

Hisse Senedi Piyasaları Arasında Yayılma Etkisinin Analizi *

The Analysis of the Spillover Effect among Stock Markets

Serhat SEZEN¹, Emrah İsmail ÇEVİK²

Özet

Bu çalışmada, G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında yayılma etkisinin olası varlığının tespit edilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla 2 Ocak 1995-29 Ocak 2021 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatları kullanılarak, G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında yayılma etkisinin olası varlığı Hong (2001) tarafından geliştirilen ortalamada ve varyansta nedensellik testi ile araştırılmıştır. Ortalamada nedensellik sonuçlarına göre, ABD, İngiltere, Almanya, Fransa, Kanada, Rusya ve Meksika'dan Türkiye'ye doğru ve Türkiye'den de Çin, Hindistan ve Güney Afrika'ya doğru tek yönlü; Japonya, Avustralya, Güney Kore, Brezilya, Arjantin ve Endonezya ile Türkiye arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Varyansta nedensellik test sonuçlarına göre ise çalışmada yer alan tüm hisse senedi piyasaları arasında çift yönlü ve güçlü volatilité yayılımı olduğu belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: *Hisse Senedi Piyasaları, Yayılma Etkisi, Hong Nedensellik Testi*

Abstract

In this paper, it is aimed to determine the possible existence of spillover effect among the stock markets of G-20 countries. For this purpose, between January 2, 1995 and January 29, 2021, using the daily closing prices, the possible existence of the spillover effect between the stock markets of the G-20 countries was investigated with the causality test in the mean and variance developed by Hong (2001). According to the causality results in mean, it is unidirectional from USA, England, Germany, France, Canada, Russia and Mexico to Turkey and from Turkey to China, India and South Africa; A bidirectional causality relationship was found between Turkey and Japan, Australia, South Korea, Brazil, Argentina and Indonesia. According to the causality test results in variance, it was determined that there was a strong bidirectional volatility spread among all stock markets in the study.

Keywords: *Stock Markets, Spillover Effect, Hong Causality Test*



1. Asst. Prof. Dr.,
Tekirdağ Namık Kemal University,
ssezen@nku.edu.tr,
<https://orcid.org/0000-0002-8018-2769>

2. Prof. Dr.,
Tekirdağ Namık Kemal University,
eicevik@nku.edu.tr,
<https://orcid.org/0000-0002-8155-1597>

* This study was derived from the PhD thesis titled "*Hisse Senedi Piyasaları Arasında Yayılma Etkisinin İncelenmesi: G-20 Ülkeleri Üzerine Bir Uygulama*" by Serhat SEZEN, under the supervision of Associate Professor Emrah İsmail ÇEVİK at Tekirdağ Namık Kemal University Social Sciences Institute, Department of Economics.

<https://doi.org/10.30798/makuiibf.1097493>

Article Type
Research Article

Application Date
April 2, 2022

Acceptance Date
December 16, 2023

EXTENDED SUMMARY

Research Problem

While the global financial crises caused sudden volatility in the stock markets, they also caused uncertainties in the decision-making processes of the investors. This is very important in terms of taking into account volatility for investors in decision-making processes and estimating especially the returns of financial assets. On the other hand, a shock in one market will cause the prices and returns of securities to be affected due to the so-called "volatility spillover effect", which will increase volatility in another market, and as a result of these effects, investors will change their portfolio decisions such as the selection of optimal assets, hedging strategies and pricing of assets. The aim of this study is to determine the possible existence of the spread in volatility among the stock markets of the G-20 countries, and if its existence is detected; whether international investors can include stocks that are determined to act together in their portfolios at the same time. It is aimed to provide benefits in terms of making decisions not to take and especially reducing their risks by diversifying their portfolios.

Research Questions

Whether there is a volatility spillover effect between stock markets? If its presence is detected, in which direction? Do investors who intend to invest in international markets include stocks that are found to be moving together in their portfolios at the same time? Do the policymakers of the countries pay attention to the dependencies in international markets when making decisions?

Literature Review

There are many studies examining the volatility spillover effect among stock markets, which have been recognized since the 1990s and have become an increasingly popular topic in the literature, especially with the effects of the South East Asian, Russian and Mexican crises on a global scale. In these studies, whether there is a volatility spillover effect between the stock markets of developed and developing countries is generally examined within the scope of GARCH-based models. Studies among developed countries; Koutmos and Booth (1995), Xiao and Dhesi (2010). Studies between developed and developing countries; Miyakoshi (2003), Lee (2009), Abou-Zaid (2011), Nikmanesh et al., (2014), Chirila et al., (2015), Gökbulut (2017), Karğın et al., (2018), Vo and Tran (2020). Studies among developing countries; Piesse and Hearn (2005), Korkmaz and Cevik (2009), Korkmaz et al., (2012), Bayramoğlu and Abasız (2017), Habiba et al., (2019).

Methodology

In studies examining the causality relationship between financial markets, it is seen that the traditional Granger causality test and the causality test in variance are generally used. The traditional Granger causality test only focuses on the changes in the mean of two variables, but it is necessary to determine the causality in the variance as well as the causality in the mean among the financial variables. Because, in case of volatility spillover effects between financial markets, a general model should be established. The model created to examine the causality in variance provides important information about the characteristics and dynamics of economic and financial prices. In this study, which examines the spillover effect between stocks, the existence of a causal relationship in the mean and variance between the variables will be investigated by the test developed by Cheung and Ng (1996) and later modified by Hong (2001). In addition, since the study covers a long period between 1995-2021 and many unexpected economic events occurred throughout the world during this period, structural breaks are expected in the variance of the series. For this reason, the presence of structural breaks will be investigated with the method developed by Inclan and Tiao (1994) and modified by Sanso, Arago and Carrion (2004) based on Iterative Cumulative Sum of Squares (ICSS) in order to detect breaks in variance.

Results and Conclusions

In this paper, which was carried out in order to determine the possible existence of the spillover effect among the stock markets, the causality test was applied in the mean and variance developed by Hong (2001). According to the causality results on average, it is unidirectional from the USA, England, Germany, France, Canada, Russia and Mexico to Turkey and from Turkey to China, India, and South Africa, however, Japan, Australia, Korea, and Brazil. A two-way causality relationship has been determined between Turkey and Argentina and Indonesia. The results obtained support the studies that show that there is a spread in terms of returns from developed markets to emerging markets, which is frequently encountered in the literature. However, in the test results, a unidirectional or bidirectional causality relationship was found between the two emerging markets, which is not frequently encountered in the literature. Accordingly, one-way causality has been determined from

Turkey to the stock markets of China, India, and South Africa, and thus it has been concluded that the Turkish stock market is integrated with both developed and emerging stock markets. According to the causality test results in variance, it was determined that there was a strong bidirectional volatility spillover among all stock markets in the paper. These results are important for investors to determine portfolio diversification and hedging strategies. Especially in the last thirty years, due to the developments in communication technologies, the rapid and easy flow of information between markets has led to financial integration between international markets; This situation has reduced the diversification possibilities of international investors, especially in their investment decisions regarding stocks, due to the high volatility spillover between stock markets.

1. GİRİŞ

1980'li yılların sonlarından itibaren teknoloji ve iletişim araçlarındaki gelişmelerin de etkisiyle küreselleşme artmış ve ülkeler birbirlerine daha çok yakınlaşmıştır. Bu yakınlaşma, ülkeler arasındaki ekonomik işbirliklerinin ve ticari anlaşmaların artmasına neden olarak uluslararası yatırımların artması sonucunu doğurmuştur. Sermayenin serbest ve sınırsız bir biçimde ülkeler arasındaki akışının hızlanması aynı zamanda daha fazla getiri elde etmek isteyen yatırımcıları da alternatif piyasalara yönlendirmiştir. Yaşanan tüm bu gelişmeler ülkeler arasındaki ekonomik faaliyetlerin artmasına ve özellikle de artan sermaye akımları gelişen ekonomilerde istihdam, büyüme ve refah artışında olumlu gelişmelere yol açmıştır.

Ancak finansal sermaye akımlarındaki önemli miktarda artış, sağladığı bu avantajlarının yanında bazı riskleri de beraberinde getirmiştir. Bu risklerin başında, temel finansal piyasalara olan bağımlılığın önemli ölçüde artması gelmektedir. Bu durum; ABD başta olmak üzere gelişmiş herhangi bir ülkede yaşanabilecek olan finansal krizin, ticari krediler, doğrudan yabancı sermaye yatırımları veya diğer sermaye akımları yoluyla diğer ülkeleri de etkilemesi şeklinde açıklanabilir. Nitekim 2008 yılında ABD'de başlayarak etkisi tüm Dünya'ya yayılan küresel finansal kriz, sadece gelişmekte olan ekonomileri etkilemekle kalmayıp en gelişmiş ekonomileri de etkisi altına alarak hem reel hem de finansal piyasaların çok ciddi biçimde olumsuz olarak etkilenmesine neden olmuştur.

Finans literatüründe; küresel çapta yaşanan finansal krizlerin temel finansal piyasalardan gelişmekte olan ülkelerin finansal piyasalarını etkilemesi volatilitedeki yayılma kavramıyla açıklanmaktadır. Volatilité ya da oynaklık; bir değişkene ait ortalama bir değerin çok yüksek artış veya azalış göstermesi şeklinde ifade edilmekte ve bu kavramın özellikle de finansal piyasalar için kullanıldığı dikkati çekmektedir (Karabıyık ve Anbar, 2007). Hisse senedi piyasaları açısından oynaklık ise bir menkul kıymetin fiyatında görülen ani değişkenlik olarak ifade edilmektedir. Hisse senedi piyasalarında yaşanan ani değişkenlikler, yatırımcıların karar alma süreçlerinde belirsizliklere yol açmaktadır. Bu bağlamda oynaklığın karar alma süreçlerinde yatırımcılar açısından dikkate alınması ve özellikle de finansal varlıklara ait getirilerin tahmin edebilmesi açısından oldukça önem taşımaktadır (Değirmenci ve Abdiođlu, 2017).

Volatilitedeki yayılma ya da volatilité yayılma etkisi ise, bir ülkenin hisse senedi piyasasındaki volatilitenin başka bir ülkenin hisse senedi piyasasındaki volatilitéyi artırmasıdır (Korkmaz ve Çevik, 2009; Çiçek, 2010). Volatilité yayılma etkisi, yatırımcıların portföylerini oluştururken optimal

varlıkların seçimi, korunma stratejileri ve varlıkların fiyatlandırılması gibi finansal kararlarında ve finansal piyasalar arasındaki entegrasyonun belirlenmesinde önemli bir yere sahiptir (Korkmaz ve Çevik, 2009).

Literatürde volatilitedeki yayılma ile ilgili çalışmalar incelendiğinde, özellikle hisse senedi piyasalarında görülen volatilitenin modellenmesi amacıyla Otoresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modelleri ve türevlerinin öne çıktığı ve yaygın bir şekilde kullanıldığı görülmektedir. Yapılan çalışmalarda elde edilen sonuçların volatilitedeki yayılmanın ülke borsalarını önemli ölçüde etkilediği ve özellikle de başta ABD olmak üzere gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasalarındaki değişimlerin diğer ülkelerin hisse senedi piyasaları üzerindeki etkilerinin incelendiği görülmektedir.

Bu çalışmada, G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında getiri ve volatilitedeki yayılmanın olası varlığının tespit edilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla öncelikle her ülkenin hisse senedi getiri serileri için en uygun GARCH modeli belirlenerek getiri serileri arasında yayılma etkisinin varlığı Hong (2001) tarafından geliştirilen ortalama ve varyansta nedensellik testiyle araştırılmıştır. Çalışmada incelenen dönem içerisinde gerek bölgesel gerekse de küresel çapta finansal krizlerin yaşanmış olması, krizlerin finansal piyasalar üzerinde önemli etkiler yaratmasına neden olduğundan varyansta yapısal kırılmalar da dikkate alınmaktadır. Bu bağlamda, varyansta yapısal kırılmaların tespit edilebilmesi amacıyla Inclan ve Tiao (1994) ve Sanso vd., (2004) varyansta kırılma testleri kullanılmıştır.

Çalışma dört bölüme ayrılmıştır. Giriş bölümünün ardından ikinci bölümde ampirik literatür incelenmiştir. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan ekonometrik metodoloji hakkında teorik bilgiler verilmiş ve dördüncü bölümde uygulamalara ilişkin analiz sonuçları teorik çerçeveye uygun olarak yorumlanarak, elde edilen bulgular sonuç bölümünde genel olarak değerlendirilmiştir.

2. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Literatürde giderek popüler bir konu haline gelen hisse senedi piyasaları arasında volatilitenin yayılma etkisini inceleyen çok sayıda çalışma mevcuttur. Bu çalışmalarda gerek gelişmiş gerekse de gelişmekte olan ülkeler arasında volatilitenin yayılma etkisinin olup olmadığı farklı ekonometrik yöntemler kullanılarak araştırılmıştır. Çalışmanın bu kısmında gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında volatilitenin yayılma etkisini genellikle GARCH temelli modeller kapsamında inceleyen yurtiçi ve yurtdışında yapılan çalışmalarla ilgili bilgilere yer verilmiştir.

Asya ülkeleri hisse senedi piyasaları arasında volatilitenin yayılma etkilerinin araştırıldığı çalışmalarda, Lee (2009), 01.01.1985-31.12.2004 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak altı Asya ülkesi (Tayvan, Japonya, Singapur, Hindistan, Hong Kong ve Güney Kore) arasındaki volatilitenin yayılma etkisinin varlığını iki değişkenli VAR(p)-GARCH (1,1) modelini kullanarak incelemiştir. Elde ettiği sonuçlara göre, Hindistan dışındaki beş ülkenin hisse senedi piyasaları arasında karşılıklı volatilitenin yayılması olduğunu belirlemiştir.

Habiba vd., (2021), 01.01.2002-29.12.2017 tarihleri arasında günlük endeks kapanış fiyatlarını kullanarak sekiz gelişmekte olan Asya borsaları Çin (SSE), Hindistan (NIFTY 50 index), Endonezya (JSX), Güney Kore (KOSPI), Malezya (KLCI), Pakistan (PSX), Filipinler (PSE) ve Tayvan (TWSE) arasındaki getiri ve asimetrik volatilité yayılma etkilerini tahmin etmek için genişletilmiş EGARCH modelini kullanmışlardır. Elde edilen sonuçlar, Çin'den Hindistan, Pakistan ve Endonezya'ya, Pakistan'dan Çin, Endonezya, Güney Kore ve Tayvan'a doğru tek yönlü asimetrik volatilité yayılmasının olduğunu ortaya koymuştur.

Asya ülkeleri hisse senedi piyasaları ile ABD hisse senedi piyasası arasında yayılma etkilerinin incelendiği çalışmalarda, Miyakoshi (2003), 01.01.1998-30.04.2000 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak ABD ve Japonya ile yedi Asya ülkesi (Hong Kong, Güney Kore, Tayvan, Singapur, Malezya, Endonezya ve Tayland) arasındaki getiri ve volatilité yayılma etkilerini EGARCH modelini kullanarak incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, Asya piyasası üzerinde getirilerde ABD'nin, volatilitéde ise Japonya'nın etkili olduğunu göstermiştir. Ayrıca, Asya piyasasından Japonya piyasasına doğru tek yönlü olumsuz bir volatilité yayılma etkisi olduğu tespit edilmiştir.

Nikmanesh vd., (2014), Ocak 1990-Mayıs 2013 tarihleri arasında haftalık hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak ABD (S&P 500), Japonya (NIKKEI 225) ve Malezya (KLCI) hisse senedi piyasaları arasında getiri ve volatilité yayılma etkilerinin varlığını Cheung ve Ng (1996) ve Hong (2001) ortalamada ve varyansta nedensellik testlerini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar, ABD ve Japonya borsalarından Malezya borsasına doğru tek yönlü volatilité yayılması olduğunu göstermiştir.

Vo ve Tran (2020), Ağustos 2001-Aralık 2016 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak ABD hisse senedi piyasası ile ASEAN olarak adlandırılan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında volatilité yayılma etkisini yapısal kırılmaları da dikkate alan ICSS testi ve genişletilmiş EGARCH modelini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar, ABD hisse senedi piyasasından ASEAN ekonomilerinin hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü güçlü volatilité yayılması olduğunu göstermiştir.

Volatilité yayılma etkisinin Afrika ülkeleri hisse senedi piyasaları arasında, Afrika ülkelerinin de yer aldığı gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında ve sadece gelişmekte olan ülkelerin yer aldığı piyasalar arasında incelendiği çalışmalarda, Piesse ve Hearn (2005), Ocak 1993-Ocak 2000 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Sahra Altı Afrika (SSA) ülkeleri (Botswana, Gana, Kenya, Malawi, Mauritius, Namibya, Nijerya, Güney Afrika, Zambiya ve Zimbabwe) arasındaki getiri ve volatilité yayılma etkilerini EGARCH modelini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar, Güney Afrika ve Nijerya hisse senedi piyasalarının incelenen ülkeler arasında baskın piyasalar olduklarını ve bu iki ülke piyasalarından diğer ülkelerin piyasalarına doğru tek yönlü volatilité yayılma etkisinin olduğunu göstermiştir.

Korkmaz vd., (2012), 24.07.2002-29.12.2010 tarihleri arasında haftalık hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak CIVETS ülkeleri olarak adlandırılan (Kolombiya, Endonezya, Vietnam, Mısır, Türkiye ve Güney Afrika) ülkeleri arasında getiri ve volatilitte yayılma ilişkisini Hong (2001) testini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar, getiri yönünden sadece Endonezya ve Mısır'ın karşılıklı olarak birbirlerini etkilediklerini; volatilitte yayılma ilişkisi açısından ise, altı ülke arasından sadece Vietnam ve Güney Afrika arasında iki yönlü volatilitte yayılma etkisinin olduğunu göstermiştir.

Bayramoğlu ve Abasız (2017), 12.03.2013–30.12.2016 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Brezilya, Meksika, Rusya ve Türkiye hisse senedi piyasaları ile (MSCI EM) genel endeksi arasındaki volatilitte yayılma etkisinin varlığını VAR-EGARCH modelini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar, MSCI EM Endeksinin gecikmeli olarak tüm piyasaları etkilediği ve sadece Brezilya piyasasından etkilendiği belirlenmiştir. Buna göre, EM endeksi ile Brezilya piyasası arasında iki yönlü, EM endeksinden Meksika, Rusya ve Türkiye piyasalarına doğru tek yönlü volatilitte yayılma etkisi olduğu saptanmıştır.

Avrupa ülkeleri hisse senedi piyasaları arasındaki volatilitte yayılma etkisinin incelendiği çalışmada, Chirila vd., (2015), 31.12.2004-22.04.2015 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak beş Doğu Avrupa ülkesi borsaları (Romanya, Macaristan, Çek Cumhuriyeti, Bulgaristan ve Polonya) ile on iki Euro Bölgesi borsaları (Avusturya, Belçika, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Lüksemburg, Hollanda, Portekiz ve İspanya) arasındaki volatilitte yayılma etkilerinin varlığını çok değişkenli GARCH-BEKK modelini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre, Euro bölgesi borsalarından Doğu Avrupa ülkeleri borsalarına doğru tek yönlü; ayrıca Doğu Avrupa borsaları arasından Macaristan, Çek Cumhuriyeti ve Polonya borsaları arasında iki yönlü volatilitte yayılma etkisi olduğunu tespit etmişlerdir.

Cevik vd. (2017) Merkez ve Doğu Avrupa ülkeleri hisse senedi piyasaları arasındaki nedensellik ilişkisini geleneksel ve asimetric nedensellik testleri ile araştırmışlardır. Geleneksel nedensellik testleri Çek Cumhuriyeti ile Polonya ve Polonya ile Türkiye hisse senedi piyasaları arasında nedensellik ilişkisini olduğunu gösterirken, asimetric nedensellik testi sonuçları ise Çek Cumhuriyeti hisse senedi piyasasından Macaristan ve Polonya hisse senedi piyasasına nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir.

Volatilitte yayılma etkisinin gelişmiş ülkeler arasında, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında incelendiği çalışmalarda ise, Koutmos ve Booth (1995), 03.09.1986-01.12.1993 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak New York (ABD), Londra (İngiltere) ve Tokyo (Japonya) borsa endeksleri arasında fiyat, volatilitedeki yayılma ve asimetric etkiyi (EGARCH) modelini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlar, New York borsasından Tokyo ve Londra borsalarına, Tokyo borsasından da Londra borsasına doğru tek yönlü volatilitte yayılmaları olduğunu göstermiştir.

Xiao ve Dhesi (2010), 05.01.2004-01.10.2009 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak gelişmiş dört ülkenin İngiltere (FTSE 100), Fransa (CAC), Almanya (DAX) ve ABD (S&P 500) hisse senedi piyasaları arasında volatilitte yayılma etkisinin varlığını çok değişkenli BEKK-GARCH ve DCC-GARCH modellerini kullanarak incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, ABD'den İngiltere Fransa ve Almanya hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü volatilitte yayılma etkisinin olduğunu göstermiştir.

Korkmaz ve Çevik (2009), 02.01.2004-17.03.2009 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak ABD Chicago opsiyon borsası tarafından oluşturulan VIX endeksinin, gelişmekte olan on beş ülke borsaları üzerindeki volatilitte yayılma etkisini GJR-GARCH modelini kullanarak incelemiştir. Yaptıkları çalışma sonucunda, VIX (zımnı volatilitte) endeksinden Brezilya, Şili, Peru, Türkiye, Tayland, Endonezya, Arjantin, Meksika, Polonya, Macaristan ve Malezya borsalarına doğru tek yönlü volatilitte yayılımı olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Abou-Zaid (2011), 02.01.1997- 25.09.2007 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak ABD (New York) ve İngiltere (Londra) Menkul Kıymetler Borsalarından, gelişmekte olan piyasalar olan Mısır, İsrail ve Türkiye'ye doğru volatilitte yayılmalarını M-GARCH modeliyle test etmiştir. Elde edilen sonuçlar, ABD'den Türkiye haricinde Mısır ve İsrail hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü bir volatilitte yayılımı olduğunu göstermiştir.

Gökbulut (2017), 01.07.1997-14.03.2013 tarihleri arasında günlük endeks kapanış fiyatlarını kullanarak Türkiye hisse senedi piyasası ile beş gelişmiş (ABD, İngiltere, Almanya, Fransa ve Japonya) ve beş gelişmekte olan (Güney Kore, Brezilya, Arjantin, Rusya ve Çin) hisse senedi piyasaları arasında volatilitte yayılma etkisini VAR (p) -GARCH (1,1) -BEKK modelini kullanarak incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, Türkiye ile Almanya borsası arasında zayıf, Türkiye ile Rusya borsası arasında ise güçlü çift yönlü bir volatilitte yayılımının olduğunu göstermiştir.

Karğın vd., (2018), 02.01.2004-06.02.2017 tarihleri arasında günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak Almanya (DAX 30), Fransa (CAC 40), Amerika (S&P 500) ve Türkiye (BİST100) hisse senedi piyasaları arasında volatilitte yayılma etkisinin varlığını E-GARCH (1,1) modelini kullanarak incelemiştir. Elde edilen sonuçlara göre, ABD'den Türkiye hisse senedi piyasasına doğru tek yönlü volatilitte yayılımı olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Literatürde GARCH temelli modellerle yapılan çalışmalar incelendiğinde, genellikle coğrafi olarak aynı ya da birbirine yakın bölgelerde yer alan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki yayılma etkisinin varlığının araştırıldığı, buna karşılık az sayıda ve sınırlı örneklem hacimlerinden oluşan çalışmalarda gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasındaki volatilitte yayılımının araştırıldığı görülmektedir. Bu çalışmada ise dünya ekonomisinin %85'ini oluşturan, dünya ticaretinin %80'ini gerçekleştiren ve dünya nüfusunun üçte ikisine denk gelmesi nedeniyle elde edilecek bulguların küresel çapta finansal piyasalar arasındaki ilişkiler hakkında önemli sonuçlar sağlayabileceği düşünüldüğünden

G-20 ülkeleri tercih edilmiş ve bu bağlamda G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında volatilitedeki yayılmanın olası varlığının tespit edilmesi amaçlanmıştır.

Tablo1. Literatür İncelemesi

Yazar	Örneklem	Dönem	Yöntem	Bulgular
Koutmos ve Booth (1995)	ABD, İngiltere ve Japonya	03.09.1986-01.12.1993	EGARCH	ABD'den Japonya ve İngiltere borsalarına ve Japonya borsasından da İngiltere borsasına doğru volatilitte yayılmaları olduğunu tespit etmişlerdir.
Miyakoshi (2003)	ABD, Japonya ve 7 Asya Ülkesi	01.01.1998-30.04.2000	EGARCH	Asya piyasası üzerinde getirilerde ABD'nin, volatilitede ise Japonya'nın etkili olduğu görülmüştür. Ayrıca Asya piyasasından Japon piyasasına doğru olumsuz bir volatilitte yayılma etkisi olduğu tespit edilmiştir.
Piesse ve Hearn (2005)	10 Afrika Ülkesi	Ocak 1993-Ocak 2000	EGARCH	Güney Afrika ve Nijerya hisse senedi piyasalarından diğer ülkelerin hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü volatilitte yayılma etkisinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır.
Lee (2009)	6 Asya Ülkesi	01.01.1985-31.12.2004	VAR-GARCH	Hindistan dışındaki beş ülkenin aralarında önemli volatilitte yayılma etkileri olduğunu belirlemiştir.
Korkmaz ve Çevik (2009)	ABD ve Gelişmekte Olan 15 Ülke	02.01.2004-17.03.2009	GJR-GARCH	ABD'den Brezilya, Şili, Peru, Türkiye, Tayland, Endonezya, Arjantin, Meksika, Polonya, Macaristan ve Malezya hisse senedi piyasalarına doğru volatilitte yayılma etkisi olduğunu tespit etmişlerdir.
Xiao ve Dhesi (2010)	İngiltere Fransa Almanya ve ABD	05.01.2004-01.10.2009	BEKK-GARCH DCC-GARCH	ABD'den İngiltere Fransa ve Almanya hisse senedi piyasalarına doğru güçlü volatilitte yayılmaları olduğu sonucuna ulaşmışlardır.
Abou-Zaid (2011)	ABD, İngiltere Mısır, İsrail ve Türkiye	02.01.1997-25.09.2007	M-GARCH	ABD'den Türkiye haricinde Mısır ve İsrail hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü bir volatilitte yayılımı olduğunu tespit etmiştir.
Korkmaz vd. (2012)	Kolombiya, Endonezya, Vietnam, Mısır, Türkiye ve Güney Afrika	24.07.2002-29.12.2010	Hong (2001)	Getirilerde sadece Endonezya ve Mısır'ın karşılıklı olarak birbirlerini etkilediklerini, volatilitte yayılma ilişkisi açısından ise, sadece Vietnam ve Güney Afrika arasında volatilitte yayılma etkisinin olduğunu tespit etmişlerdir.
Nikmanesh vd. (2014)	ABD Japonya ve Malezya	Ocak 1990-Mayıs 2013	Cheung ve Ng (1996) ve Hong (2001)	ABD ve Japonya borsalarından Malezya borsasına doğru tek yönlü volatilitte yayılma etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.
Chirila vd. (2015)	5 Doğu Avrupa ülkesi ve 12 Euro Bölgesi Avrupa Ülkesi	31.12.2004-22.04.2015	GARCH-BEKK	Euro bölgesi borsalarından Doğu Avrupa ülkeleri borsalarına doğru tek yönlü; ayrıca Doğu Avrupa borsaları arasından Macaristan, Çek Cumhuriyeti ve Polonya borsaları arasında iki yönlü volatilitte yayılma etkisi olduğunu tespit etmişlerdir.
Bayramoğlu ve Abasız (2017)	(EM) Endeksi Brezilya Meksika Rusya ve Türkiye	12.03.2013-30.12.2016	VAR-EGARCH	EM endeksi ile Brezilya borsası arasında iki yönlü; ayrıca EM endeksinden Meksika, Rusya ve Türkiye borsalarına doğru tek yönlü volatilitte yayılma etkisi olduğunu saptamışlardır.
Gökbulut (2017)	Türkiye, 5 Gelişmiş ve 5 Gelişmekte Olan Ülke	01.07.1997-14.03.2013	VAR-GARCH - BEKK	Türkiye ile Almanya borsası arasında zayıf, Türkiye ile Rusya borsası arasında ise güçlü çift yönlü bir volatilitte yayılımının olduğunu tespit etmiştir.
Karğın vd. (2018)	Almanya, Fransa ABD, Türkiye	02.01.2004-06.02.2017	EGARCH	ABD hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına doğru tek yönlü volatilitte yayılımının olduğu sonucuna ulaşmışlardır.
Habiba vd. (2021)	8 Asya Ülkesi	01.01.2002-29.12.2017	EGARCH	Çin'den Hindistan, Pakistan ve Endonezya'ya, Pakistan'dan Çin, Endonezya, Güney Kore ve Tayvan'a doğru tek yönlü volatilitte yayılmasının olduğu sonucuna ulaşmışlardır.
Vo ve Tran (2020)	ABD ASEAN Ülkeleri	Ağustos 2001-Aralık 2016	EGARCH	ABD hisse senedi piyasasından ASEAN ekonomilerinin hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü volatilitte yayılımının olduğunu tespit etmişlerdir.

3. EKONOMETRİK YÖNTEM

Literatürde finansal piyasalar arasındaki nedensellik ilişkisinin incelendiği çok sayıda çalışma vardır. Yapılan bu çalışmalarda nedensellik ilişkisi, genellikle geleneksel Granger nedensellik testi ve varyansta nedensellik testleriyle incelenmiştir. Geleneksel Granger nedensellik testi yalnızca iki değişkenin ortalamasındaki değişikliklere odaklanır, ancak finansal değişkenler arasında ortalama nedensellik kadar varyanstaki nedenselliğin de belirlenmesi gerekmektedir. Çünkü finansal piyasalar arasında volatilité yayılma etkilerinin görülmesi durumunda genel bir modelin kurulması gerekmektedir. Varyanstaki nedenselliği incelemek için oluşturulan model, ekonomik ve finansal fiyatların özellikleri ve dinamikleri hakkında önemli bilgiler sağlamaktadır. Dahası elde edilen bu bilgiler ışığında zaman serilerinin zamansal dinamiklerini tanımlayan daha iyi ekonometrik modellerin oluşturulmasına zemin hazırlayacaktır (Okur ve Çevik, 2013).

Hisse senetleri arasındaki yayılma etkisinin incelendiği bu çalışmada, değişkenler arasındaki ortalama ve varyansta nedensellik ilişkisinin varlığı, Cheung ve Ng (1996) tarafından geliştirilen ve daha sonra Hong (2001) tarafından modifiye edilen test ile araştırılacaktır.

Cheung ve Ng (1996), zaman serileri arasındaki nedensel ilişkiyi incelemek için iki aşamalı bir test prosedürü önermiştir. Bu testin temel avantajı, inovasyon sürecinin esnek özelliği ve bağımlı olmamasıdır. Bu prosedür, GARCH modelinin standartlaştırılmış kalıntılarının Çapraz Korelasyon Fonksiyonuna (CCF) dayanmaktadır (Korkmaz vd., 2011). Test istatistiği şu şekilde tanımlanır: X_t ve Y_t gibi iki durağan zaman serine ait bilgi seti, $I_t = \{X_{t-j}, J \geq 0\}$ ve $J_t = \{X_{t-j}, Y_{t-j}, J \geq 0\}$ şeklinde tanımlanmıştır. Y_t 'nin X_{t+1} 'in varyansta nedeni olabilmesi için;

$$E\{(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 | I_t\} \neq E\{(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 | J_t\} \quad (1)$$

yukarıda yazılı olan eşitsizliğin gerçekleşmesi gerekmektedir (Cheung ve Ng, 1996).

İki değişkenin ortalaması ve varyansında nedenselliği test edebilmek için, X_t ve Y_t değişkenlerinin standartlaştırılmış kalıntı kareleri şu şekilde hesaplanır:

$$U_t = \{(X_t - \mu_{x,t})^2 / h_{x,t}\} = \varepsilon_t^2 \quad (2)$$

$$V_t = \{(Y_t - \mu_{y,t})^2 / h_{y,t}\} = \zeta_t^2 \quad (3)$$

burada, ε_t^2 ve ζ_t^2 standartlaştırılmış kalıntı karelerini göstermektedir. $r_{UV}(k)$, k'nıncı gecikme için standartlaştırılmış kalıntı karelerinin çapraz korelasyon katsayılarını, $r_{\varepsilon\zeta}(k)$ ise standartlaştırılmış kalıntıların çapraz korelasyon katsayılarını göstermektedir. $r_{UV}(k)$ ve $r_{\varepsilon\zeta}(k)$ çapraz korelasyon fonksiyonu (CCF) varyans ve ortalama nedenselliğin belirlenebilmesi için kullanılmaktadır. Ortalama nedensellik standartlaştırılmış kalıntılar arasındaki çapraz korelasyon katsayılarının kullanılmasıyla; varyansta nedensellik ise standartlaştırılmış kalıntı kareleri arasındaki çapraz korelasyon katsayılarının kullanılmasıyla hesaplanabilmektedir (Cheung ve Ng, 1996).

Hong (2001), Cheung ve Ng (1996) yönteminde her gecikmeye aynı ağırlık verilmesinden dolayı çapraz korelasyonların tam olarak verimli olmayacaklarını belirterek, her gecikmeye kernel ağırlık fonksiyonunu kullanarak farklı ağırlıklar vermiş ve S test istatistiğini yeniden tanımlamıştır (Köseoğlu ve Çevik, 2013). Buna göre Hong (2001) test istatistiği aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

$$Q_1 = \left\{ T \sum_{j=1}^{T-1} k^2(j/M) \hat{\rho}_{UV}^2(j) - C_{1T}(k) \right\} / \{2D_{1T}(k)\}^{1/2} \quad (4)$$

burada, $k(j/M)$ bir ağırlık fonksiyonudur.

$$C_{1T}(k) = \sum_{j=1}^{T-1} (1 - j/T) k^2(j/M) \quad (5)$$

$$D_{1T}(k) = \sum_{j=1}^{T-1} (1 - j/T) \{1 - (j+1)/T\} k^4(j/M) \quad (6)$$

$C_{1T}(k)$ ve $D_{1T}(k)$ yaklaşık olarak ortalama ve varyanstır. Q-istatistiği testi tek taraflı bir testtir ve kalın kuyruklu normal dağılım kritik değerleri kullanılır. Buna göre, Hong (2001) tarafından özetlenen test prosedürü şu şekilde verilmiştir:

İlk olarak, tek değişkenli GARCH (p; q) modelleri tahmin edilir ve koşullu varyans tahmincileri kaydedilir. Sonra, merkezi standartlaştırılmış kalıntı kareleri arasındaki örneklem çapraz korelasyon fonksiyonu tahmin edilir. Daha sonra, M gibi tam sayı seçilir ve $C_{1T}(k)$ ve $D_{1T}(k)$ hesaplanır. Son olarak, test istatistiği Q_1 hesaplanır ve hesaplanan Q_1 , kritik değer ile karşılaştırılır. Eğer Q_1 kritik değerden büyükse, sıfır hipotezi reddedilir (Hong, 2001).

Finans alanında zaman serileri kullanılarak yapılan çalışmalarda örneklem dönemi arttıkça serilerin varyansındaki yapısal kırılmaların arttığı görülmektedir. Özellikle GARCH modellerinde parametre değerlerinin yükseldiği, sahte durağandsızlık olarak ifade edilen sürecin yaşandığı ve bu yapısal kırılmaların serilerde sahte uzun hafızaya neden olduğunu gösteren çok sayıda çalışma literatürde yer almaktadır (Çevik ve Sezen, 2020). Bu çalışma, 1995-2021 yılları arasında uzun bir dönemi kapsadığından ve incelenen bu dönem içerisinde dünya çapında çok sayıda beklenmedik ekonomik olayların yaşanmasından dolayı, serilerin varyansında yapısal kırılmaların ortaya çıkması beklenmektedir. Bu nedenle çalışmada yapısal kırılmaların varlığı, Inclan ve Tiao (1994) tarafından geliştirilen ve Sanso, Arago ve Carrion (2004) tarafından modifiye edilerek varyanstaki kırılmaların tespit edilebilmesi amacıyla Yinelemeli Kümülatif Kareler Toplamına (ICSS) dayanan yöntem ile araştırılacaktır.

Inclan ve Tiao (1994), finansal zaman serisi analizlerinde kullanılan koşulsuz varyanstaki yapısal kırılmaları tespit etmek için Yinelemeli Kümülatif Kareler Toplamına (ICSS) dayalı bir test prosedürü önermiştir. Bu test prosedürüne göre, varlık getiri serisinin beklenmeyen finansal ve

ekonomik olaylar nedeniyle varyansında yapısal değişimin olabileceği varsayılmaktadır (Inclan ve Tiao, 1994).

Inclan ve Tiao (1994), serinin koşulsuz varyansındaki bir kırılmanın alternatif hipotezine karşı sabit koşulsuz varyans boş hipotezini test etmek için aşağıda yazılı test istatistiğini önermiştir:

$$C_k = \sum_{t=1}^k \alpha_t^2 \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (7)$$

Burada, C_k , ortalaması sıfır ve varyansları σ_t^2 olan korelasyonsuz rassal değişkenler serisinin $\{\alpha_t\}$ kümülatif kareleri toplamıdır.

$$D_k = \frac{C_k}{C_T} - \frac{k}{T}, \quad k = 1, \dots, T, \quad D_0 = D_T = 0 \quad (8)$$

Denklem, normalleştirilmiş kümülatif kareler toplamını göstermektedir. D_k 'nın k 'ya göre grafiği, sabit varyanslı seriler için sıfır civarında salınacaktır. Varyansta ani bir değişiklik olduğunda, D_k 'nın grafiği, büyük olasılıkla bazı belirlenmiş sınırların dışına çıkan bir model sergileyecektir. Bu sınırlar, sabit varyans varsayılarak D_k 'nın asimptotik dağılımından elde edilebilir (Inclan ve Tiao, 1994).

Serinin sabit varyanslı olduğu H_0 hipotezinin test istatistiği:

$$IT = \sqrt{T/2D_k} \quad (9)$$

şeklinde formüle edilmektedir. Belirli bir örneklem için IT değeri, belirtilen kritik değerden büyükse sıfır hipotezi reddedilir (Inclan ve Tiao, 1994).

Finansal zaman serileri analizlerinde, serilerin koşullu değişen varyans özelliği göstermesinden dolayı, serilerde çok sayıda kırılmanın olduğu görülmüştür. Bu nedenle Sanso vd. (2004), ICSS testini koşullu değişen varyansları da dikkate alarak geliştirmişler ve test istatistiğini aşağıda yazılı şekilde formüllemişlerdir:

$$K_2 = \sup_k |T^{-1/2} G_k| \quad (10)$$

burada, $G_k = \hat{\omega}_4^{-1/2} \left(C_k - \frac{k}{T} C_T \right)$ şeklinde ve $\hat{\omega}$, ω 'nin tutarlı bir tahmincisidir.

$$\hat{\omega}_4 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t^2 - \hat{\sigma}^2) + \frac{2}{T} \sum_{l=1}^m w(l, m) \sum_{l=l+1}^T (\varepsilon_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\varepsilon_{t-l}^2 - \hat{\sigma}^2) \quad (11)$$

burada $w(l, m)$, Bartlett gibi bir gecikme olup, $w(l, m) = 1 - l/(m + 1)$ veya kuadratik spektral olarak tanımlanmaktadır (Sanso vd., 2004).

4. ÇALIŞMANIN KAPSAMI VE ANALİZ SONUÇLARI

Hisse senedi getirileri arasındaki yayılma etkisinin varlığının araştırıldığı çalışmada, G-20 ülkeleri hisse senedi piyasaları arasından verisi bulunan 18 ülkenin (Amerika Birleşik Devletleri, Çin,

Almanya, Japonya, İngiltere, Fransa, İtalya, Rusya, Kanada, Avustralya, Brezilya, Arjantin, Meksika, Güney Afrika, Endonezya, Güney Kore, Hindistan ve Türkiye), 2 Ocak 1995 ile 29 Ocak 2021 tarihleri arasındaki günlük kapanış fiyatlarının oluşturduğu 6804 adet gözlem kullanılmıştır. Örneklemin başlangıç dönemi, Rusya ve Meksika hisse senedi fiyat serileri 1995 yılı öncesinde günlük olarak mevcut olmadığından, çalışmada yer alan diğer ülkelerle birlikte elde edilebilen en geniş veri mevcudiyetine göre belirlenmiştir. Buna göre, Suudi Arabistan için hisse senedi fiyat serisi 2014 yılından itibaren mevcut olduğu için 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.

Zaman serileri kullanılarak yapılan çalışmalarda ve özellikle de yüksek frekanslı verilerin kullanıldığı ARMA tipi modellerde, “sapan değer” olarak adlandırılan, veri seti içerisinde gözlem değerlerinden büyük farklılıklar gösteren değerlerle karşılaşılabilir. Bu sapan değerler, hatalı veri girişinden kaynaklı olabileceği ve tek bir gözlem değerini etkileyebileceği gibi, beklenmeyen bir şok nedeniyle ortaya çıkan ve kendisinden sonraki gözlem değerlerinin de etkilenmesine neden olabilmektedir (Fox, 1972). Bununla birlikte Perron (1990), sapan gözlemlerin yer aldığı veri setleri kullanılarak yapılan ARMA modellerinde, en küçük kareler yöntemiyle elde edilen parametre tahminlerinin sapmalı olacağını, model tahmin sonuçlarının tutarsız ve öngörü performansının düşük olacağını ifade etmiştir.

Çalışmada, yüksek frekanslı verilerin kullanılması ve ayrıca incelenen dönem içerisinde çok sayıda krizin yaşanması gibi nedenlerle, krizlerden kaynaklanan şoklar karşısında ortaya çıkabilen sapan değerlerden dolayı getiri serileri için Bruffaerts vd. (2014) ve Verardi ve Vermandele (2016) tarafından geliştirilen sapan değer analizi yapılmıştır (Verardi ve Vermandele, 2018). Analiz sonucunda ortaya çıkan sapan değerler için gerekli düzeltme işlemi gerçekleştirilmiştir.

Tablo 2’de hisse senedi piyasa getirilerine ait tanımlayıcı istatistikler verilmiştir. Buna göre, örneklem dönemi içinde günlük ortalama getirilerin Brezilya, Türkiye, Hindistan, Meksika ve Güney Afrika hisse senedi piyasalarında pozitifken diğer ülkelerde negatif olduğu, en yüksek ve en düşük yüzde getirinin ise en yüksek %7,507 (10.07.1998 tarihinde), en düşük %-12,384 (30.10.1997 tarihinde) Rusya hisse senedi piyasasında olduğu görülmektedir. Bunun yanında standart sapma değeri en yüksek (2,156) getiri serisine sahip olan Rusya iken en düşük standart sapma değeri (0,865) ile Avustralya’dır. Bu sonuçlar, volatilitenin en yüksek, dolayısıyla en riskli piyasanın Rusya hisse senedi piyasası olduğunu göstermektedir. Çarpıklık ve basıklık değerleri incelendiğinde, tüm getiri serilerinin çarpıklık değerlerinin negatif olması serilerin sola asimetric, basıklık değerlerinin de üçten büyük olması serilerin aşırı basık ve dolayısıyla tüm getiri serilerinin kalın kuyruklu bir dağılıma sahip olduklarını göstermektedir. Jargue-Bera normallik test sonuçları incelendiğinde, getiri serilerinin normal dağılım

gösterdiğini ifade eden sıfır hipotezinin tüm getiri serileri için %1 anlamlılık düzeyinde reddedildiği görülmektedir. Hem getiri serisi hem de getiri serisinin karesi için hesaplanan Box-Pierce Q istatistikleri, ortalamada Japonya ve İngiltere haricindeki diğer ülkelerde, varyansta ise tüm ülkelere otokorelasyonun varlığını göstermektedir. Ayrıca, koşullu değişen varyansın varlığını tespit etmek için hesaplanan ARCH-LM test sonuçları, tüm getiri serilerinin varyanslarının sabit olmadığını ve ARCH etkisi gösterdiğini işaret etmektedir. Son olarak, getiri serilerinin durağanlık durumlarının belirlenebilmesi için uygulanan birim kök testlerinden (ADF, PP, KPSS) elde edilen sonuçlara göre, tüm getiri serilerinin %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu belirlenmiştir.

Tablo 2. Hisse Senedi Getiri Serilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

	ABD	Japonya	İngiltere	Almanya	Fransa	İtalya
Gözlem	6804	6804	6804	6804	6804	6804
Ortalama	-2,084	-0,001	-0,003	-0,018	-0,009	-0,032
Maksimum	3,703	4,472	3,115	4,030	3,896	3,916
Minimum	-6,382	-5,691	-4,379	-6,833	-5,719	-6,762
Std. Sapma	1,045	1,202	0,983	1,299	1,221	1,341
Çarpıklık	-0,710	-0,258	-0,363	-0,667	-0,503	-0,554
Basıklık	6,281	4,594	4,588	5,382	4,875	5,001
Jargue-Bera	3626,467	796,323	865,452	2115,731	1283,842	1483,602
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
Q(20)	109,31 [0,000]	18,83 [0,532]	25,74 [0,174]	76,46 [0,000]	39,77 [0,000]	61,241 [0,000]
Q _s (20)	4249,4	1481,8	3094,5	4758,3	3471,8	2995,1 [0,000]
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	
LM(5)	719,398	334,302	667,5	831,042	622,328	545,770 [0,000]
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	
ADF	-55,210*	-80,496*	-82,006*	-80,935*	-80,493*	-80,534*
PP	-84,354*	-80,500*	-82,038*	-82,021*	-80,507*	-81,785*
KPSS	0,191*	0,184*	0,105*	0,199*	0,205*	0,183*
	Kanada	Avustralya	Çin	Kore	Rusya	Brezilya
Gözlem	6804	6804	6804	6804	6804	6804
Ortalama	-0,006	-0,001	-0,039	-0,034	-0,030	0,028
Maksimum	2,889	2,518	5,608	5,829	7,507	5,551
Minimum	-5,084	-3,653	-7,781	-8,330	-12,384	-6,347
Std. Sapma	0,936	0,865	1,604	1,572	2,156	1,537
Çarpıklık	-0,744	-0,367	-0,379	-0,495	-0,727	-0,214
Basıklık	5,564	4,026	5,004	6,042	6,955	4,222
Jargue-Bera	2492,837	452,104 [0,000]	1302,162	2901,581	5036,810	475,593 [0,000]
	[0,000]		[0,000]	[0,000]	[0,000]	
Q(20)	75,865 [0,000]	42,486 [0,000]	183,59 [0,000]	68,727 [0,000]	211,27 [0,000]	63,654 [0,000]
Q _s (20)	3465,4 [0,000]	1699,2 [0,000]	2965,8 [0,000]	3546,7 [0,000]	4225,1 [0,000]	1931,0 [0,000]
LM(5)	612,039 [0,000]	305,428 [0,000]	673,760 [0,000]	655,573 [0,000]	787,767 [0,000]	425,783 [0,000]
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
ADF	-78,659*	-81,055*	-72,516*	-77,465*	-74,502*	-77,524*
PP	-80,693*	-82,126*	-73,689*	-78,095*	-79,557*	-77,595*
KPSS	0,110*	0,286*	0,733*	0,211*	0,213*	0,078*
	Türkiye	Arjantin	Endonezya	Hindistan	Meksika	Güney Afrika
Gözlem	6804	6804	6804	6804	6804	6804
Ortalama	0,074	-0,0906	-0,007	0,017	0,015	0,011
Maksimum	7,147	5,176	5,692	4,586	4,154	3,426
Minimum	-7,741	-11,901	-7,653	-5,726	-5,264	-4,613
Std. Sapma	1,962	1,979	1,564	1,298	1,196	1,108
Çarpıklık	-0,090	-0,716	-0,426	-0,361	-0,206	-0,309
Basıklık	4,406	5,577	5,529	4,859	4,538	3,968
Jargue-Bera	570,035 [0,000]	2465,866	2020,628	1128,598	719,688 [0,000]	374,917 [0,000]
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
Q(20)	50,799 [0,000]	149,34 [0,000]	129,38 [0,000]	129,86 [0,000]	104,17 [0,000]	62,606 [0,000]
Q _s (20)	1913,2 [0,000]	1038,4 [0,000]	2287,1 [0,000]	3423,4 [0,000]	2115,8 [0,000]	1558,8 [0,000]
LM(5)	435,220 [0,000]	327,331 [0,000]	580,300 [0,000]	668,113 [0,000]	450,962 [0,000]	378,577 [0,000]
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
ADF	-77,967*	-42,947*	-75,092*	-74,557*	-74,127*	-76,835*
PP	-78,395*	-77,161*	-76,625*	-76,137*	-74,125*	-76,758*
KPSS	0,526*	0,097*	0,344*	0,104*	0,054*	0,076*

Çalışmada örneklem dönemi 1995-2021 yılları arasını kapsamakta ve bu dönem içinde 1997 Güney Doğu Asya Krizi, 1998 Rusya Krizi, 2000 ve 2001 yıllarında ülkemizde yaşanan krizler, 2002 Arjantin Krizi, 2008 Küresel Finansal Kriz ve her ne kadar finansal kriz olarak ortaya çıkmamış olsa da hala tüm dünyayı etkilemeye devam eden Covid 19 Pandemik Krizi gibi gerek bölgesel gerekse de küresel çapta çok sayıda kriz yaşanmıştır. Yaşanan bu krizlerin finansal piyasalar üzerindeki etkileri çok kısa zaman içerisinde hissedilmiş ve bu durum ülkelerin finansal piyasalarındaki volatilitenin önemli ölçüde artması sonucunu doğurmuştur. Krizlere bağlı olarak finansal piyasalardaki volatilitenin artışı beraberinde örneklem dönemi içerisinde getiri serilerinin varyansında yapısal kırılmaların yaşanmasını kaçınılmaz hale getirmiştir. Bu nedenle, getiri serilerinin varyansında yapısal kırılmaların varlığı modifiye edilmiş IT testi olarak da adlandırılan Sanso vd., (2004) tarafından geliştirilmiş olan test yardımıyla araştırılmış ve sonuçlar Tablo 3'te verilmiştir.

Inclan ve Tiao (1994) tarafından önerilen test yöntemi olan IT testi, serilerin koşulsuz varyanstaki kırılmaları tespit etmesi ve serilerin normal dağıldığı varsayımlarından dolayı çok sayıda kırılma tespit etmesi nedeniyle elde edilen sonuçlar yanıltıcı olabilmektedir. Sanso vd., (2004) bu durumun serilerin normal dağılmamasından ve dağılımın, normal dağılıma göre daha kalın kuyruk özelliği göstermesinden kaynaklandığını, dolayısıyla IT testinin gerekenden çok daha fazla kırılma tespit ettiğini belirtmişlerdir.

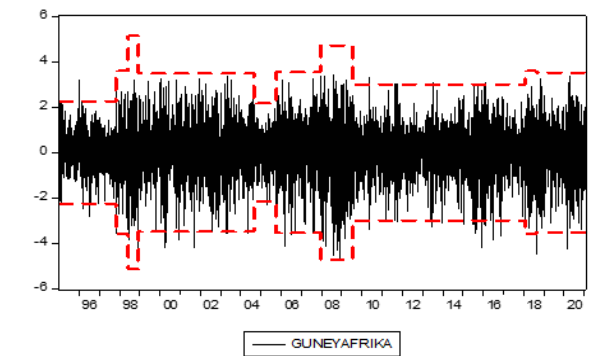
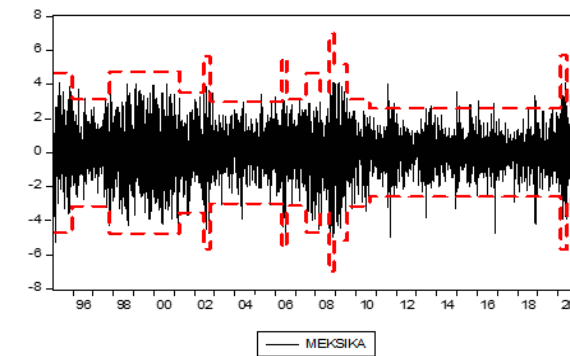
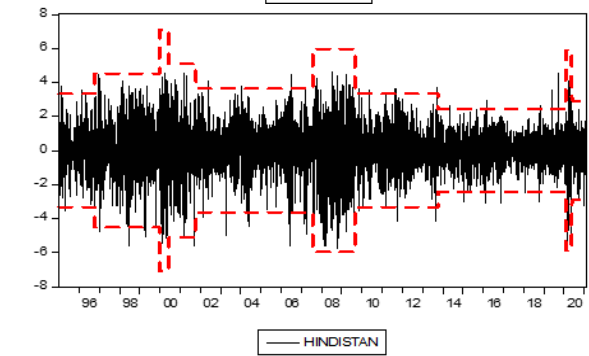
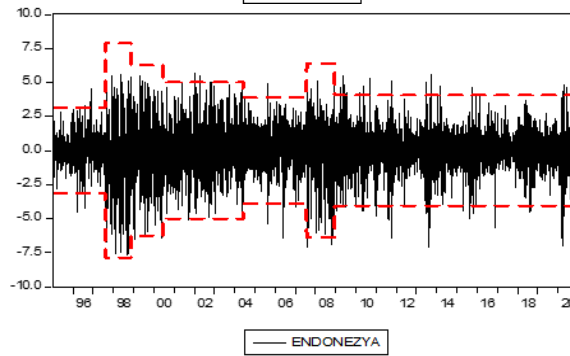
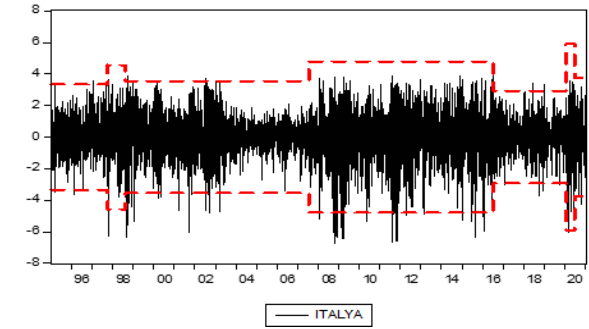
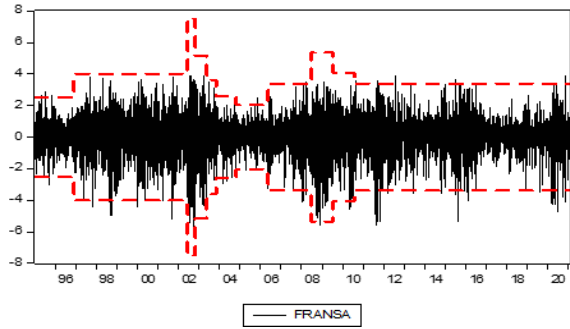
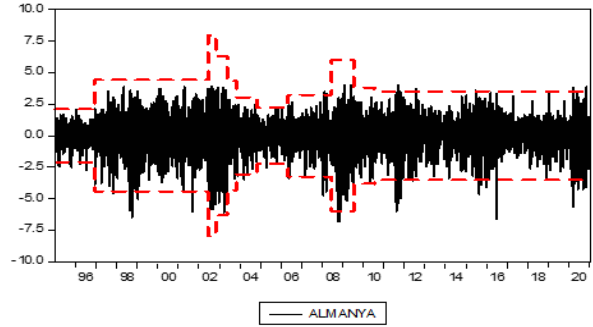
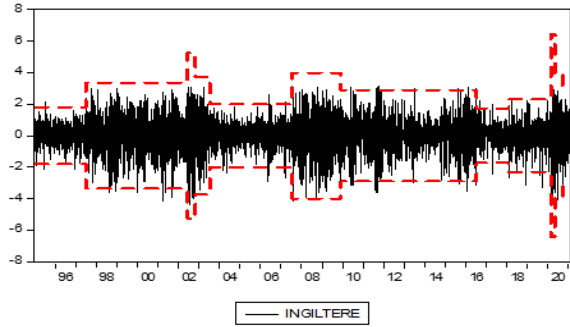
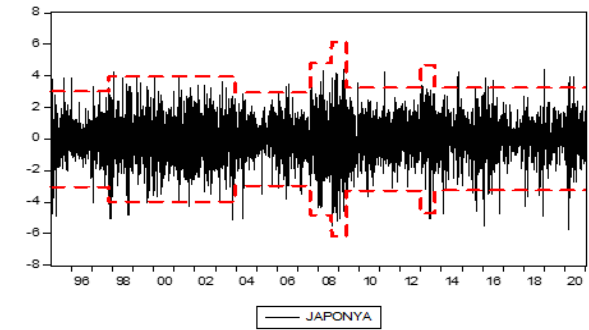
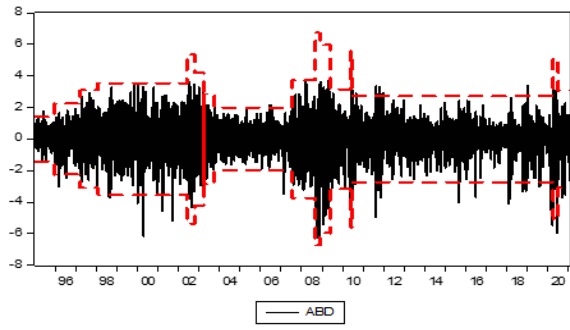
Çalışmada yer alan tüm getiri serilerinin Tablo 2'deki tanımlayıcı istatistiklerden de görüleceği üzere koşullu değişen varyans özelliği göstermesi ve özellikle de serilerin normal dağılmaması ve dağılımın, normal dağılıma göre daha kalın kuyruk özelliği göstermesinden dolayı, serilerin varyansındaki kırılmaların tespiti açısından Sanso vd., (2004) tarafından önerilen modifiye edilmiş test istatistiği tercih edilmiştir. Elde edilen test sonuçlarına göre, en fazla yapısal kırılma noktası ABD ve Meksika hisse senedi piyasalarından elde edilirken, Arjantin'de sadece bir kırılma bulunmuştur. Türkiye hisse senedi piyasası için 6 kırılma noktası belirlenmiş ve kırılma tarihleri 1997, 2003, 2007, 2009 ve 2018 olarak bulunmuştur. Bu sonuçlar teorik beklentileri karşılar niteliktedir çünkü söz konusu yıllar Türkiye ekonomisindeki önemli dönüşüm dönemlerine denk gelmektedir. Örneğin 1997 yılında Güneydoğu Asya ülkelerinde yaşanan ekonomik krizin etkisiyle Türk hisse senedi piyasasından oynaklık artmaya başlamış ve bu durum 1998 Rusya krizi, 1999 depremi, 2000 ve 2001 krizlerine bağlı olarak 2003 yılına kadar devam etmiştir. Küresel finansal krizin etkisiyle birlikte Türk hisse senedi piyasasında oynaklık tekrar artmış 2009 yılına kadar oynaklık yüksek seviyelerde kalmıştır. 2016 darbe girişimi ve 2018 yılı ortalarında döviz kurlarına yönelik spekülasyon atakları sonucunda Türk hisse senedi piyasasında rejim değişimleri ortaya çıkmıştır.

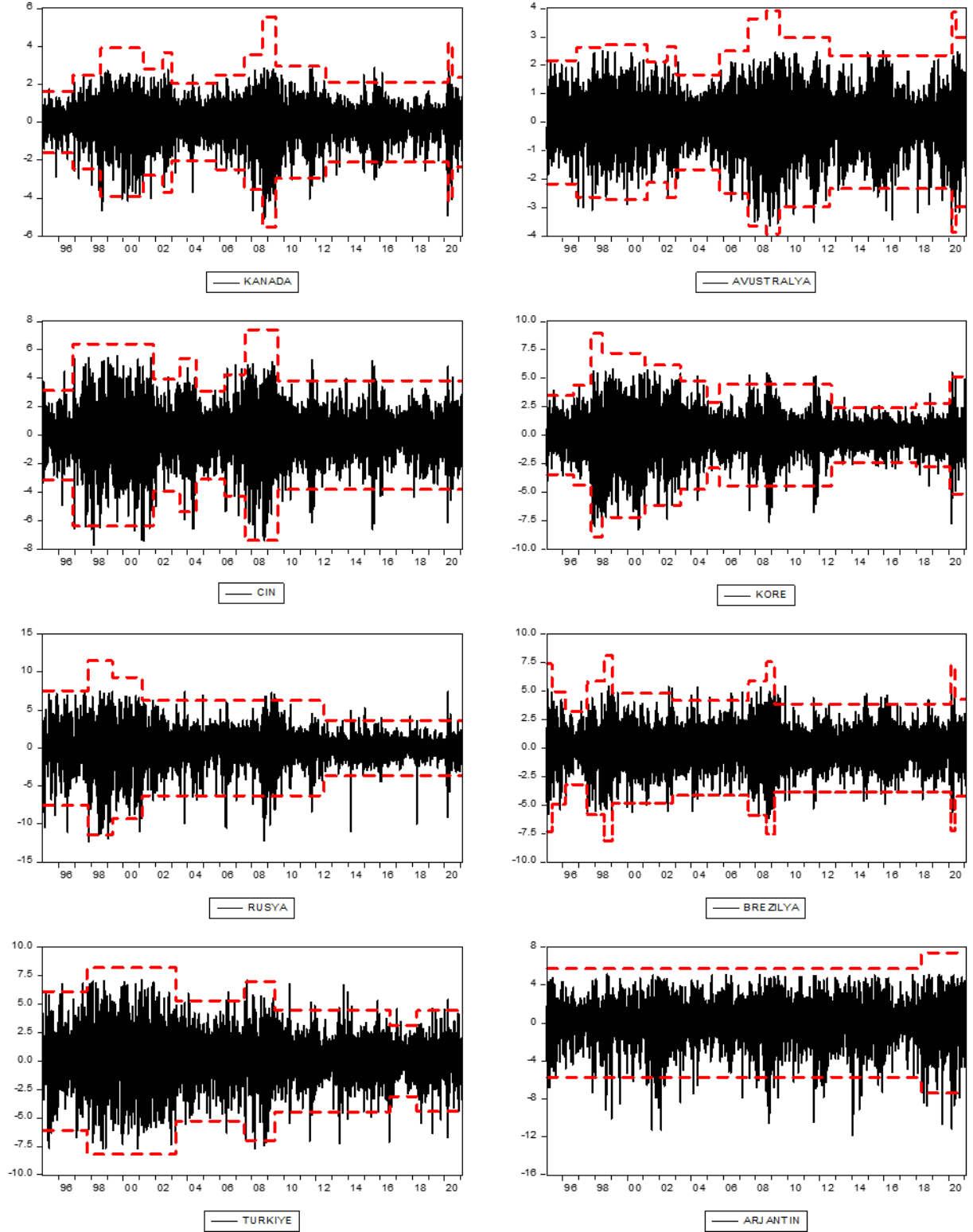
Tablo 3. Varyansta Kırılma Testi Sonuçları

Seri	Kırılma Sayısı Sanso vd., (2004)	Kırılma Tarihleri				
ABD	15	15.12.1995	26.03.1997	02.02.1998	31.05.2002	17.10.2002
		02.04.2003	01.10.2003	09.07.2007	03.09.2008	19.11.2008
		01.06.2009	19.05.2010	10.06.2010	02.04.2020	30.06.2020
Japonya	7	21.10.1997	17.12.2003	09.08.2007	28.08.2008	19.05.2009
		03.01.2013	10.09.2013			
		30.06.1997	11.06.2002	30.10.2002	14.07.2003	17.07.2007
İngiltere	11	01.12.2009	11.07.2016	29.01.2018	21.02.2020	01.05.2020
		21.09.2020				
Almanya	10	04.12.1996	13.06.2002	30.10.2002	16.05.2003	03.11.2003
		27.10.2004	10.05.2006	19.06.2008	15.07.2009	22.07.2010
Fransa	10	04.12.1996	13.06.2002	30.10.2002	19.05.2003	03.11.2003
		27.10.2004	10.05.2006	19.06.2008	15.07.2009	22.07.2010
İtalya	6	30.09.1997	20.08.1998	19.07.2007	14.07.2016	23.01.2020
		24.06.2020				
Kanada	12	04.11.1996	28.07.1998	06.04.2001	25.06.2002	09.01.2003
		03.10.2005	23.07.2007	01.09.2008	25.06.2009	08.08.2012
		01.04.2020	29.06.2020			
Avustralya	12	04.11.1996	28.07.1998	06.04.2001	25.06.2002	09.01.2003
		03.10.2005	23.07.2007	01.09.2008	25.06.2009	08.08.2012
		31.03.2020	26.06.2020			
Çin	7	15.11.1996	15.11.2001	04.07.2003	21.07.2004	17.04.2006
		26.07.2007	17.08.2009			
Kore	10	23.08.1996	14.10.1997	19.06.1998	05.02.2001	29.04.2003
		15.12.2004	22.09.2005	14.09.2012	20.12.2017	27.01.2020
Rusya	4	22.10.1997	30.04.1999	15.03.2001	03.07.2012	
		26.04.1995	07.03.1996	10.07.1997	29.07.1998	08.02.1999
Brezilya	11	05.11.2002	23.07.2007	03.09.2008	10.03.2009	26.02.2020
		27.05.2020				
		29.09.1997	14.04.2003	18.07.2007	08.06.2009	08.08.2016
Arjantin	1	16.04.2018				
		24.04.2018				
Endonezya	6	05.08.1997	19.11.1998	14.06.2000	04.06.2004	26.07.2007
		12.12.2008				
Hindistan	9	03.10.1996	17.12.1999	05.06.2000	10.10.2001	26.07.2007
		24.08.2009	27.12.2012	29.01.2020	20.05.2020	
		21.12.1995	22.10.1997	10.04.2001	19.06.2002	17.10.2002
Meksika	15	10.05.2006	24.07.2006	23.07.2007	01.04.2008	12.09.2008
		01.12.2008	03.08.2009	01.09.2010	21.02.2020	12.06.2020
		29.10.1997	09.06.1998	04.12.1998	24.08.2004	
Güney Afrika	9	12.12.2007	15.07.2009	26.01.2018	14.08.2018	05.10.2005

Tablo 3 ve Şekil 1'deki sonuçlar tüm getiri serilerinin varyansında en az bir tane yapısal kırılmanın olduğunu göstermektedir. Özellikle 2008-2009 yıllarında ABD'de başlayıp kısa zaman içerisinde tüm dünyaya yayılan küresel finansal krizin etkisinin çalışmada yer alan tüm hisse senedi piyasalarındaki volatilitiyi artırdığı ve bu durumun 2009 yılının sonuna kadar sürdüğü görülmektedir. Bununla birlikte, 2019 yılının sonlarına doğru Çin'de başlayıp tüm dünyaya yayılan Covid 19 Pandemi krizinin de neredeyse tüm hisse senedi piyasalarının volatilitisini artırdığı ve bu durumun da 2020 yılının son çeyreğine kadar etkisini sürdürdüğü görülmektedir. Ayrıca, küresel çaplı etkileri olan krizlerin haricinde bölgesel ölçekte yaşanan 1997 Güney Doğu Asya Krizi, 1998 Rusya Krizi, 2000 ve 2001 yıllarında ülkemizde yaşanan kriz dönemlerinde de krizlerin yaşandığı ülkelerin hisse senedi piyasalarında volatilitenin arttığı görülmektedir.

Şekil 1. Getiri Serileri





Not: Kesikli çizgiler getiri serileri için ± 3 standart sapmayı gösteren güven sınırlarıdır.

Varyansta kırılma testiyle elde edilen sonuçlar, çalışmada yer alan getiri serilerinin yapısal kırılmaları dikkate alınmadan modellenmemesini gerektirmektedir. Aksi halde, GARCH modellerinde yer alan volatilité parametreleri tahmin değerlerinin olması gerekenden daha yüksek çıkmasına neden olacağından, modellerin parametre sonuçları sapmalı olacaktır.

Getiri serilerini modelleyebilmek için öncelikle ARMA modeli tahmin edilerek, ortalama denklemi için en uygun ARMA yapısı belirlenmelidir. Bu bağlamda, en fazla ARMA (3,3) modeli için tahmin yapılmış ve tüm getiri serileri için en uygun ARMA yapısının belirlenmesinde Schwarz bilgi kriteri dikkate alınmıştır.

Getiri serileri için tespit edilen en uygun ARMA modellerinden elde edilen hata terimlerinde ARCH etkisi görüldüğünden en uygun ARMA-GARCH model formu belirlenmelidir. Bununla birlikte tüm getiri serilerinde en az bir tane yapısal kırılmanın olmasından dolayı yapısal kırılmaların etkisinin de dikkate alınması gerektiğinden varyanstaki olası kırılmaları tespit etmek için ICSS testi de en iyi sonuç veren modellere dahil edilerek, kırılma dönemlerine denk gelecek şekilde kukla değişkenler oluşturulmuş ve bu değişkenler modellerin varyans denklemlerine dahil edilerek tahmin edilmiştir. Buna göre tüm getiri serileri için en uygun ARMA-GARCH modellerine ilişkin tahmin sonuçlarına ait tablolar çalışmanın Ekler bölümünde verilmiştir.

ARMA-GARCH modellerin varyans denklemleri sonuçlarına göre, volatilitedeki kalıcılığın ölçüsü olan GARCH (β) parametresi, Güney Kore ve Türkiye haricindeki diğer ülkelerin model tahminlerinin tümünde pozitif ve %1 anlamlılık düzeyinde (Endonezya için %5 anlamlılık düzeyinde) istatistiki olarak anlamlı olduğu belirlenmiştir. Bu durum, volatilitedeki kalıcılığın yüksek olduğuna ve şokların volatilitedeki etkilerinin hemen kaybolmadıklarına işaret etmektedir. Benzer şekilde, haberlerin etkisinin büyüklüğünü gösteren θ_2 parametresinin de ABD, Japonya, İngiltere, Almanya, Fransa, Kanada, Avustralya ve Güney Afrika için tahmin edilen modellerde pozitif ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Bununla birlikte, kaldıraç etkisi olarak adlandırılan, piyasaya gelen haberlerin volatilité üzerindeki asimetrik etkilerini gösteren EGARCH ve FIEGARCH modellerinde θ_1 , FIAPARCH ve GJR-GARCH modellerinde ise γ parametrelerinin işaretlerinin θ_1 için negatif ($\theta_1 < 0$) ve γ parametresi için ise pozitif ($\gamma > 0$) ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı oldukları bulunmuştur. Bu sonuçlar, çalışmada yer alan tüm ülkelerin hisse senedi piyasalarına gelen kötü haberlerin iyi haberlere göre volatilitéyi daha fazla artırdığını, diğer bir ifadeyle bu ülkelerin hisse senedi piyasalarında kaldıraç etkisinin olduğunu göstermektedir.

Ayrıca, Japonya, İngiltere, Almanya, İtalya, Çin, Kore, Rusya, Türkiye, Arjantin, Endonezya, Hindistan ve Meksika için tahmin edilen modellerde, volatilitedeki uzun hafızanın varlığını gösteren d parametresi pozitif ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bulunmuş; bu durum on iki ülkenin getiri serileri volatilitésinin uzun hafıza özelliği gösterdiği ve tahmin edilebilir bir yapıda olduğunu, dolayısıyla etkin piyasa hipotezinin bu ülkelerin hisse senedi piyasalarında geçerli olmadığını göstermektedir.

Hong (2001) testi uygulanmadan önce, çalışmada yer alan tüm getiri serileri için seçilen en uygun GARCH modellerinden elde edilen standardize hataların kareleri kullanılarak Q istatistikleri

hesaplanmış ve hisse senedi getiri ve volatilitelerine ilişkin nedensellik ilişkilerini gösteren sonuçlar, ortalamada nedensellik için Tablo 4 ve varyansta nedensellik için de Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 4. Hong (2001) Ortalamada Nedensellik Testi Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	Gecikme Uzunluğu				
	M = 5	M = 10	M = 15	M = 20	M = 25
ABD→TÜRKİYE	78,799*	60,396*	50,697*	44,560*	40,213*
TÜRKİYE→ABD	-0,709	-0,643	-0,437	-0,244	-0,086
JAPONYA→TÜRKİYE	0,823	1,767**	1,885**	1,714**	1,468***
TÜRKİYE→JAPONYA	57,274*	43,857*	36,569*	31,958*	28,661*
İNGİLTERE→TÜRKİYE	8,575*	6,369*	5,297*	4,830*	4,476*
TÜRKİYE→İNGİLTERE	-0,894	-1,205	-1,327	-1,474	-1,542
ALMANYA→TÜRKİYE	7,851*	6,598*	5,580*	4,876*	4,376*
TÜRKİYE→ALMANYA	-0,167	0,071	-0,018	-0,131	-0,237
FRANSA→TÜRKİYE	7,200*	5,856*	4,999*	4,600*	4,346*
TÜRKİYE→FRANSA	-0,800	-0,943	-1,097	-1,183	-1,218
İTALYA→TÜRKİYE	5,587*	4,581*	3,918*	3,613*	3,449*
TÜRKİYE→İTALYA	0,774	0,700	0,639	0,620	0,710
KANADA→TÜRKİYE	42,996*	32,584*	27,331*	24,056*	21,692*
TÜRKİYE→KANADA	-0,194	-0,198	0,011	0,169	0,301
AVUSTRALYA→TÜRKİYE	0,109	0,518	1,482***	2,036**	2,226**
TÜRKİYE→AVUSTRALYA	33,587*	25,636*	21,358*	18,618*	16,742*
ÇİN→TÜRKİYE	-0,348	-0,625	-0,473	-0,098	0,177
TÜRKİYE→ÇİN	13,492*	10,504*	8,784*	7,633*	6,879*
KORE→TÜRKİYE	0,123	0,886	1,918**	2,454*	2,666*
TÜRKİYE→KORE	62,100*	47,907*	40,688*	36,024*	32,724*
RUSYA→TÜRKİYE	1,693**	1,766**	1,606***	1,420***	1,291***
TÜRKİYE→RUSYA	-0,112	-0,136	0,269	0,661	0,851
BREZİLYA→TÜRKİYE	63,335*	48,942*	41,377*	36,629*	33,203*
TÜRKİYE→BREZİLYA	-0,205	-0,045	0,793	1,367***	1,700**
ARJANTİN→TÜRKİYE	22,326*	16,991*	14,820*	13,651*	12,759*
TÜRKİYE→ARJANTİN	1,183	1,718**	1,629***	1,513***	1,672**
ENDONEZYA→TÜRKİYE	1,207	1,297***	1,095	0,870	0,701
TÜRKİYE→ENDONEZYA	34,119*	27,659*	24,101*	21,937*	20,298*
HİNDİSTAN→TÜRKİYE	0,303	0,608	0,443	0,237	0,075
TÜRKİYE→HİNDİSTAN	8,528*	8,507*	7,842*	7,169*	6,521*
MEKSİKA→TÜRKİYE	54,131*	41,438*	35,143*	31,324*	28,587*
TÜRKİYE→MEKSİKA	-0,775	-0,496	-0,348	-0,300	-0,223
G. AFRİKA→TÜRKİYE	0,329	0,049	-0,036	-0,083	-0,180
TÜRKİYE→G. AFRİKA	1,039	2,405*	4,153*	5,205*	5,704*

Not: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı nedensellik ilişkisini göstermektedir. M maksimum gecikmeyi temsil etmektedir.

Tablo 4'teki sonuçlara göre, hisse senedi getirilerinde ABD, İngiltere, Almanya, Fransa, Kanada, Rusya ve Meksika'dan Türkiye'ye doğru ve Türkiye'den de Çin, Hindistan ve Güney Afrika'ya doğru tek yönlü, bununla birlikte Japonya, Avustralya, Kore, Brezilya, Arjantin ve Endonezya ile Türkiye arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Literatürde gelişmiş piyasalardan gelişmekte olan piyasalara doğru getiri anlamında yayılımın olduğunu gösteren çok sayıda çalışma bulmak mümkün olmakla birlikte; gelişmekte olan iki piyasa arasında tek ya da çift yönlü olarak nedensellik ilişkisine rastlanan çalışmalara daha az rastlanılmaktadır. Elde edilen sonuçlar, coğrafi olarak birbirlerinden çok uzak olan ülkeler arasında da iletişim teknolojilerinin gelişmesiyle piyasalar arasındaki bilgi aktarımının hızlı ve sorunsuz olarak sağlandığını, ayrıca ülkeler arasındaki ekonomik

ve finansal bağlantıların arttığını göstermesi açısından önemlidir. Bu bağlamda, Türkiye’den Çin, Hindistan ve Güney Afrika hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü nedenselliğe ilişkin elde edilen bulgular, özellikle Türkiye hisse senedi piyasasının hem gelişmiş hem de gelişmekte olan hisse senedi piyasalarıyla entegre olduğu sonucuna ulaşan literatürdeki benzer çalışmaları destekler niteliktedir (Gökbulut, 2017; Akel, 2015; Korkmaz ve Çevik, 2008).

Tablo 5. Hong (2001) Varyansta Nedensellik Testi Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	Gecikme Uzunluğu				
	M = 5	M = 10	M = 15	M = 20	M = 25
ABD→TÜRKİYE	470,607*	647,272*	784,581*	903,906*	1009,646*
TÜRKİYE→ABD	385,770*	569,711*	710,938*	828,594*	932,211*
JAPONYA→TÜRKİYE	532,510*	761,258*	929,184*	1067,219*	1186,544*
TÜRKİYE→JAPONYA	538,938*	746,309*	903,740*	1034,565*	1150,846*
İNGİLTERE→TÜRKİYE	534,123*	777,981*	968,386*	1128,183*	1267,762*
TÜRKİYE→İNGİLTERE	535,123*	772,858*	947,833*	1098,564*	1232,398*
ALMANYA→TÜRKİYE	464,150*	700,804*	882,576*	1030,409*	1160,121*
TÜRKİYE→ALMANYA	484,184*	697,559*	858,097*	998,292*	1123,416*
FRANSA→TÜRKİYE	490,366*	736,134*	928,082*	1084,722*	1219,645*
TÜRKİYE→FRANSA	487,609*	708,826*	883,213*	1033,050*	1166,014*
İTALYA→TÜRKİYE	502,972*	754,296*	945,310*	1102,689*	1239,176*
TÜRKİYE→İTALYA	492,869*	727,241*	898,336*	1045,061*	1177,475*
KANADA→TÜRKİYE	586,564*	817,487*	1001,607*	1154,528*	1286,467*
TÜRKİYE→KANADA	529,554*	754,896*	928,994*	1075,629*	1204,686*
AVUSTRALYA→TÜRKİYE	587,143*	845,277*	1038,012*	1199,604*	1340,632*
TÜRKİYE→AVUSTRALYA	605,278*	841,622*	1024,651*	1181,440*	1319,472*
ÇİN→TÜRKİYE	516,078*	741,552*	919,830*	1071,915*	1206,135*
TÜRKİYE→ÇİN	520,437*	741,505*	913,966*	1058,228*	1184,311*
KORE→TÜRKİYE	528,464*	759,248*	934,372*	1078,324*	1203,874*
TÜRKİYE→KORE	560,434*	770,226*	937,862*	1078,645*	1201,369*
RUSYA→TÜRKİYE	280,382*	407,063*	506,010*	585,847*	655,940*
TÜRKİYE→RUSYA	281,025*	397,248*	485,910*	558,983*	622,882*
BREZİLYA→TÜRKİYE	632,177*	864,475*	1048,931*	1209,545*	1349,561*
TÜRKİYE→BREZİLYA	616,546*	855,818*	1046,325*	1202,197*	1338,243*
ARJANTİN→TÜRKİYE	476,705*	660,828*	801,949*	919,402*	1022,136*
TÜRKİYE→ARJANTİN	446,527*	620,258*	755,699*	871,037*	974,794*
ENDONEZYA→TÜRKİYE	498,224*	705,040*	856,032*	976,728*	1080,100*
TÜRKİYE→ENDONEZYA	510,478*	701,414*	848,649*	970,303*	1075,905*
HİNDİSTAN→TÜRKİYE	513,218*	752,924*	932,803*	1085,847*	1222,802*
TÜRKİYE→HİNDİSTAN	544,398*	788,928*	965,080*	1113,233*	1245,247*
MEKSİKA→TÜRKİYE	582,614*	838,235*	1025,189*	1178,231*	1311,884*
TÜRKİYE→MEKSİKA	555,992*	800,197*	990,270*	1149,478*	1288,818*
G. AFRİKA→TÜRKİYE	599,964*	845,535*	1037,301*	1204,177*	1354,264*
TÜRKİYE→G. AFRİKA	589,761*	846,042*	1046,294*	1214,133*	1360,466*

Not: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı nedensellik ilişkisini göstermektedir. M maksimum gecikmeyi temsil etmektedir.

Tablo 5’teki sonuçlara göre ise çalışmada yer alan tüm hisse senedi piyasaları arasında çift yönlü ve güçlü volatilité yayılımı olduğu söylenebilir. Bu sonuç teorik beklentiler ile uyumludur çünkü Cheung ve Ng (1996) varyansta nedensellik ilişkisini piyasalar arasındaki bilgi akışı ile ilişkilendirmiştir. Çevik vd., (2020) ise varyansta nedensellik testi sonuçlarının finansal piyasalar arasındaki bilgi yayılma etkisini gösterdiğini belirtmiştir. Özellikle son yıllarda, bilgi ve iletişim teknolojilerindeki gelişmeye bağlı olarak piyasalar arasındaki bilgi akışı çok hızlanmış ve bu durum

finansal piyasalarda volatilité yayılma etkisi olarak ortaya çıkmıştır. Bu nedenle piyasalar arasında getiriler açısından kısıtlı bir yayılma etkisi olmasına rağmen, bilgi akışının hızına bağılı volatilitéde yayılmanın oldukça güçlü olduđu sonucu ortaya çıkmıştır.

Elde edilen sonuçlar yatırımcıların portföy çeşitlendirmesi ve risklerden korunma stratejilerini belirleyebilmeleri açısından önem arz etmektedir. Çalışmayı kapsayan dönemin oldukça uzun olması uluslararası piyasalar arasındaki finansal entegrasyonun sağlanmış olduğunu ve teknolojiye gelişmelere bağılı olarak piyasalar arasındaki bilgi akışının hızlı ve kolay olarak elde edilebildiğini göstermesi açısından önemlidir. Bu sonuçlar, özellikle uluslararası yatırımcıların, hisse senetlerine ilişkin yatırım kararlarında borsalar arasındaki volatilité yayılımının yüksek olması nedeniyle çeşitlendirme imkanlarını azaltmaktadır.

5. SONUÇ

1980'li yılların sonlarından itibaren internetin ortaya çıkması, gelişimi ve hızla ticarileşmesinin de etkisiyle özellikle iletişim araçlarında hızlı teknolojik gelişmeler yaşanmaya başlanmış ve bu gelişmeler beraberinde bilgiye erişimin süresini ve maliyetini oldukça azaltmıştır. Yaşanan bu gelişmelere bağılı olarak "uluslararası bütünleşme süreci" olarak da ifade edilebilen küreselleşme büyük bir ivme kazanarak ülkelerin artan bir hızda birbirlerine yaklaşmalarına neden olmuştur. Bu yakınlaşmayla birlikte uluslararası sermaye akımlarında benzeri görülmemiş bir artış yaşanmıştır. Ülkeler arasındaki sermaye akımlarında yaşanan sınırsız miktardaki artış aynı zamanda daha fazla getiri elde etmek isteyen yatırımcıları, başta gelişen piyasalar olmak üzere alternatif piyasalara yönlendirmiştir.

Serbest ve sınırsız sermaye akımlarının özellikle temel piyasalardan gelişen piyasalara doğru hızla artan miktarda akışı, yatırım-istihdam-büyüme dengesine yapmış olduđu olumlu katkılarına rağmen gelişen piyasaların gitgide temel piyasalara olan bağımlılığının artmasına neden olmuştur. Bunun yanında, temel piyasalara olan bağımlılığın gelişen piyasalar üzerinde yarattığı en önemli risk, finans literatüründe volatilité yayılması olarak adlandırılan, bir hisse senedi piyasasında yaşanan şokun başka bir hisse senedi piyasasındaki volatilitéyi artırması durumuna yol açmasıdır.

Genellikle finansal piyasalarda görülen volatilité yayılma etkisi, yatırım kararlarını risk-getiri ilişkisi çerçevesinde değerlendiren uluslararası yatırımcılar açısından portföy çeşitlendirmesi yapabilmeleri için hangi piyasaların birbirleriyle ilişkili olduklarını bilmelerini gerektirmekte ve portföylerini oluştururken aralarında volatilité yayılma etkisinin olmadığı hisse senedi piyasalarına yatırım yaparak risklerini azaltma yoluna gitmektedirler. Çünkü volatilité yayılma etkisinin olduğu hisse senedi piyasalarına yatırım yapmaları durumunda, birlikte hareket eden piyasaların getiri ve riskleri de benzerlik göstereceğinden iyi çeşitlendirilmiş bir portföy oluşturulamayacaklardır.

Bu çalışmada G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında yayılma etkisinin olası varlığının tespit edilebilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla, yayılma etkisinin olası varlığının tespiti için Hong (2001)

ortalamada ve varyansta nedensellik testi uygulanmıştır. Buna göre, çalışmada yer alan tüm getiri serileri için seçilen en uygun GARCH modellerinden elde edilen standardize hataların kareleri kullanılarak Q istatistikleri hesaplanmış ve hisse senedi getiri ve volatilitelerine ilişkin nedensellik ilişkilerini gösteren sonuçlara ulaşılmıştır. Ortalamada nedensellik sonuçlarına göre, ABD, İngiltere, Almanya, Fransa, Kanada, Rusya ve Meksika'dan Türkiye'ye doğru ve Türkiye'den de Çin, Hindistan ve Güney Afrika'ya doğru tek yönlü, bununla birlikte Japonya, Avustralya, Kore, Brezilya, Arjantin ve Endonezya ile Türkiye arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Elde edilen sonuçlar, literatürde sıklıkla karşılaşılan gelişmiş piyasalardan gelişmekte olan piyasalara doğru getiri anlamında yayılımın olduğunu gösteren çalışmaları destekler niteliktedir. Bununla birlikte, test sonuçlarında literatürde pek sık karşılaşılmayan gelişmekte olan iki piyasa arasında tek ya da çift yönlü olarak nedensellik ilişkisine de rastlanılmıştır. Bu sonuç, coğrafi olarak birbirlerinden çok uzak olan ülkeler arasında da iletişim teknolojilerinin gelişmesiyle piyasalar arasındaki bilgi aktarımının hızlı ve sorunsuz olarak sağlandığını, ayrıca ülkeler arasındaki ekonomik ve finansal bağlantıların arttığını göstermesi açısından önemlidir. Buna göre, Türkiye'den Çin, Hindistan ve Güney Afrika hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü nedensellik tespit edilmiş ve böylece Türkiye hisse senedi piyasasının hem gelişmiş hem de gelişmekte olan hisse senedi piyasalarıyla entegre olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Varyansta nedensellik test sonuçlarına göre ise çalışmada yer alan tüm hisse senedi piyasaları arasında çift yönlü ve güçlü volatilitte yayılımı olduğu belirlenmiştir. Bu sonuçlar yatırımcıların portföy çeşitlendirmesi ve risklerden korunma stratejilerini belirleyebilmeleri açısından önem arz etmekte olup, özellikle son otuz yıl içerisinde iletişim teknolojilerinde yaşanan gelişmelere bağlı olarak piyasalar arasındaki bilgi akışının hızlı ve kolay olarak elde edilebilmesi, uluslararası piyasalar arasındaki finansal entegrasyonun sağlanmasına neden olmuş; bu durum, özellikle uluslararası yatırımcıların, hisse senetlerine ilişkin yatırım kararlarında borsalar arasındaki volatilitte yayılımının yüksek olması nedeniyle çeşitlendirme imkanlarını azaltmıştır.

The study does not necessitate Ethics Committee permission.

The study has been crafted in adherence to the principles of research and publication ethics.

The authors declare that there exists no financial conflict of interest involving any institution, organization, or individual(s) associated with the article. Furthermore, there are no conflicts of interest among the authors themselves.

The authors contributed equally to the entire process of the research.

KAYNAKÇA

Abou-Zaid, A. S. (2011). Volatility spillover effects in emerging MENA stock markets. *Review of Applied Economics*, 7(1-2), 107-127.

Akel, V. (2015). Kırılgan beşli ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki eşbütünleşme analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 11(24), 75-96.

- Bayramoğlu, M. F., & Abasız, T. (2017). Gelişmekte olan piyasa endeksleri arasında volatilité yayılım etkisinin analizi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 74, 183-200.
- Bruffaerts, C., Verardi, V., & Vermandele, C. (2014). A generalized boxplot for skewed and heavy-tailed distributions. *Statistics and Probability Letters*, 95, 110-117. <https://doi.org/10.1016/j.spl.2014.08.016>
- Cevik, E. I. Korkmaz, T., & Cevik, E. (2017). Testing causal relation among Central and Eastern European equity markets: Evidence from asymmetric causality test. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 30(1), 381-393.
- Cevik, N. K., Cevik, E. I., & Dibooglu, S. (2020). Oil prices, stock market returns and volatility spillovers: Evidence from Turkey. *Journal of Policy Modeling*, 42(3), 597-614. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2020.01.006>
- Cheung, Y., & Ng, L. K. (1996). A causality-in variance test and its applications to financial market prices. *Journal of Econometrics*, 72(1-2), 33-48. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01714-X](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01714-X)
- Chirila, V., Turturean, C.I., & Chirila, C. (2015). Volatility spillovers between Eastern European and euro zone stock markets. *Transformations in Business & Economics*, 14(2), 464-477.
- Çevik, E. İ., & Sezen, S. (2020). Bankacılık sektörü için etkin piyasalar hipotezinin uzun hafıza modelleri ile analizi. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 18(1), 332-351.
- Çiçek, M. (2010). Türkiye’de faiz, döviz ve borsa: Fiyat ve oynaklık yayılma hareketleri. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 65(2), 1-28.
- Değirmenci, N. ve Abdioğlu, Z. (2017). Finansal piyasalar arasındaki oynaklık yayılımı. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 54, 104-125.
- Fox, A. J. (1972). Outliers in time series. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, 34(3), 350-363. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1972.tb00912.x>
- Gökbulut, R. İ. (2017). An empirical analysis of volatility transmission between BIST and international stock markets. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 13(1), 141-159.
- Habiba, U. E., Peilong, S., Hamid, K., & Shahzad, F. (2021). Stock returns and asymmetric volatility spillover dynamics between Asian emerging markets. *Global Business Review*, 22(5), 1131-1145. <https://doi.org/10.1177/0972150919838433>
- Hong, Y. (2001). A test for volatility spillover with application to exchange rates. *Journal of Econometrics*, 103(1-2), 183-224.
- Inclan, C., & Tiao, G. (1994). Use of cumulative sums of squares retrospective detection of changes in variance. *Journal of the American Statistic Association*, 89(427), 913-923.
- Karabıyık, L., & Anbar, A. (2007). Volatilité ve varyans swapları. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 35, 62-77.
- Karğın, S., Kayalıdere, K., Güleç, T. C., & Erer, D. (2018). Spillovers of stock return volatility to Turkish equity markets from Germany, France and America. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 20(2), 171-187.
- Korkmaz, T., & Çevik, E. İ. (2008). Türkiye ve uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki eşbütünleşme ilişkisi ve portföy tercihleri. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 2(1), 59-84.
- Korkmaz, T., & Çevik, E. İ. (2009). Zımnı volatilité endeksinden gelişmekte olan piyasalara yönelik volatilité yayılma etkisi. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 3(2), 87-105.
- Korkmaz, T., Çevik, E. İ., Birkan, E., & Özataç, N. (2011). Causality in mean and variance between ISE 100 and S&P 500: Turckcell case. *African Journal of Business Management*, 5(5), 1673-1683.
- Korkmaz, T., Çevik, E. İ., & Atukeren, E. (2012). Return and volatility spillover among CIVETS stock markets. *Emerging Markets Review*, 13(2), 230-252.
- Koutmos, G., & Booth, G. G. (1995). Asymmetric volatility transmission in international stock markets. *Journal of International Money and Finance*, 14(6), 747-762.
- Köseoğlu, S. D., & Çevik, E. İ. (2013). Testing for causality in mean and variance between the stock market and the foreign exchange market: An application to the Major Central and Eastern European countries. *Czech Journal of Economics and Finance*, 63(1), 65-86.

- Lee, S. J. (2009). Volatility spillover effects among six Asian countries. *Applied Economics Letters*, 16(5), 501-508.
- Miyakoshi, T. (2003). Spillovers of stock return volatility to Asian equity markets from Japan and the US. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 13(4), 383-399.
- 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.
- Okur, M., & Çevik, E. İ. (2013). Testing intraday volatility spillovers in Turkish capital markets: Evidence from Ise. *Ekonomika Istraživanja-Economic Research*, 26(3), 99-116.
- Perron, P. (1990). Testing for a unit root in a time series with a changing mean. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8(2), 153-162.
- Piesse, J., & Hearn, B. (2005). Regional integration of equity markets in Sub-Saharan Africa. *South African Journal of Economics*, 73(1), 36-53.
- Sanso, A., Arago, V., & Carrion, J. L. (2004). Testing for change in the unconditional variance of financial time series. *Revista de Economia Financiera*, 4, 32-52.
- Sezen, S. (2021). *Hisse senedi piyasaları arasında yayılma etkisinin incelenmesi: G-20 ülkeleri üzerine bir uygulama*. [Yayımlanmamış doktora tezi]. Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi.
- Verardi, V., & Vermandele, C. (2016). Outlier identification for skewed and/or heavy-tailed unimodal multivariate distributions. *Journal de la Société Française de Statistique*, 157(2), 90-114.
- Verardi, V., & Vermandele, C. (2018). Univariate and multivariate outlier identification for skewed or heavy-tailed distributions. *The Stata Journal*, 18(3), 517-532.
- Vo, X. V., & Tran, T. T. A. (2020). Modelling volatility spillovers from the US equity market to ASEAN stock markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 59, 101246. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2019.101246>
- Xiao, L., & Dhesi, G. (2010). Volatility spillover and time-varying conditional correlation between the European and US stock markets. *Global Economy and Finance Journal*, 3(2), 148-164.

EKLER

Ek 1. Model Karşılaştırma Sonuçları

	GARCH	EGARCH	GJR- GARCH	ABD APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-8794,9	-8685,4	-8722,8	-8703,4	-8785,8	-8706,5	-8690,1	-8785,7
AIC	2,586	2,555	2,565	2,560	2,584	2,561	2,556	2,584
SBC	2,591	2,563	2,571	2,567	2,590	2,568	2,564	2,591
H-Q	2,588	2,558	2,567	2,562	2,586	2,563	2,559	2,587
				JAPONYA APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-10334,7	-10284,6	-10289,0	-10281,4	-10333,9	-10274,7	-10283,1	-10333,1
AIC	3,039	3,025	3,026	3,024	3,039	3,022	3,025	3,039
SBC	3,044	3,032	3,032	3,031	3,045	3,030	3,033	3,046
H-Q	3,041	3,027	3,028	3,026	3,041	3,025	3,027	3,041
				İNGİLTERE APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-8765,0	-8690,0	-8706,3	-8689,8	-8754,2	-8684,440	-8686,663	-8754,151
AIC	2,577	2,556	2,560	2,556	2,575	2,5550	2,5557	2,575
SBC	2,582	2,5634	2,566	2,5634	2,581	2,5631	2,5637	2,582
H-Q	2,579	2,558	2,563	2,558	2,577	2,557	2,558	2,577
				ALMANYA APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-10455,0	-10387,1	-10402,5	-10385,0	-10446,0	-10377,7	-10382,0	-10446,0
AIC	3,074	3,055	3,059	3,054	3,072	3,052	3,054	3,072
SBC	3,079	3,062	3,065	3,061	3,078	3,060	3,062	3,079
H-Q	3,076	3,057	3,061	3,057	3,074	3,055	3,056	3,075

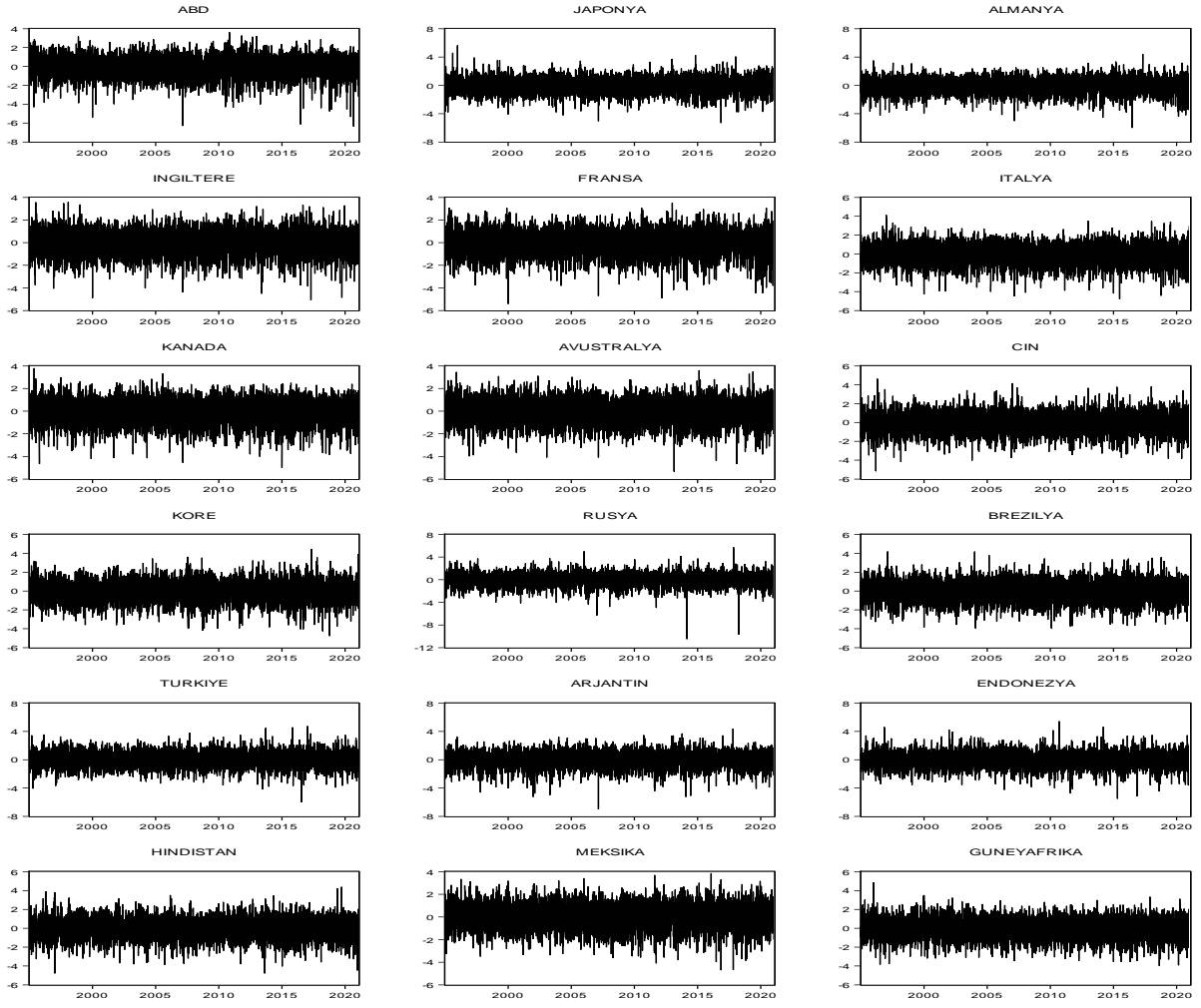
Ek 2. Model Karşılaştırma Sonuçları (Devamı)

	GARCH	EGARCH	GJR- GARCH	FRANSA APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-10218,9	-10130,7	-10153,5	-10136,9	-10209,9	-10134,3	-10136,1	-10209,7
AIC	3,005	2,980	2,986	2,981	3,002	2,981	2,981	3,003
SBC	3,010	2,9882	2,992	2,9887	3,008	2,989	2,9885	3,010
H-Q	3,007	2,982	2,988	2,984	3,004	2,984	2,983	3,005
				İTALYA				
	GARCH	EGARCH	GJR- GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-10862,1	-10819,1	-10827,2	-10820,7	-10855,0	-10807,9	-10804,0	-10854,4
AIC	3,194	3,182	3,184	3,182	3,192	3,179	3,178	3,192
SBC	3,199	3,189	3,190	3,189	3,198	3,187	3,186	3,199
H-Q	3,196	3,184	3,186	3,185	3,194	3,182	3,180	3,195
				KANADA				
	GARCH	EGARCH	GJR- GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-8205,0	-8166,8	-8181,0	-8164,9	-8197,8	-8156,7	-8161,8	-8197,5
AIC	2,413	2,402	2,406	2,402	2,411	2,400	2,401	2,411
SBC	2,419	2,410	2,413	2,410	2,418	2,409	2,410	2,419
H-Q	2,415	2,405	2,409	2,405	2,414	2,403	2,404	2,414
				AVUSTRALYA				
	GARCH	EGARCH	GJR- GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-8198,8	-8150,4	-8161,2	-8151,3	-8196,6	-8152,2	-8154,0	-8196,4
AIC	2,411	2,397	2,400	2,398	2,411	2,398	2,399	2,411
SBC	2,416	2,404	2,406	2,405	2,417	2,406	2,407	2,418
H-Q	2,413	2,400	2,402	2,400	2,413	2,401	2,401	2,413
				ÇİN				
	GARCH	EGARCH	GJR- GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-11964,8	-11961,5	-11954,6	-11954,2	-11957,4	-11955,1	-11945,3	-11957,0
AIC	3,518	3,518	3,516	3,516	3,516	3,516	3,513	3,517
SBC	3,524	3,526	3,523	3,524	3,523	3,525	3,522	3,525
H-Q	3,520	3,521	3,518	3,519	3,519	3,519	3,517	3,519
				KORE				
	GARCH	EGARCH	GJR- GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-11443,3	-11433,1	-11426,7	-11425,7	-11438,0	-11417,4	-11403,2	-11436,3
AIC	3,365	3,362	3,360	3,360	3,363	3,358	3,354	3,363
SBC	3,370	3,369	3,366	3,367	3,369	3,366	3,362	3,370
H-Q	3,366	3,365	3,362	3,363	3,365	3,361	3,357	3,366
				RUSYA				
	GARCH	EGARCH	GJR- GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-13326,1	-13341,7	-13320,4	-13320,4	-13307,7	-13313,9	-13296,7	-13306,6
AIC	3,918	3,924	3,917	3,917	3,913	3,916	3,911	3,913
SBC	3,924	3,932	3,924	3,925	3,9208	3,925	3,9201	3,921
H-Q	3,920	3,926	3,919	3,920	3,916	3,919	3,914	3,916
				BREZİLYA				
	GARCH	EGARCH	GJR- GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-12065,6	-12060,2	-12042,9	-12042,4	-12064,8	-12053,7	-12038,6	-12064,7
AIC	3,548	3,547	3,542	3,542	3,548	3,545	3,541	3,548
SBC	3,554	3,555	3,549	3,550	3,555	3,554	3,550	3,556
H-Q	3,550	3,550	3,5444	3,5449	3,550	2,548	3,5445	3,551
				TÜRKİYE				
	GARCH	EGARCH	GJR- GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-13571,0	-13574,5	-13565,8	-13565,6	-13554,9	-13545,4	-13537,2	-13548,9
AIC	3,990	3,992	3,989	3,989	3,986	3,984	3,981	3,985
SBC	3,996	4,000	3,996	3,997	3,993	3,993	3,990	3,993
H-Q	3,992	3,995	3,992	3,992	3,988	3,987	3,984	3,987
				ARJANTİN				
	GARCH	EGARCH	GJR- GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-13671,2	-13652,4	-13651,4	-13646,7	-13660,1	-13635,9	-13629,0	-13659,9
AIC	4,020	4,015	4,014	4,013	4,017	4,010	4,008	4,017
SBC	4,026	4,023	4,021	4,021	4,024	4,019	4,017	4,025
H-Q	4,022	4,018	4,017	4,016	4,019	4,013	4,011	4,020

Ek 3. Model Karşılaştırma Sonuçları (Devamı)

	ENDONEZYA							
	GARCH	EGARCH	GJR- GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-11733,7	-11711,3	-11718,3	-11718,2	-11711,4	-11695,0	-11682,5	-11709,2
AIC	3,451	3,445	3,446	3,447	3,444	3,440	3,436	3,444
SBC	3,458	3,454	3,454	3,456	3,452	3,450	3,446	3,453
H-Q	3,453	3,448	3,449	3,450	3,447	3,444	3,440	3,447
	HİNDİSTAN							
	GARCH	EGARCH	GJR- GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-10584,9	-10560,8	-10559,0	-10557,4	-10574,9	-10540,0	-10536,2	-10574,6
AIC	3,113	3,106	3,105	3,105	3,110	3,100	3,099	3,110
SBC	3,119	3,114	3,112	3,113	3,117	3,109	3,108	3,118
H-Q	3,115	3,109	3,108	3,108	3,112	3,103	3,102	3,113
	MEKSİKA							
	GARCH	EGARCH	GJR- GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-10165,0	-10142,7	-10139,9	-10138,6	-10160,9	-10129,2	-10128,0	-10159,8
AIC	2,989	2,983	2,982	2,982	2,988	2,980	2,979	2,988
SBC	2,995	2,991	2,989	2,990	2,995	2,989	2,988	2,996
H-Q	2,991	2,986	2,985	2,985	2,991	2,983	2,982	2,991
	GÜNEY AFRİKA							
	GARCH	EGARCH	GJR- GARCH	APARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	HYGARCH
Ln(L)	-9891,2	-9863,4	-9870,6	-9865,5	-9889,9	-9866,6	-9863,6	-9889,6
AIC	2,909	2,901	2,903	2,902	2,909	2,902	2,902	2,909
SBC	2,915	2,909	2,910	2,910	2,916	2,911	2,911	2,917
H-Q	2,911	2,904	2,905	2,905	2,911	2,906	2,905	2,912

Ek 4. Standardize Kalıntı Kareleri ile Elde Edilen Getiri Serileri



Ek 5. GARCH Modeller Tahmin Sonuçları

	ABD ICSS-EGARCH	JAPONYA ICSS-FIEGARCH	İNGİLTERE ICSS-FIEGARCH	ALMANYA ICSS-FIEGARCH	FRANSA ICSS-EGARCH
Ortalama					
μ	0,040 [0,000]	0,008 [0,396]	0,023 [0,099]	0,043 [0,000]	0,025 [0,016]
Φ_1	-	-	-	-	-
Φ_2	-	-	-	-	-
Varyans					
ω	-0,973 [0,000]	0,125 [0,000]	-0,848 [0,000]	-0,836 [0,000]	-0,295 [0,052]
α	0,035 [0,799]	0,189 [0,001]	-0,328 [0,038]	-0,305 [0,016]	-0,093 [0,484]
β	0,942 [0,000]	0,719 [0,000]	0,792 [0,000]	0,854 [0,000]	0,967 [0,000]
θ_1	-0,166 [0,000]	-0,105 [0,000]	-0,137 [0,000]	-0,141 [0,000]	-0,130 [0,000]
θ_2	0,099 [0,000]	0,111 [0,000]	0,107 [0,000]	0,125 [0,000]	0,108 [0,000]
Υ	-	-	-	-	-
Δ	-	-	-	-	-
d	-	0,289 [0,000]	0,375 [0,000]	0,313 [0,003]	-
v	1,307 [0,000]	1,306 [0,000]	1,552 [0,000]	1,422 [0,000]	1,496 [0,000]
$\alpha + \beta$	-	0,908	0,464	0,549	-
ω_1	-	-	-	-	-
ω_2	0,576 [0,009]	0,689 [0,000]	0,926 [0,000]	1,496 [0,000]	0,937 [0,000]
ω_3	1,233 [0,000]	-	1,656 [0,000]	2,055 [0,000]	1,286 [0,000]
ω_4	1,108 [0,000]	0,969 [0,000]	0,770 [0,001]	1,338 [0,000]	0,621 [0,054]
ω_5	1,557 [0,000]	1,443 [0,000]	-	1,239 [0,000]	0,758 [0,015]
ω_6	1,582 [0,000]	0,387 [0,000]	1,067 [0,000]	0,619 [0,026]	-
ω_7	1,115 [0,000]	1,454 [0,000]	0,368 [0,038]	-	-
ω_8	-	-	-0,487 [0,039]	0,848 [0,001]	-
ω_9	1,130 [0,000]	-	-	1,313 [0,000]	0,957 [0,000]
ω_{10}	2,171 [0,000]	-	2,055 [0,000]	0,969 [0,000]	0,699 [0,002]
ω_{11}	2,027 [0,000]	-	1,133 [0,000]	0,621 [0,002]	-
ω_{12}	1,121 [0,000]	-	0,715 [0,028]	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-
ω_{15}	1,894 [0,000]	-	-	-	-
ω_{16}	1,309 [0,000]	-	-	-	-
$Q(150)$	168,191 [0,147]	158,463 [0,302]	169,694 [0,129]	165,570 [0,181]	179,587 [0,049]
$Q_s(150)$	167,559 [0,129]	145,493 [0,542]	180,698 [0,034]	175,483 [0,061]	204,903 [0,001]
ARCH (5)	0,990 [0,421]	1,023 [0,402]	1,225 [0,294]	1,468 [0,196]	1,350 [0,246]
Ln(L)	-8652,196	-10240,574	-8634,229	-10348,511	-10105,103
AIC	2,549	3,014	2,543	3,047	2,975
SBC	2,571	3,029	2,562	3,065	2,992
H-Q	2,557	3,019	2,550	3,053	2,981

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, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir.

Ek 6. GARCH Modeller Tahmin Sonuçları (Devamı)

	İTALYA ICSS-FIAPARCH	KANADA ICSS-FIEGARCH	AVUSTRALYA ICSS-EGARCH	ÇİN ICSS-FIAPARCH	KORE ICSS-FIAPARCH
Ortalama					
μ	0,019 [0,090]	0,036 [0,000]	0,024 [0,001]	0,011 [0,405]	0,011 [0,299]
Φ_1	-	0,047 [0,000]	-	0,095 [0,000]	-
Φ_2	-	-	-	-	-
Varyans					
ω	0,322 [0,000]	-0,660 [0,008]	-0,577 [0,000]	0,253 [0,000]	0,643 [0,000]
α	0,239 [0,000]	-0,181 [0,269]	-0,139 [0,411]	0,123 [0,076]	0,104 [0,299]
β	0,436 [0,000]	0,880 [0,000]	0,967 [0,000]	0,296 [0,000]	0,212 [0,064]
θ_1	-	-0,104 [0,000]	-0,089 [0,000]	-	-
θ_2	-	0,099 [0,000]	0,088 [0,000]	-	-
Υ	0,798 [0,000]	-	-	0,401 [0,000]	0,953 [0,000]
Δ	1,335 [0,000]	-	-	1,491 [0,000]	1,438 [0,000]
d	0,258 [0,000]	0,248 [0,122]	-	0,225 [0,000]	0,133 [0,000]
v	1,510 [0,000]	1,523 [0,000]	1,620 [0,000]	1,382 [0,000]	1,248 [0,000]
$\alpha + \beta$	0,675	-	-	0,419	-
ω_1	-0,122 [0,021]	-0,524 [0,083]	-	-0,118 [0,020]	-0,357 [0,013]
ω_2	-	-	-	0,417 [0,001]	-
ω_3	-0,236 [0,000]	1,074 [0,000]	0,333 [0,054]	-	0,929 [0,098]
ω_4	-0,145 [0,007]	-	-	0,442 [0,010]	-
ω_5	-0,234 [0,000]	0,591 [0,050]	-	-	-
ω_6	-0,191 [0,019]	-	-0,542 [0,002]	0,186 [0,046]	-
ω_7	-	-	-	0,737 [0,002]	-0,464 [0,008]
ω_8	-	0,904 [0,000]	0,634 [0,005]	-	-0,289 [0,037]
ω_9	-	1,398 [0,000]	0,759 [0,003]	-	-0,478 [0,001]
ω_{10}	-	-	0,340 [0,044]	-	-0,392 [0,006]
ω_{11}	-	-0,579 [0,000]	-	-	-
ω_{12}	-	0,832 [0,016]	0,700 [0,044]	-	-
ω_{13}	-	-	0,509 [0,032]	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-
$Q(150)$	191,045 [0,013]	175,683 [0,066]	130,392 [0,874]	174,243 [0,077]	184,485 [0,029]
$Q_s(150)$	148,433 [0,474]	140,951 [0,647]	120,631 [0,951]	150,214 [0,433]	174,899 [0,064]
ARCH (5)	0,194 [0,964]	0,956 [0,442]	0,784 [0,561]	0,918 [0,467]	1,887 [0,093]
Ln(L)	-10769,377	-8108,737	-8128,162	-11911,905	-11375,743
AIC	3,169	2,389	2,394	3,506	3,349
SBC	3,183	2,410	2,413	3,522	3,367
H-Q	3,174	2,396	2,401	3,511	3,355

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, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir.

Ek 7. GARCH Modeller Tahmin Sonuçları (Devamı)

	RUSYA ICSS-FIAPARCH	BREZİLYA ICSS-GJR- GARCH	TÜRKİYE ICSS-FIAPARCH	ARJANTİN ICSS-FIAPARCH	ENDONEZYA ICSS-FIAPARCH
Ortalama					
μ	0,046 [0,017]	0,048 [0,001]	0,068 [0,000]	0,003 [0,770]	0,025 [0,001]
Φ_1	0,068 [0,000]	0,028 [0,013]	0,032 [0,004]	0,072 [0,000]	0,050 [0,000]
Φ_2	-	-	-	-	-0,027 [0,006]
Varyans					
ω	0,499 [0,001]	0,404 [0,008]	1,189 [0,000]	0,804 [0,000]	0,173 [0,006]
α	0,143 [0,013]	0,017 [0,014]	-0,057 [0,553]	0,169 [0,105]	0,271 [0,066]
β	0,470 [0,000]	0,878 [0,000]	0,048 [0,654]	0,306 [0,009]	0,360 [0,021]
θ_1	-	-	-	-	-
θ_2	-	-	-	-	-
Υ	0,193 [0,000]	0,085 [0,000]	0,401 [0,000]	0,511 [0,000]	0,354 [0,000]
Δ	1,623 [0,000]	-	1,613 [0,000]	1,475 [0,000]	1,685 [0,000]
d	0,412 [0,000]	-	0,168 [0,000]	0,223 [0,000]	0,241 [0,000]
v	1,266 [0,000]	1,493 [0,000]	1,432 [0,000]	1,272 [0,000]	1,179 [0,000]
$\alpha + \beta$	0,613	0,895	-	-	0,631
ω_1	-	-	-	-0,370 [0,031]	-
ω_2	-	-0,235 [0,099]	0,832 [0,024]	-	0,903 [0,035]
ω_3	-	-0,319 [0,029]	-0,416 [0,031]	-	-
ω_4	-0,270 [0,049]	-	-	-	0,238 [0,023]
ω_5	-0,372 [0,008]	-	-0,663 [0,003]	-	0,111 [0,071]
ω_6	-	-0,240 [0,083]	-0,876 [0,000]	-	0,465 [0,040]
ω_7	-	-0,278 [0,050]	-0,575 [0,008]	-	-
ω_8	-	-	-	-	-
ω_9	-	-	-	-	-
ω_{10}	-	-0,311 [0,030]	-	-	-
ω_{11}	-	-	-	-	-
ω_{12}	-	-0,259 [0,069]	-	-	-
ω_{13}	-	-	-	-	-
ω_{14}	-	-	-	-	-
ω_{15}	-	-	-	-	-
ω_{16}	-	-	-	-	-
$Q(150)$	142,172 [0,641]	151,111 [0,436]	140,036 [0,688]	184,009 [0,027]	193,578 [0,007]
$Q_s(150)$	124,064 [0,924]	178,828 [0,042]	145,035 [0,553]	119,323 [0,959]	165,825 [0,150]
ARCH (5)	0,243 [0,943]	1,447 [0,203]	0,406 [0,844]	0,801 [0,548]	0,861 [0,505]
Ln(L)	-13286,705	-12010,788	-13510,238	-13623,735	-11664,787
AIC	3,909	3,535	3,975	4,007	3,433
SBC	3,922	3,553	3,990	4,017	3,449
H-Q	3,913	3,542	3,980	4,011	3,439

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, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir.

Ek 8. GARCH Modeller Tahmin Sonuçları (Devamı)

	HİNDİSTAN ICSS-FIAPARCH	MEKSİKA ICSS-FIAPARCH	GÜNEYAFRİKA ICSS-EGARCH
Ortalama			
μ	0,043 [0,001]	0,027 [0,020]	0,032 [0,010]
Φ_1	0,098 [0,000]	0,086 [0,000]	0,064 [0,000]
Φ_2	-	-	-
Varyans			
ω	0,245 [0,000]	0,416 [0,000]	0,308 [0,028]
α	0,219 [0,000]	0,200 [0,014]	-0,135 [0,401]
β	0,351 [0,000]	0,363 [0,000]	0,962 [0,000]
θ_1	-	-	-0,074 [0,000]
θ_2	-	-	0,116 [0,000]
Υ	0,901 [0,000]	0,726 [0,000]	-
Δ	1,148 [0,000]	1,281 [0,000]	-
d	0,197 [0,000]	0,206 [0,000]	-
v	1,453 [0,000]	1,477 [0,000]	1,612 [0,000]
$\alpha + \beta$	0,570	0,563	-
ω_1	-	-	-0,971 [0,000]
ω_2	0,187 [0,000]	-0,169 [0,053]	-
ω_3	0,729 [0,000]	-	0,564 [0,025]
ω_4	-	-0,166 [0,073]	-
ω_5	-	-	-0,764 [0,000]
ω_6	0,328 [0,000]	-0,179 [0,038]	-
ω_7	-	-	-
ω_8	-0,072 [0,053]	-0,169 [0,075]	-0,485 [0,001]
ω_9	0,419 [0,016]	-	-
ω_{10}	-	-0,194 [0,076]	-
ω_{11}	-	-	-
ω_{12}	-	-	-
ω_{13}	-	-0,267 [0,015]	-
ω_{14}	-	-0,264 [0,005]	-
ω_{15}	-	0,379 [0,053]	-
ω_{16}	-	-0,364 [0,003]	-
$Q(150)$	140,922 [0,669]	181,803 [0,034]	169,862 [0,116]
$Q_s(150)$	165,924 [0,148]	148,192 [0,480]	165,558 [0,153]
ARCH (5)	0,364 [0,873]	0,937 [0,455]	0,553 [0,735]
Ln(L)	-10485,543	-10079,334	-9828,652
AIC	3,087	2,970	2,894
SBC	3,105	2,995	2,911
H-Q	3,093	2,978	2,899

Not: d volatilitide 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, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p-değeridir.