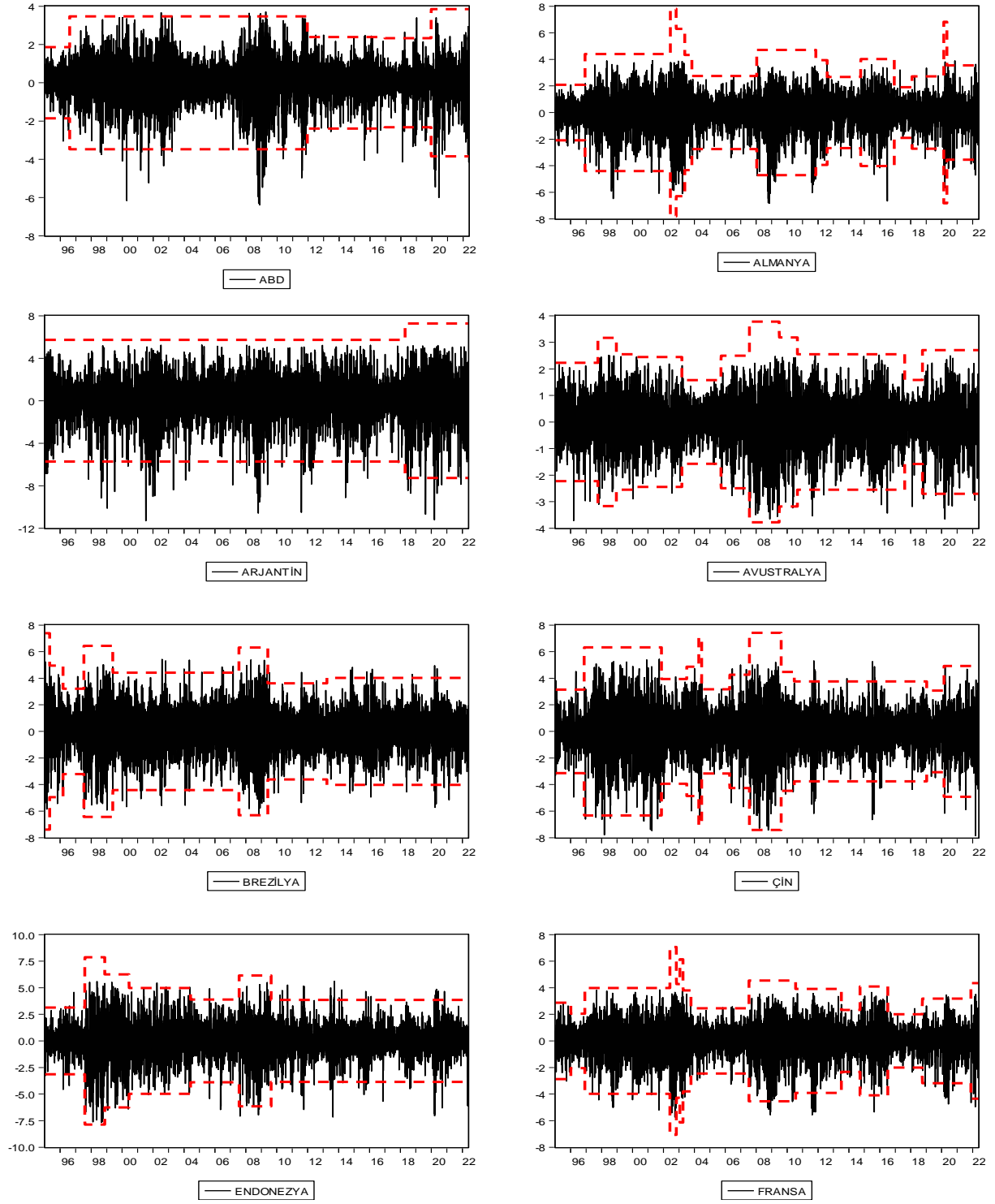
	ABD	Japonya	İngiltere	Almanya	Fransa	İtalya
Gözlem	7148	7148	7148	7148	7148	7148
Ortalama	-0.0002	-0.0001	-0.003	-0.021	-0.010	-0.033
Maksimum	3.703	4.385	3.108	3.906	3.846	3.870
Minimum	-6.382	-5.551	-4.484	-6.832	-5.719	-6.762
Std. Sapma	1.050	1.193	0.978	1.287	1.209	1.332
Çarpıklık	-0.712	-0.246	-0.392	-0.683	-0.530	-0.583
Basıklık	6.176	4.516	4.679	5.408	4.903	5.064
Jargue-Bera	3609.499*	756.874*	1023.259*	2284.389*	1414.320*	1674.796*
Q(50)	194.40	61.059	78.587	150.34	99.176	104.92
	[0.000]	[0.136]	[0.006]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Q_s(50)	8020.2	2364.5	4981.3	7989.7	5951.7	4589.5
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
LM(5)	192.87[0.00]	67.30 [0.00]	143.46[0.00]	193.78[0.00]	135.05[0.00]	119.61[0.00]
ADF	-56.473*	-82.861*	-84.360*	-82.966*	-82.658*	-82.448*
PP	-86.830*	-82.847*	-84.433*	-84.349*	-82.762*	-84.288*
KPSS	0.171*	0.181*	0.107*	0.185*	0.210*	0.173*
	Kanada	Avustralya	Çin	Kore	Rusya	Brezilya
Gözlem	7148	7148	7148	7148	7148	7148
Ortalama	-0.006	-0.002	-0.053	-0.036	-0.073	0.021
Maksimum	2.827	2.518	5.424	5.536	6.449	5.424
Minimum	-5.018	-3.711	-7.836	-7.828	-12.384	-6.206
Std. Sapma	0.925	0.865	1.603	1.534	2.081	1.514
Çarpıklık	-0.740	-0.395	-0.411	-0.477	-0.932	-0.248
Basıklık	5.488	4.075	4.969	5.911	7.149	4.159
Jargue-Bera	2498.381*	530.307*	1357.088*	2796.435*	6164.467*	473.891*
Q(50)	161.72	92.875	132.45	142.37	387.06	78.301
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Q_s(50)	7542.2	3167.1	5419.0	7600.1	7051.0	3260.7
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
LM(5)	138.84[0.00]	71.23 [0.00]	147.74[0.00]	161.70[0.00]	166.24[0.00]	86.86 [0.00]
ADF	-80.349*	-83.617*	-74.384*	-79.649*	22.197*	-79.407*
PP	-83.038*	-85.417*	-75.917*	-80.398*	-85.794*	-79.455*
KPSS	0.119*	0.230*	0.231*	0.278*	0.098*	0.089*
	Türkiye	Arjantin	Endonezya	Hindistan	Meksika	Güney Afrika
Gözlem	7148	7148	7148	7148	7148	7148
Ortalama	0.080	-0.077	-0.006	0.019	0.017	0.011
Maksimum	7.036	5.243	5.616	4.439	4.094	3.401
Minimum	-7.741	-11.298	-7.653	-5.578	-5.264	-4.613
Std. Sapma	1.937	1.994	1.541	1.273	1.184	1.106
Çarpıklık	-0.118	-0.645	-0.436	-0.360	-0.219	-0.308
Basıklık	4.454	5.224	5.628	4.732	4.525	3.963
Jargue-Bera	647.147	1970.208	2284.543	1048.850	750.554	389.779
Q(50)	68.405	106.67	106.78	67.374	88.121	73.119
	[0.035]	[0.000]	[0.000]	[0.042]	[0.000]	[0.014]
Q_s(50)	4059.6	1728.6	3849.8	5272.5	3863.8	2526.7
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
LM(5)	100.97[0.00]	76.82 [0.00]	138.73[0.00]	126.28[0.00]	97.10 [0.00]	80.10 [0.00]
ADF	-80.402*	-44.285*	-77.495*	-76.282*	-76.251*	-78.617*
PP	-80.911*	-80.050*	-78.796*	-77.592*	-76.209*	-78.445*
KPSS	0.159*	0.090*	0.182*	0.127*	0.048*	0.088*

Tablo 2: Varyansta Kırılma Testi Sonuçları

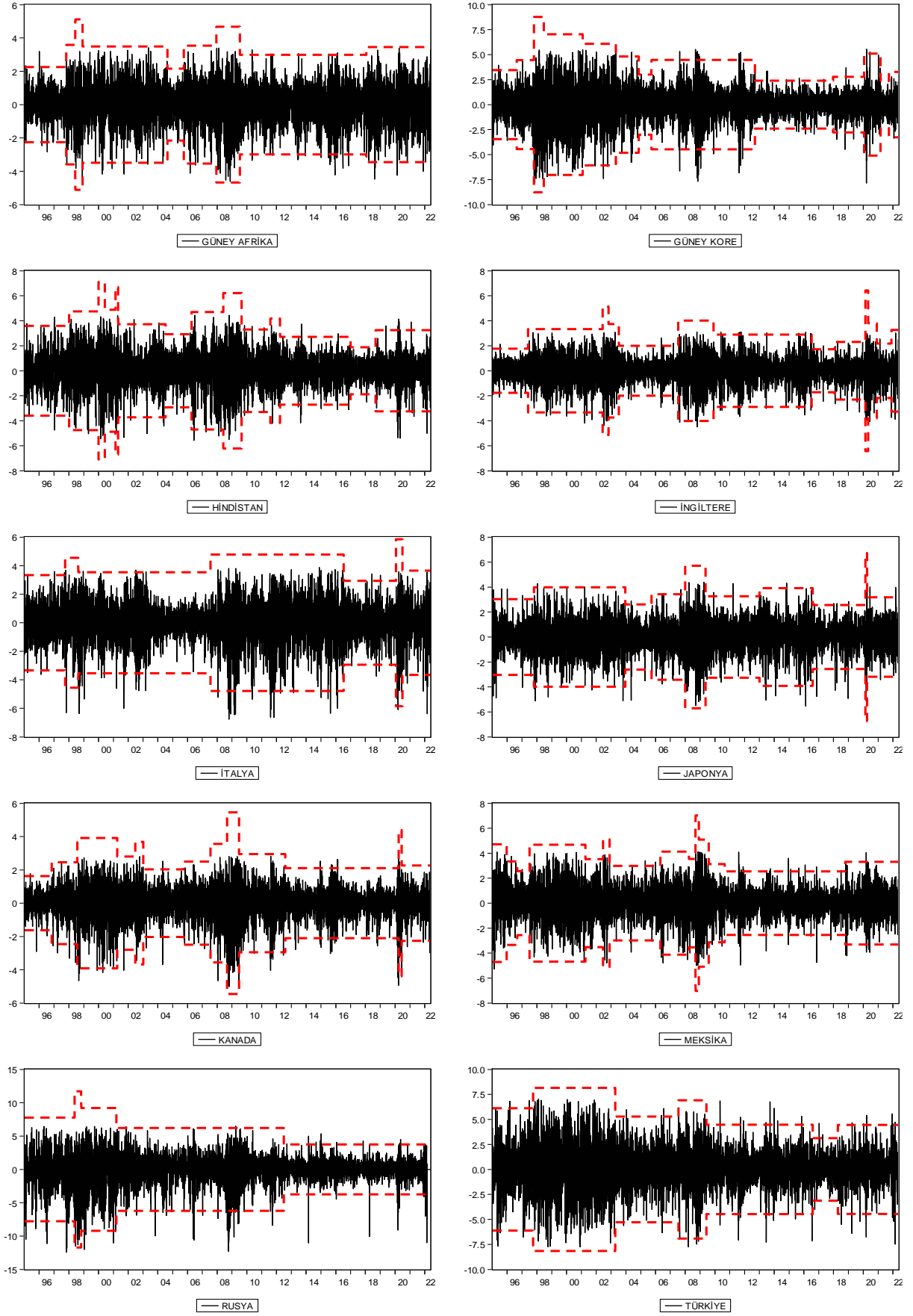
Seri	Kırılma Sayısı Inclan ve Tiao (1994)	Kırılma Sayısı Sanso vd., (2004)	Kırılma Tarihleri				
ABD	4	4	08.08.1996	03.09.2008	15.12.2011	16.12.2019	
Japonya	12	9	21.10.1997	17.12.2003	23.09.2005	03.01.2008	19.05.2009
İngiltere	43	12	03.01.2013	08.08.2016	24.02.2020	07.04.2020	
			29.05.1997	11.06.2002	30.10.2002	14.07.2003	17.07.2007
Almanya	36	13	01.12.2009	11.07.2016	29.01.2018	21.02.2020	01.05.2020
			02.12.2020	25.11.2021			
			04.12.1996	13.06.2002	30.10.2002	19.05.2003	03.11.2003
Fransa	43	14	14.01.2008	11.11.2011	03.08.2012	09.10.2014	08.12.2016
			31.01.2018	21.02.2020	05.05.2020		
			01.01.1996	02.12.1996	03.06.2002	04.11.2002	24.01.2003
			10.04.2003	13.10.2003	17.07.2007	22.07.2010	08.07.2013
			22.09.2014	12.07.2016	03.10.2018	25.11.2021	

Tablo 3: Varyansta Kırılma Testi Sonuçları

Seri	Kırılma Sayısı Inclan ve Tiao (1994)	Kırılma Sayısı Sanso vd., (2004)	Kırılma Tarihleri				
İtalya	38	6	30.09.1997	20.08.1998	19.07.2007	14.07.2016	23.01.2020
Kanada	47	12	02.07.2020				
			04.11.1996	28.07.1998	06.04.2001	25.06.2002	09.01.2003
Avustralya	20	10	03.10.2005	23.07.2007	01.09.2008	25.06.2009	08.08.2012
			01.04.2020	12.06.2020			
Çin	32	11	08.10.1997	14.12.1998	03.01.2000	14.03.2003	23.09.2005
			24.07.2007	01.07.2009	01.09.2010	14.08.2017	05.10.2018
Kore	33	12	15.11.1996	15.11.2001	04.07.2003	13.04.2004	24.06.2004
			17.04.2006	26.07.2007	17.08.2009	21.06.2010	15.01.2019
			27.02.2020				
Rusya	33	4	23.08.1996	23.10.1997	19.06.1998	05.02.2001	29.04.2003
			12.11.2004	22.09.2005	14.09.2012	20.12.2017	27.01.2020
Brezilya	23	7	04.03.2021	27.09.2021			
			22.05.1998	30.10.1998	15.03.2001	03.07.2012	
Türkiye	33	6	26.04.1995	07.03.1996	10.07.1997	27.05.1999	23.07.2007
			04.06.2009	01.04.2013			
Arjantin	33	1	29.09.1997	14.04.2003	18.07.2007	08.06.2009	08.08.2016
Endonezya	44	6	16.04.2018				
			24.04.2018				
Hindistan	37	13	05.08.1997	19.11.1998	14.06.2000	04.06.2004	26.07.2007
			20.08.2009				
Meksika	36	13	07.01.1998	03.01.2000	05.06.2000	22.02.2001	30.04.2001
			09.07.2004	11.04.2006	30.05.2008	24.08.2009	03.08.2011
			30.03.2012	30.12.2016	07.09.2018		
Güney Afrika	33	8	21.12.1995	04.09.1996	04.07.1997	10.04.2001	19.06.2002
			27.11.2002	01.05.2006	01.04.2008	12.09.2008	01.12.2008
			03.08.2009	01.09.2010	15.10.2018		
			29.10.1997	09.06.1998	04.12.1998	24.08.2004	05.10.2005
			12.12.2007	15.07.2009	26.01.2018		



Şekil 1: Hisse Senetleri Getiri Serileri



Şekil 2: Hisse Senetleri Getiri Serileri

Tablo 2 ve Tablo 3'teki sonuçlar incelendiğinde, Inclan ve Tiao (1994) tarafından geliştirilen test sonuçlarına göre, tüm getiri serilerinin varyanslarında çok sayıda kırılma tespit edilmiştir. Ancak IT testinde, serilerin normal dağıldığı varsayımının geçerli olması ve getiri serilerinin koşulsuz varyanslarındaki kırılmaları tespit edebilmesi nedeniyle yanıltıcı sonuçlara ulaşılmaktadır. Sanso vd., (2004) bu durumun nedeni olarak, serilerin normal dağılmadığını ve dağılımın, normal dağılıma göre daha kalın kuyruk özelliği göstermesinden dolayı, IT testinin gereğinden fazla kırılma tespit ettiğini ifade etmişlerdir.

Tablo 1'de getiri serilerine ilişkin verilen tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde, çalışmada yer alan tüm getiri serilerinin koşullu değişen varyans özelliği gösterdiği, aynı zamanda serilerin normal dağılmadığı ve dağılımın, normal dağılıma göre daha kalın kuyruk özelliği gösterdiği görülmektedir. Bu nedenle çalışmada, Sanso vd., (2004) tarafından geliştirilen test yöntemi tercih edilerek, getiri serilerinin varyanslarındaki kırılmalar bu yöntem kullanılarak tespit edilmiştir.

Tablo 2 ve Tablo 3, Şekil 1 ve Şekil 2'deki sonuçlar incelendiğinde, tüm serilerin varyanslarında en az bir tane yapısal kırılmanın olduğu görülmektedir. Özellikle, 2008 yılında Amerika Birleşik Devletleri'nde başlayıp 2009 yılının sonuna kadar süren küresel finansal kriz, çalışmada yer alan tüm hisse senedi piyasalarındaki volatilitenin önemli ölçüde artmasına neden olmuştur. Benzer şekilde, 2019 yılı Kasım ayında Çin'de başlayan ve kısa zamanda tüm dünyaya yayılan Covid 19 salgını da 2021 yılının son aylarına kadar hisse senedi piyasalarının volatilitelerini artırmıştır. Ayrıca, küresel ölçekli olmamakla birlikte bölgesel çapta önemli etkilere neden olan, 1994 Meksika, 1997 Güney Doğu Asya, 1998 Rusya, 2001 Türkiye, 2001 ve 2002 yıllarında Arjantin'de yaşanan krizlerin, bu ülkelerin hisse senedi piyasalarının volatilitelerini arttırdığı görülmektedir.

Varyansta kırılmaların varlığını tespit etmek amacıyla yapılan test sonucuna göre, tüm getiri serileri için en uygun model belirlenirken yapısal kırılmalarında dikkate alınması gerekmektedir. Aksi halde tahmin edilen GARCH modeli parametre değerleri olması gerekenden yüksek çıkacağından, elde edilen sonuçlar sapmalı olacaktır. Çalışmada, risk durumunda nedensellik analizini yapabilmek için öncelikle, getiri serilerinin GARCH sınıfı modellerle tahmin edilmesi gerekmektedir. Bu bağlamda, ortalama denklemi için en uygun ARMA yapısı belirlenirken, Schwarz bilgi kriteri kullanılmış ve Box-Jenkins cimrilik prensibi gereği en fazla ARMA (4,4) modeli için tahmin yapılmıştır.

Getiri serileri için belirlenen en uygun ARMA modellerinden elde edilen hata terimlerinde ARCH etkisine rastlanıldığından, en uygun ARMA-GARCH model yapısının belirlenmesi gerekmektedir. Ayrıca, tüm getiri serilerinin varyansında yapısal kırılmalara rastlanması, yapısal kırılmaların neden olabileceği olası etkilerinde dikkate alınmasını gerektirmektedir. Bu bağlamda, varyanstaki kırılmaların tespit edilebilmesi amacıyla ICSS testi de en iyi sonucu veren modellere dahil edilmiştir. Buna göre, kırılma dönemlerine denk gelecek şekilde kukla değişkenler oluşturulmuş ve bu değişkenler modellerin varyans denklemlerine dahil edilerek tahmin edilmiştir. ARMA-GARCH modellerine ilişkin tahmin sonuçlarına çalışmanın Ekler bölümünde yer verilmiştir.

Hong vd, (2009) tarafından geliştirilen risk durumunda nedensellik testi, iki piyasa arasındaki aşırı risk durumlarına odaklanmaktadır. Test yöntemi aşırı risk durumunu, gerçekleşen kayıpların beklenen kayıpları aşması şeklinde ifade etmektedir. Bu bağlamda, risk durumunda nedensellik testinde getiri serilerindeki kayıpların ilgilenilmektedir.

Çalışmada, risk durumunda nedensellik testinin yapılabilmesi amacıyla öncelikle, tüm getiri serileri için ayrı ayrı belirlenen en uygun ARMA-GARCH modeli tahmin edilmiş ve %1, %5 ve %10 risk düzeylerinde RMD değerleri hesaplanmıştır.

Tablo 4: Farklı Risk Düzeylerine Göre Beklenmedik Kayıpların Gerçekleştiği Gün Sayısı

	ABD	Japonya	İngiltere	Almanya	Fransa	İtalya
%1 RMD	72	72	72	72	72	72
%5 RMD	358	358	358	358	358	358
%10 RMD	715	715	715	715	715	715
	Kanada	Avustralya	Çin	Kore	Rusya	Brezilya
%1 RMD	72	72	72	72	72	72
%5 RMD	358	358	358	358	358	358
%10 RMD	715	715	715	715	715	715
	Türkiye	Endonezya	Arjantin	Hindistan	Meksika	Güney Afrika
%1 RMD	72	72	72	72	72	72
%5 RMD	358	358	358	358	358	358
%10 RMD	715	715	715	715	715	715

Tablo 4'teki sonuçlar incelendiğinde, gerçekleşen kayıpların beklenen kayıpları aştığı gün sayısının risk hassasiyetinin artmasıyla (%10'dan %1'e doğru azaldıkça) RMD değerini aşan kayıp gün sayısının önemli ölçüde azaldığı görülmektedir. Ayrıca Tablo 4'de dikkati çeken başka bir önemli durum daha söz konusudur. Bu durum ise, tüm getiri serilerinin farklı risk düzeylerindeki RMD değerlerinde aynı sonuçların elde edilmesidir. Bu sonuçlar, çalışmada yer alan hisse senedi piyasalarındaki beklenmedik kayıpların yaşandığı günlerin aynı ya da birbirine çok yakın günler olduğunu göstermektedir. Buna göre, getiri serileri için farklı risk düzeylerinde RMD değerlerini aşan günlerin belirlenip, söz konusu günler için "1" diğer günler için ise "0" değerleri verilecek şekilde iki değerli değişkenlere dönüştürülen getiri serilerine ilişkin nedensellik testi sonuçları Tablo 5 ve Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 5 ve Tablo 6'daki test sonuçlarına göre, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde ABD, Japonya, Fransa, Kanada, Çin, Kore, Arjantin ve Hindistan hisse senedi piyasaları Türkiye hisse senedi piyasasının aşırı risk durumlarında Granger nedeni değildir şeklinde ifade edilen sıfır hipotezi reddedilmiştir. Bunun yanında, %1 ve %10 anlamlılık düzeyinde Rusya hisse senedi piyasası, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde Brezilya ve Avustralya hisse senedi piyasaları ve %10 anlamlılık düzeyinde Almanya ve İtalya hisse senedi piyasaları açısından da Türkiye hisse senedi piyasasının aşırı risk durumlarında Granger nedeni değildir sıfır hipotezi reddedilmiştir. Ayrıca, Türkiye hisse senedi piyasası için test sonuçları incelendiğinde, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde Meksika ve Endonezya hisse senedi piyasaları, %1 anlamlılık düzeyinde Kanada, Rusya ve Güney Afrika hisse senedi piyasaları, %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde Japonya ve Kore ve %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde Avustralya hisse senedi piyasalarının aşırı risk durumlarında Granger nedeni değildir sıfır hipotezi reddedilmiştir.

Sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde, ABD, İtalya, Almanya, Fransa, Çin, Brezilya, Arjantin ve Hindistan hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu söylenebilir. Bu sonuç, bu piyasalarda beklenmedik kayıpların gerçekleştiği günleri Türkiye hisse senedi piyasasında beklenmedik kayıpların gerçekleştiği günlerin takip ettiğini göstermektedir. Ayrıca Japonya, Kanada, Avustralya, Kore ve Rusya hisse senedi piyasaları ile Türkiye hisse senedi piyasası arasında çift yönlü risk durumunda nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Son olarak, İngiltere hisse senedi piyasası ile herhangi bir risk durumunda nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır.

Tablo 5: Risk Durumunda Nedensellik Testi Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	%1 Risk Düzeyi	%5 Risk Düzeyi	%10 Risk Düzeyi
ABD→TÜRKİYE	1.772**	9.857*	18.703*
TÜRKİYE→ABD	-0.695	-0.847	0.083
JAPONYA→TÜRKİYE	6.050*	2.389*	9.081*
TÜRKİYE→JAPONYA	2.368*	2.468*	0.851
İNGİLTERE→TÜRKİYE	0.629	-0.227	0.421
TÜRKİYE→İNGİLTERE	-0.731	-0.458	-1.132
ALMANYA→TÜRKİYE	0.297	0.874	1.784**
TÜRKİYE→ALMANYA	0.522	-0.473	0.019
FRANSA→TÜRKİYE	1.818**	1.973**	1.326***
TÜRKİYE→FRANSA	0.013	-0.020	-0.578
İTALYA→TÜRKİYE	-0.680	0.454	2.261**
TÜRKİYE→İTALYA	0.275	-0.916	-0.997
KANADA→TÜRKİYE	4.670*	6.628*	8.328*
TÜRKİYE→KANADA	4.744*	0.039	-0.858
AVUSTRALYA→TÜRKİYE	0.666	1.934**	3.790*
TÜRKİYE→AVUSTRALYA	-0.071	3.335*	4.762*
ÇİN→TÜRKİYE	1.923**	2.708*	1.583***
TÜRKİYE→ÇİN	-0.015	-0.024	1.105

Tablo 6: Risk Durumunda Nedensellik Testi Sonuçları (Devamı)

Nedenselliğin Yönü	%1 Risk Düzeyi	%5 Risk Düzeyi	%10 Risk Düzeyi
KORE→TÜRKİYE	8.785*	6.342*	6.388*
TÜRKİYE→KORE	1.743**	4.369*	0.370
RUSYA→TÜRKİYE	7.430*	0.120	2.017**
TÜRKİYE→RUSYA	2.020**	0.733	0.674
BREZİLYA→TÜRKİYE	-0.049	4.916*	12.109*
TÜRKİYE→BREZİLYA	0.065	-0.329	0.853
ARJANTİN→TÜRKİYE	2.934*	3.727*	6.303*
TÜRKİYE→ARJANTİN	-1.579	0.226	-0.747
ENDONEZYA→TÜRKİYE	-0.696	1.058	-0.136
TÜRKİYE→ENDONEZYA	5.306*	4.727*	7.689*
HİNDİSTAN→TÜRKİYE	4.615*	4.277*	1.941**
TÜRKİYE→HİNDİSTAN	1.278	-0.416	-0.490
MEKSİKA→TÜRKİYE	-1.346	-0.826	0.700
TÜRKİYE→MEKSİKA	7.502*	2.903	15.384*
G. AFRİKA→TÜRKİYE	1.173	-0.275	0.967
TÜRKİYE→G. AFRİKA	3.733*	0.991	-0.365

Not: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı nedensellik ilişkisini göstermektedir. Gecikme sayısı 20'dir.

Sonuç

1980'li yılların sonlarına doğru dünya çapında finansal liberalizasyon politikalarının uygulanmaya başlamasıyla, uluslararası finansal piyasalar arasındaki bütünleşme sürecinin dikkate değer bir şekilde arttığı görülmüştür. Bu durum, yatırım kararlarında risk-getiri ilişkisiyle hareket eden yatırımcıların portföylerini çeşitlendirme imkanlarının artmasını sağlayarak, farklı ülkelerin hisse senedi piyasalarına yatırım yapma fırsatları sunmuştur. Ayrıca, uluslararası yatırımcılar tarafından sağlanan sınırsız miktarda sermaye, özellikle ekonomik büyüme ve istihdam açısından yabancı sermayeye ihtiyaç duyan gelişen ekonomilerde olumlu gelişmelere neden olmuştur.

Uluslararası finansal sermaye akımlarında görülen bu artışın sağladığı yararların yanında, gelişen piyasalar giderek temel piyasalara bağımlı hale gelmeye başlamıştır. Finansal

piyasalar arasında temel piyasalar lehinde bağımlılığın artması doğal olarak bazı risklerin ortaya çıkmasına yol açmaktadır. Bu risklerin en başında, temel piyasalardan birinde meydana gelebilecek finansal krizin sermaye akımları yoluyla gelişen piyasalara yayılması gelmektedir. Bu duruma 2008 yılında ABD’de başlayan ve çok kısa süre içerisinde etkisi tüm dünyaya yayılan finansal kriz örnek oluşturmaktadır.

Küresel çapta etkilere neden olan finansal krizle birlikte volatilitede yayılma konusu önemli hale gelmesine rağmen, volatilitenin tek başına finansal riskleri takip etmede yetersiz kaldığı görülmüş; özellikle de finansal piyasalar arasında aşırı piyasa hareketlerinin gerçekleşmesi durumunda riski yakalamada başarısız olduğu saptanmıştır.

Bu çalışmada, G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında aşırı risk durumlarında nedensellik ilişkisinin olası varlığının tespit edilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla Hong vd., (2009) tarafından geliştirilen risk durumunda nedensellik testi uygulanmıştır. Hisse senedi piyasaları arasındaki nedensellik testi sonuçlarına göre, ABD, İtalya, Almanya, Fransa, Çin, Brezilya, Arjantin ve Hindistan hisse senedi piyasalarından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuç, bu piyasalarda beklenmedik kayıpların gerçekleştiği günleri Türkiye hisse senedi piyasasında beklenmedik kayıpların gerçekleştiği günlerin takip ettiğini göstermektedir. Ayrıca Japonya, Kanada, Avustralya, Kore ve Rusya hisse senedi piyasaları ile Türkiye hisse senedi piyasası arasında çift yönlü risk durumunda nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Son olarak, İngiltere hisse senedi piyasası ile herhangi bir risk durumunda nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır.

Elde edilen sonuçlar portföylerini çeşitlendirerek risklerini azaltmayı amaçlayan yatırımcılar açısından değerlendirildiğinde, Türkiye hisse senedi piyasasının ABD başta olmak üzere Almanya, Fransa gibi temel piyasaların yanı sıra Çin, Hindistan ve Brezilya gibi büyük ölçekli gelişen piyasalarda ortaya çıkabilecek büyük çapta olumsuz piyasa hareketlerinden etkileneneğini ve yatırımcıların hisse senetlerine ilişkin yatırım kararlarında çeşitlendirme imkanlarını azaltacağını göstermektedir. Ayrıca elde edilen sonuçların, yatırım stratejilerinin belirlenmesinde portföy yöneticilerine katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Çünkü riske maruz değerlerin aşıldığı tarihlerde, portföy yöneticileri riski düşürecek alternatif bir finansal varlığın alımını ya da satımını gerçekleştirerek yatırım stratejilerini belirleme imkânı elde etmiş olacaklardır. Bununla birlikte, politika yapıcılar açısından sonuçlar değerlendirildiğinde, birbirleriyle bağımlılığı tespit edilmiş piyasalar arasında özellikle kriz dönemlerinde ülkeler arasında ortaya çıkan yayılmanın olumsuz etkilerini azaltacak yapısal önlemlerin tasarlanmasında faydalı olması beklenmektedir.

Kaynakça

- Ağırman, E., Bozma, G., & Ahmid, A. B. (2018). The volatility spillovers between Turkey and North Africa (ETM) stock markets: VARMA-BEKK GARCH model. *MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 7(4), 181-191.
- Alfreedi, A. A. (2019). Shocks and Volatility Spillover Between Stock Markets of Developed Countries and GCC Stock Markets. *Journal of Taibah University for Science*, 13(1), 112-120.
- Badhani, K. N. (2009). Response Asymmetry in Return and Volatility Spillover from the US to Indian Stock Market. *The IUPJournal of Applied Finance*, 15(9), 22-45.
- Bali, T.G. (2000). Testing the Empirical Performance of Stochastic Volatility Models of the Short Term Interest Rate. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35, 191-215.
- Choudhry, T. (2004). International Transmission of Stock Returns and Volatility: Empirical Comparison Between Friends and Foes. *Emerging Markets Finance and Trade*, 40(4), 33-52.

-
- Çelik, İ., Özdemir, A., & Demir-Gülbahar, S. (2018). Gelişmekte Olan Ülkelerde Getiri ve Volatilité Yayılımı: NIMPT Ülkelerinde VAR-EGARCH Uygulaması. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 55(636), 9-24.
- Çevik, E. İ. (2017). Pay Piyasası ile Döviz Kurları Arasında Risk Durumlarında Nedensellik İlişkisi. *Balkan Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(12), 82-94.
- Değirmenci, N., & Abdiođlu, Z. (2017). Finansal Piyasalar Arasındaki Oynaklık Yayılımı. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 54, 104-125.
- Fujii, E. (2005). Intra and Inter regional Causal Linkages of Emerging Stock Markets: Evidence from Asia and Latin America in and out of Crises. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 15, 315-342.
- Hong, Y., Li, H., & Zhao, F. (2004). Out-of-Sample Performance of Discrete-Time Short-Term Interest Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 22(4), 457-473.
- Hong, Y., Li, H., & Zhao, F. (2007). Can the Random Walk Model Be Beaten in Out-Of-Sample Density Forecasts? Evidence From Intraday Foreign Exchange Rates. *Journal of Econometrics*, 141(2), 736-776.
- Hong, Y., Liu, Y., & Wang, S. (2009). Granger Causality in Risk and Detection of Extreme Risk Spillover Between Financial Markets. *Journal of Econometrics*, 150, 271-287.
- Inclan, C., & Tiao, G. (1994). Use of Cumulative Sums of Squares Retrospective Detection of Changes in Variance. *Journal of the American Statistic Association*, 89, 913-923.
- Ke, J., Wang, L., & Murray, L. (2010). An empirical analysis of the volatility spillover effect between primary stock markets abroad and China. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 8(3), 315-333.
- Kumar, A. (2019). Shock and Volatility Spillovers between Stock Markets of India and Select Asian Economies. *Review of Professional Management*, 17(1), 46-57.
- Li, Y., & Giles, D. E. (2015). Modelling Volatility Spillover Effects Between Developed Stock Markets and Asian Emerging Stock Markets. *International Journal of Finance & Economics*, 20(2), 155-177.
- Longin, F.M. (2000). From Value at Risk to Stress Testing: The Extreme Value Approach. *Journal of Banking and Finance*, 24(7), 1097-1130.
- Neaime, S. (2012). The Global Financial Crisis, Financial Linkages and Correlations In Returns and Volatilities In Emerging MENA Stock Markets. *Emerging Markets Review*, 13, 268-282.
- Nikmanesh, L., Nor, A.H.S.M., Sarmidi, T., & Janor, H. (2014). Return and Volatility Spillovers Between the US, Japanese and Malaysian Stock Markets. *Jurnal Pengurusan*, 41, 101-111.
- Sanso, A., Arago, V., & Carrion, J. L. (2004). Testing for Change in the Unconditional Variance of Financial Time Series. *Revista de Economia Financiera*, 4, 32-53.
- Singh, P., Kumar, B., & Pandey, A. (2010). Price and volatility spillovers across North American, European and Asian stock markets. *International Review of Financial Analysis*, 19, 55-64.
- Taşdemir, M., & Yalama, A. (2014). Volatility Spillover Effects in Interregional Equity Markets: Empirical Evidence from Brazil and Turkey. *Emerging Markets Finance & Trade*, 50(2), 190-202.
- Theodossiou, P., Kahya, E., Koutmos G., & Christofi, A. (1997). Volatility Reversion and Correlation Structure of Returns in Major International Stock Markets. *The Financial Review*, 32(2), 205-224.
- Toraman, C., İğde, M., Buđan, M. F., & Kılıç, Y. (2016). Volatility Spillover Effect from Conventional Stock Markets to Islamic Stock Markets. *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences*, 5(4), 264-281.
-

- Verardi, V., & Vermandele, C. (2018). Univariate and multivariate outlier identification for skewed or heavy-tailed distributions. *The Stata Journal*, 18(3), 517-532.
- Warshaw, E. (2020). Asymmetric Volatility Spillover Between European Equity and Foreign Exchange Markets: Evidence from The Frequency Domain. *International Review of Economics & Finance*, 68, 1-14.
-

Ek 1: GARCH Modeller Tahmin Sonuçları

	ABD	JAPONY A	İNGİLTE RE	ALMAN YA	FRANSA	İTALYA	KANAD A	AVUSTRAL YA	ÇİN
	ICSS- FIEGAR CH	ICSS- FIEGAR CH	ICSS- FIEGAR CH	ICSS- FIEGAR CH	ICSS- EGARC H	ICSS- FIAPAR CH	ICSS- FIEGAR CH	ICSS- EGARCH	ICSS- FIAPAR CH
Ortala ma μ	0.049 [0.000]	0.008 [0.204]	0.022 [0.007]	0.040 [0.000]	0.029 [0.003]	0.021 [0.060]	0.037 [0.000]	0.025 [0.001]	0.003 [0.798]
Φ_1	-	-	-	-	-	-	0.045 [0.000]	-	0.096 [0.000]
Φ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Varyan s ω	-0.441 [0.353]	0.277 [0.079]	-0.015 [0.961]	0.027 [0.847]	0.587 [0.065]	0.134 [0.001]	-0.814 [0.000]	-0.392 [0.000]	0.531 [0.000]
α	-0.103 [0.761]	0.236 [0.424]	-0.384 [0.004]	-0.182 [0.247]	-0.155 [0.166]	0.243 [0.000]	-0.233 [0.111]	-0.241 [0.081]	0.106 [0.180]
β	0.733 [0.000]	0.531 [0.000]	0.822 [0.000]	0.903 [0.000]	0.953 [0.000]	0.437 [0.000]	0.853 [0.000]	0.965 [0.000]	0.236 [0.008]
θ_1	-0.149 [0.000]	-0.118 [0.000]	-0.148 [0.000]	-0.159 [0.000]	-0.152 [0.000]	-	-0.116 [0.000]	-0.104[0.000]	-
θ_2	0.128 [0.000]	0.103 [0.000]	0.100 [0.000]	0.094 [0.000]	0.085 [0.000]	-	0.103 [0.000]	0.089 [0.000]	-
γ	-	-	-	-	-	0.873 [0.000]	-	-	0.526 [0.009]
Δ	-	-	-	-	-	1.272 [0.000]	-	-	1.448 [0.000]
d	0.441 [0.000]	0.410 [0.000]	0.345 [0.000]	0.223 [0.009]	-	0.256 [0.000]	0.293 [0.001]	-	0.184 [0.000]
v	1.296 [0.000]	1.317 [0.000]	1.515 [0.000]	1.431 [0.000]	1.515 [0.000]	1.493 [0.000]	1.522 [0.000]	1.601 [0.000]	1.398 [0.000]
ω_1	-	-0.426 [0.062]	-0.852 [0.014]	-0.785 [0.000]	-0.780 [0.030]	0.074 [0.093]	-	-	-0.354 [0.00]
ω_2	-	-	-	0.648 [0.000]	-1.045 [0.002]	0.292 [0.000]	0.675 [0.006]	0.384 [0.027]	0.230 [0.045]
ω_3	-0.635 [0.074]	-0.761 [0.001]	0.712 [0.076]	1.344 [0.000]	-	-	1.236 [0.000]	-	-0.277 [0.01]
ω_4	-0.952 [0.002]	-	-	0.852 [0.011]	-	-	-	-	-
ω_5	-	0.911 [0.000]	-0.923 [0.007]	0.696 [0.019]	-1.023 [0.001]	-	0.692 [0.010]	-0.753 [0.000]	-0.254 [0.00]
ω_6	-	-	-	-0.403 [0.037]	-	0.411 [0.007]	0.546 [0.018]	-	-
ω_7	-	0.332 [0.082]	-1.308 [0.000]	0.363 [0.051]	-	-	1.050 [0.000]	0.532 [0.001]	0.613 [0.007]
ω_8	-	-0.660 [0.000]	-0.801 [0.026]	-0.888 [0.000]	-	-	1.445 [0.000]	0.344 [0.044]	-0.217 [0.01]
ω_9	-	1.217 [0.000]	1.212 [0.004]	-0.516 [0.008]	-	-	-0.467 [0.005]	-	-0.231 [0.09]
ω_{10}	-	-	-0.718 [0.048]	1.188 [0.000]	-	0.810[0.0 17]	0.933 [0.007]	-0.976 [0.000]	-0.254 [0.00]
$Q(150)$	156.43 [0.34]	150.86 [0.46]	170.02 [0.12]	166.12 [0.17]	180.06 [0.07]	185.29 [0.03]	180.19 [0.04]	129.21 [0.89]	177.72 [0.06]
$Q_s(150)$	171.18 [0.09]	167.58 [0.12]	172.34 [0.08]	130.56 [0.84]	218.80 [0.03]	158.13 [0.27]	136.40 [0.74]	140.94 [0.65]	158.31 [0.27]
ARCH (5)	0.685 [0.634]	0.484 [0.788]	1.208 [0.302]	1.178 [0.317]	1.718 [0.170]	0.397 [0.851]	0.956 [0.443]	0.659 [0.654]	1.098 [0.358]
Ln(L)	-9143.902	-	-9043.237	-	-	-	-8456.288	-8526.310	-
		10736.970		10785.262	10516.48 3	11271.738			12537.846
SBC	2.573	3.025	2.555	3.043	2.968	3.171	2.392	2.406	3.532

Not: d volatilitede uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. ARCH (5) değişen varyans test sonuçlarını göstermektedir. ω_i yapısal kırılma tarihlerine göre oluşturulmuş kukla değişkenlerin katsayılarını göstermektedir. Ln(L) log-olabilirlik değerini ve SBC ise Schwarz model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir.

Ek 2: GARCH Modeller Tahmin Sonuçları

	KORE	RUSYA	BREZİL YA	TÜRKİY E	ARJANTİ N	ENDONE ZYA	HİNDİST AN	MEKSİK A	GÜNEY AFRİKA
	ICSS- FIAPAR CH	ICSS- FIGARC H	ICSS- FIAPAR CH	ICSS- FIAPAR CH	ICSS- FIAPAR CH	ICSS- FIAPAR CH	ICSS- FIAPAR CH	ICSS- FIAPAR CH	ICSS- EGARCH
Ortalama									
μ	0.008 [0.383]	0.047 [0.012]	0.040 [0.004]	0.076 [0.000]	0.007 [0.680]	0.023 [0.040]	0.046 [0.000]	0.027 [0.015]	0.030 [0.002]
Φ_1	-	0.072 [0.000]	0.027 [0.014]	0.027 [0.009]	0.067 [0.000]	0.036 [0.009]	0.097 [0.000]	0.079 [0.000]	0.066 [0.000]
Φ_2	-	-	-	-	-	-0.026 [0.014]	-	-	-
Varyans									
ω	0.318 [0.000]	0.070 [0.007]	0.280 [0.000]	0.590 [0.000]	0.723 [0.000]	0.228 [0.004]	0.215 [0.000]	0.179 [0.000]	0.254 [0.013]
α	0.095 [0.342]	0.114 [0.011]	0.177 [0.008]	-0.079 [0.414]	0.137 [0.129]	0.175 [0.328]	0.229 [0.000]	0.238 [0.000]	-0.166 [0.264]
β	0.196 [0.082]	0.554 [0.001]	0.348 [0.000]	0.040 [0.719]	0.302 [0.004]	0.242 [0.205]	0.360 [0.000]	0.440 [0.000]	0.961 [0.000]
θ_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.077 [0.000]
θ_2	-	-	-	-	-	-	-	-	0.119 [0.000]
γ	0.970 [0.000]	-	0.517 [0.001]	0.305 [0.000]	0.465 [0.000]	0.368 [0.000]	0.816 [0.000]	0.646 [0.000]	-
Δ	1.429 [0.000]	-	1.506 [0.000]	1.719 [0.000]	1.454 [0.000]	1.660 [0.000]	1.223 [0.000]	1.357 [0.000]	-
d	0.130 [0.000]	0.535 [0.006]	0.213 [0.000]	0.181 [0.000]	0.247 [0.000]	0.212 [0.000]	0.200 [0.000]	0.247[0.00 0]	-
v	1.274 [0.000]	1.227 [0.000]	1.485 [0.000]	1.414 [0.000]	1.283 [0.000]	1.163 [0.000]	1.439 [0.000]	1.473 [0.000]	1.592 [0.000]
ω_1	-	0.244 [0.091]	0.837 [0.072]	0.578 [0.011]	-0.295 [0.024]	-	0.071 [0.091]	0.156 [0.048]	-0.915 [0.000]
ω_2	0.264 [0.055]	4.358 [0.093]	-	1.497 [0.002]	-	1.124 [0.031]	0.240 [0.001]	-	-
ω_3	1.175 [0.038]	0.727 [0.046]	-	-	-	0.437 [0.074]	0.790 [0.000]	-	0.634 [0.005]
ω_4	0.684 [0.004]	-	0.341 [0.016]	0.681 [0.026]	-	0.291[0.02 2]	0.150 [0.079]	0.156 [0.009]	-
ω_5	0.532 [0.004]	-	-	-	-	0.144 [0.056]	0.473 [0.085]	0.077 [0.091]	-0.706 [0.000]
ω_6	-	-	0.441 [0.009]	-0.311 [0.008]	-	0.603 [0.021]	0.147 [0.011]	-	-
ω_7	-	-	-0.131 [0.012]	-	-	-	0.365 [0.002]	0.692 [0.067]	0.398 [0.027]
ω_8	-	-	-	-	-	-	0.140 [0.073]	-	-0.427 [0.000]
ω_9	0.363 [0.012]	-	-	-	-	-	-	-0.091 [0.097]	-
ω_{10}	-0.240 [0.020]	-	-	-	-	-	-0.101 [0.003]	-0.080 [0.008]	-
$Q(150)$	200.79 [0.01]	153.55 [0.38]	149.30 [0.48]	153.44 [0.38]	179.71 [0.04]	190.21 [0.01]	145.25 [0.57]	185.25 [0.03]	169.57 [0.12]
$Q_s(150)$	185.23 [0.02]	129.90 [0.86]	172.82 [0.08]	178.97 [0.04]	122.16 [0.94]	140.64 [0.65]	204.50 [0.01]	146.20 [0.53]	164.10 [0.17]
ARCH (5)	2.135 [0.058]	0.306 [0.909]	0.539 [0.746]	0.458 [0.807]	0.945 [0.449]	0.854 [0.511]	0.283 [0.922]	0.980 [0.428]	0.874 [0.497]
Ln(L)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
SBC	11830.211 3.334	13730.322 3.855	12549.001 3.531	14091.460 3.961	14394.792 4.040	12143.452 3.417	10930.289 3.085	10562.539 2.982	10339.350 2.912

Not: d volatilitede uzun hafıza parametresi için, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_s sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. ARCH(5) değişen varyans test sonuçlarını göstermektedir. ω_i yapısal kırılma tarihlerine göre oluşturulmuş kukla değişkenlerin katsayılarını göstermektedir. Ln(L) log-olabilirlik değerini ve SBC ise Schwarz model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir.