

PAPER DETAILS

TITLE: Küresel Güç Adaylari: Brezilya, Çin ve Rusya Arasindaki Öncül/Ardil Iliskisi ve Volatilite
Yayilimi

AUTHORS: Savas Tarkun

PAGES: 167-180

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/3019819>

ARAŞTIRMA MAKALESİ / RESEARCH ARTICLE

KÜRESEL GÜÇ ADAYLARI: BREZİLYA, ÇİN VE RUSYA ARASINDAKİ ÖNCÜL/ARDIL İLİŞKİSİ VE VOLATİLİTE YAYILIMI

GLOBAL POWER CANDIDATES: LEAD/LAG RELATIONSHIP AND VOLATILITY SPILLOVER BETWEEN BRAZIL, CHINA, AND RUSSIA

Dr. Savaş TARKUN¹

ÖZ

Bu çalışmada, küresel ekonomide gelecekte önemli ekonomik güç olabilecek Çin, Rusya ve Brezilya ülkeleri arasında getiri ve volatilité yayılımı, Koutmos (1996) tarafından önerilmiş olan çok değişkenli VAR-EGARCH modeli ile incelenmiştir. Çalışma, 01/11/2012-18/11/2022 dönemine ait 2621 adet günlük veriden oluşmaktadır. Elde edilen bulgulara göre, Brezilya piyasasından Çin piyasasına yaklaşık %13,4 ve Brezilya piyasasından Rusya'ya piyasasına yaklaşık %15,0 düzeyinde getiri yayılımı mevcuttur. Elde edilen bu oranlar, Brezilya'dan diğer iki ülkeye getiri yayılımının yüksek olduğunu göstermektedir. Brezilya'dan Rusya'ya volatilité yayılımı yaklaşık %4,5 ve Brezilya'dan Çin'e yaklaşık %1,5 düzeyinde elde edilmiştir. Bu sonuçlar, Brezilya'dan diğer iki ülkeye getiri yayılımında olduğu gibi volatilité yayılımının simetrik değil asimetrik yayılım olduğunu göstermektedir. Ayrıca, Brezilya'nın Çin ve Rusya'ya volatilitéyi veren; Çin'in ise Rusya ve Brezilya'dan volatilitéyi alan piyasalar olduğunu sonucuna varılmıştır. Öte taraftan, olumsuz haberlerin olumlu haberlere göre etkisini gösteren asimetrisinin göreceli önemi yüksek olan piyasalar sırasıyla Rusya (3,21); Brezilya (2,89) ve Çin (2,58) olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: BRC Ülkeleri, Öncül/Ardıl İlişki, Volatilité Yayılımı, Koşullu Korelasyon.

JEL Classification Codes: C32, G11, G15.

ABSTRACT

In the study, the multivariate VAR-EGARCH model created by Koutmos is used to evaluate the spread of return and volatility across China, Russia, and Brazil, which may one day become significant economic powers in the world economy (1996). The study uses 2,621 days of data from November 1, 2012, through November 11, 2022. The findings show that there is a return spread of approximately 13.4% from the Brazil market to the Chinese market and approximately 15% from the Brazil market to the Russian market. These ratios show that the spillover of returns from Brazil to the other two countries is high. In addition, volatility spillover from Brazil to Russia is approximately 4.5%, and from Brazil to China, it is approximately 1.5%. These results show that the volatility spillover is asymmetrical rather than symmetrical, as is the return spread from Brazil to the other two countries. Also, Brazil is giving volatility to China and Russia, and it is concluded that China is the one who takes volatility from Russia and Brazil. On the other hand, the markets with a high relative importance of asymmetry, which shows the effect of negative news compared to positive news, are Russia (3.21), Brazil (2.89) and China (2.58), respectively.

Keywords: BRC Countries, Lead/Lag Relationship, Volatility Spillover, Conditional Correlation.

JEL Classification Codes: C32, G11, G15.

¹  Bağımsız Araştırmacı, savastarkun@gmail.com

EXTENDED SUMMARY

Purpose and Scope:

Economic crises, epidemics, disasters etc. occur in global markets. Through the transmission mechanism, contagious effects can spread from country to country or from region to region. This situation, these structural changes in the financial markets, can also be reflected in the stock markets of many countries. However, in some cases, unusual or sudden movements may occur in the economic variables of a particular country. If the country's economic measures are insufficient, it also affects its foreign trade or foreign investors investing in the country, and therefore the financial markets. Therefore, the effect of this volatility in the stock markets of countries spreads to the stock markets of other countries. Brazil, Russia, and China (BRC) are the three emerging markets that have started to gain an important place in the global economy and are considered as global power candidates. Besides, in a study that determined that there are spillover effects between the stock markets of other countries and the stock markets of other countries, it is emphasized that these countries, which contain more than 25% of the world's territory and a significant part of the world population, affect the economies of other existing developed and developing countries.

Design/methodology/approach:

In the study, the VAR-EGARCH model, which is the continuation of the EGARCH model developed by Nelson (1991), and Koutmos (1996) and which is a different structure of the multivariate EGARCH model, is utilised. The VAR-EGARCH model allows to model together the possibility of transfer/dispersion/between multiple variables and/or their stock exchanges, return shocks in one variable, and volatility as an indicator of the conditional first moment and conditional second moment in the other market. In order to model the short-term dynamic relationship between the markets, VAR and the multivariate VAR-EGARCH model associated with this model are determined as the application method of the study. The data used in the study consists of daily observations on the index values of S&P Brazil BMI, S&P China BMI, and S&P Russia BMI, which measure the market performances of the countries prepared by S&P for the relevant countries. The data set consists of a total of 2,622 observations and the study period covers the period from 1 November 2012 to 18 November 2022.

Findings:

According to the results of the return spread in the BRC countries, the one-day lagged value of Brazil with the highest interaction has a positive effect of approximately 15.2% on the current values of Russia. Another high return spread is that Brazil's one-day lagging value is around 13.4% over China's current period with a positive spread. In the study, all of the parameters representing the asymmetry and leverage effects are found to be negative and statistically significant. The leverage effect, or the asymmetric effect of past innovations on current volatility, is significant and shows that the interaction between markets is also asymmetrical. In addition, in all three countries, the impact of negative news affects a larger market than positive news in other markets. As a result, there is a return spread of about 15.0% from the Brazilian market to the Russian market, while the volatility spread from Brazil to Russia is about 4.5%. Similarly, while there is a 13.4% return spread from the Brazilian market to the Chinese market, it is determined that the volatility spillover is 1.5%. Therefore, it is concluded that the volatility spread is not symmetrical but asymmetric, as is the return spread from Brazil to the other two countries.

Conclusion and Discussion:

In the study, the return and volatility interactions between the stock markets of Brazil, China and Russia, which are major power candidate countries in the global economy, are examined. These markets are the countries that can have a say in the global economy in the future. Lag/Lead relationships and volatility interactions are handled with the multivariate VAR-EGARCH model. Undoubtedly, one of the important features of the study that distinguishes it from other studies is that China, which is one of the countries that can have a say in the global economy, is the country where the COVID-19 epidemic broke out, and Russia, which is under war and sanctions. In particular, it can be said that the Chinese economy, which has risen more than the other two economies from the BRC countries, is the growth locomotive of the BRC countries due to its export-oriented policy and accumulated foreign investments. As a result, any potential structural changes in these and other economies that have an impact on the global economy would unavoidably have an impact on the economies and financial markets of other nations. Surely, the study would benefit from looking at the spreads of returns and volatility between each of these nations and various unstable economies.

1. GİRİŞ

Küreselleşmenin etkisi ile finansal olarak bütünleşen piyasalar, yerel bir piyasada meydana gelen oynaklığın, toprak parçası ile sınırı olmayan bölgeleri veya ülkeleri etkisi altına alabilmektedir (Harvey, 1991). Diğer bir deyişle, küresel piyasalarda meydana gelen ekonomik kriz, salgın, afet, vb. faktörler, ülkeden ülkeye veya bölgeden bölgeye aktarım mekanizması ile etki edebilmektedir. Özellikle finansal piyasalarda meydana gelen bu yapısal değişiklikler birçok ülkenin borsalarına da yansiyabilmektedir. Ancak bazı durumlarda belirli bir ülkenin ekonomik değişkenlerinde olağan dışı veya ani hareketler de yaşanabilmektedir. Bu durum, ülkenin ekonomik önlemlerinin yetersiz kalması durumunda, dış ticaretini veya ülkeye yatırım yapan yabancı yatırımcıları ve dolayısıyla finans piyasalarını da etkilemektedir. Dolayısıyla, ülkelerin borsalarında yaşanan bu oynaklığın etkisi diğer ülke borsalarına da yayılmaktadır.

Dünyanın tüm bölgelerindeki hisse senedi piyasaları arasındaki bütünleşik ilişkiler; riskten korunmak, ticaret stratejileri ve finansal piyasa düzenlemeleri açısından önemlidir. Bu durumda, yatırımcı açısından uluslararası portföy çeşitlendirmesinden kazanç elde etmek ve piyasa riskini azaltmak için piyasalardaki oynaklığın doğrusal ve doğrusal olmayan ilişkileri ortaya koyularak yatırım stratejileri geliştirilmektedir.

Genel anlamda volatilité (oynaklık), bir zaman serisinin belirli bir gözlem aralığındaki, ani hareketi veya ani dalgalanması olarak tanımlanmaktadır (Çelik, vd. 2018, s. 10). Özeldé, finansal piyasalarda meydana gelen ani dalgalanmalar literatürde volatilité yayılımı kavramı ile açıklanmaya çalışılmaktadır. Getiri ve volatilité yayılımının ölçülmesi ya da tahmin edilmesi, portföy çeşitlendirmesini amaçlayan yatırımcıların risk düzeyini öngörebilme ve ürün stratejisi geliştirebilmesi adına önem arz eden bir kavramdır. Dolayısıyla getiri ve volatilité yayılımının belirlenebilmesi ilgili ülke veya finansal enstrümana yatırım kararında önemli rol oynamaktadır.

Brezilya, Rusya ve Çin (BRC) (Yalçınkaya & Aydın, 2017, p. 415), üç yükselen piyasa olarak küresel ekonomide önemli yer edinmeye başlayan ve küresel güç adayı olarak nitelendirilen ülkelerdir. Bunun yanında; ülkelerinin borsaları ile diğer ülke borsaları arasında yayılma etkilerinin olduğunu belirleyen bir çalışmada (Pandey & Vipul, 2017), dünya topraklarının %25'inden fazlasını ve dünya nüfusunun önemli bir kısmını bünyesinde barındıran bu ülkelerinin, var olan diğer gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerdeki ekonomileri etkilediği vurgulanmıştır. Başka bir anlatımla en büyük dört ekonomiden üçünün potansiyel olarak Asya kıtasında bulunması, özellikle de Çin'in bu kıtada bulunması Asya'nın geri kalanına yönelik fırsatlar üzerinde önemli bir etki yaratabilmektedir. Dolayısıyla BRC ekonomilerindeki sürdürülebilir güçlü büyümenin temel ticaret ortakları üzerinde de benzer etkilerinin olması muhtemeldir.

BRIC ülkelerini konu alan bir çalışmada (Wilson ve Purushothaman, 2006) gelecekte dünyanın en iyi ekonomileri (GSYİH'ye göre) değişebileceği yönündedir. Şu anki en zengin (kişi başına düşen gelire göre) ülkeler olamayabileceğini göstermektedir. Brezilya, Çin ve Rusya ile ilgili elde edilen tahmin sonuçlarını şu şekilde özetlenebilir:

- Brezilya'nın gelecek 25 yılda, GSYİH'nin %3,6 olmasını öngörürken, ekonominin büyüklüğünün 2025 yılında İtalya'yı, 2031 yılında Fransa'yı ve 2036 yılında ise Almanya ve İngiltere'yi geçebileceği yönündedir.
- Çin'in gelecek 25 yıl için öngörü sonuçları ise 2040 yılının ortalarında büyümenin %3,5 civarında olabileceği ve yüksek yatırım oranları, büyük iş gücü ve istikrarlı yakınlaşmaların Çin'in 2041 yılına kadar dünyanın en büyük ekonomisi olacağıdır. Ayrıca bu çalışmada, 2050 yılında Çin'in kişi başına yaklaşık 30.000 ABD doları olabileceğini ve şu an ki potansiyel gelişmiş ülkelerin değerlerine yaklaşabileceğini öngörmektedir.
- Rusya'nın benzer dönem için ulaşılan tahmin bulguları ise şu şekildedir: Rusya'nın diğer ülkelere kıyasla karşı karşıya olduğu önemli bir durumun nüfus azalması nedeniyle büyümesinin yavaşlayacağı yönündedir. Ancak 2050 yılına gelindiğinde ülkenin kişi başına düşen GSYİH'yi BRIC ülkeleri arasında açık ara en yüksek seviyelere ulaşacağı yönünde olurken Rusya ekonomisinin 2024 yılında Fransa'yı, 2027 yılında İngiltere ve 2028 yılında ise Almanya'yı geride bırakacağı yönünde güçlü kanıtlar sunulmuştur.

Çalışmada incelenen ülkelerden özellikle Brezilya'nın diğer ülkelere göre büyüme tahminlerinin düşük olduğu söylenebilir (Wilson ve Purushothaman, 2006, s. 15): Brezilya'nın düşük enflasyon, destekleyici politikalar, sağlıklı kamu maliyesi ve iyi yönetilen bir döviz kurunun büyümeye katkısı olacaktır. Dolayısıyla Brezilya'nın çalışmadaki diğer ülkelere göre daha fazla yapısal reformlara ihtiyacı olduğu söylenebilir. Bu ülkenin 1980'li yıllardaki borç krizinden bu yana etkilerinin ekonomisinde hala hissedildiği söylenebilir. Ekonomik liberalleşmeye

uyum süreci bu ülkede özellikle altyapı olmak üzere sermaye stokunun yıpranmasına neden olarak üretkenlik anlamında olumsuz birtakım izlerin kalmasını beraberinde getirmiştir.

Yerel ve uluslararası piyasalarda, olası riskten kaçınma veya portföy çeşitlendirmesi adına önemli bir ölçüt haline gelen volatilité, yatırımcılar açısından küresel riskten korunabilmek ve yatırım stratejileri geliştirebilmek amacıyla dikkatte alınan önemli bir indikatör halini almıştır. Özellikle yabancı yatırımcıların, yatırım enstrümanı çeşitliliği ne kadar fazla ise olumlu ve olumsuz küresel olaylardan kaçınarak güvenilir ve düşük riskli ürün çeşitliliğine yönelmektedir. Başka bir anlatımla, gelişmiş ekonomiler dünya ekonomisinin küçülen bir parçası haline geldikçe ve buna bağlı olarak harcama değişimleri günümüzün küresel şirketlerinin çoğu için önemli fırsatlar sağlayabilir. Doğru pazarlara özellikle de doğru gelişmekte olan pazarlara yatırımların yönlendirilmesi ve bu pazarlara dahil olmak birçok şirket için önemi giderek artan ve stratejik tercih haline gelmesi, ilgili ülkelerin finansal piyasalarındaki portföy çeşitlendirilmesini de beraberinde getirmesine neden olacaktır. Robert Barro (1991) çalışmasında, büyümenin belirleyicileri üzerine gerçekleştirdiği çalışmada, ulaştığı temel başlıkları şu şekilde sıralamak mümkündür: Daha yüksek eğitim, ortalama yaşam süresi, daha düşük doğurganlık, daha düşük kamu harcamaları, hukukun üstünlüğünün sürdürülmesi düşük enflasyon ve ticaret hadlerindeki iyileşmelerin büyümeyi artırdığını ortaya koymuştur. Dolayısıyla bu temel politikaların birbirleri ile bağlantılı olması istikrarlı makroekonomik politikaların uygulanması için kurumsal kapasitenin gerekliliğinin yanında makro istikrar ve ticaret için öneme sahip olmasının yanında fiyat istikrarı olmadan bir ülkenin ticari serbestleştirme ve genişleme konusunda nadiren başarılı olması mümkündür.

Yatırımcılar için önemli başlıklar altında yer alan kalkınma ve küreselleşmenin temel özelliklerinin yanında, gelişen dünyanın, ekonomik aktörlerinin de değişim eğiliminde olması bu çalışmanın önemini ortaya koymaktadır. Bu çalışmanın temel motivasyonunu, gelecekte gelişmekte olan ve büyük ekonomilere sahip Brezilya, Rusya ve Çin'in yarattığı büyüme potansiyeli ile dünya ekonomisinde şu anda olduğundan çok daha büyük bir güç haline gelebileceği düşüncesi ile finansal piyasalarında meydana gelebilecek bir şokun, bu ülkelere yayılma etkisinin araştırılmasıdır. Şüphesiz, BRICS (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika) ülkelerinin ortak bir para birimi konusunda uzlaşmaya çalışmaları, bu çalışmanın hem özgünlüğünü hem de güncelliğini göstermektedir.

Çalışmanın ilerleyen bölümlerinde, volatilité ile volatilité yayılımı ile ilgili çalışmaların incelendiği literatüre değinildikten sonra çalışmanın uygulama modelinden söz edilip uygulama bölümüne geçilmiştir.

2. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Literatürde volatilité yayılımı ve getiri yayılımı ile ilgili çok sayıda araştırmaya ulaşmak mümkündür. İncelenen literatür sonucunda, çalışmaların gelişmiş piyasalardan gelişmekte olan piyasalara, BRIC, BRICS, GCC ülkelerinin volatilité ve getiri yayılımlarına yoğunlaştığı gözlemlenmiştir. Literatürdeki çalışmalar, uygulama yöntemleri dikkate alınarak incelenmiştir.

Bhar ve Nikolava (2009), BRIC ülkelerinin hisse senedi piyasalarında getiri, volatilité yayılımlarını EGARCH çerçevesinde ele almışlardır. Gilenko ve Fedorova (2013), çalışmalarında BRIC ülkeleri için iç ve dış yayılma etkilerini çok değişkenli GARCH modeli ile incelemişlerdir. Zhang vd. (2021), BRIC ülkeleri ile G7 ülkeleri borsaları arasındaki volatilité yayılımını araştırmışlardır. Başka bir çalışma ise BRICS ülkelerinin döviz kurları ile borsaları arasındaki getiri ve volatilité yayılımını ele almıştır (Polat ve Kılıç, 2022).

Erten vd. (2012) gelişmekte olan piyasaları küresel finansal kriz sonrasındaki süreçte volatilité yayılımını incelemişlerdir. Bir çalışma ise körfez iş birliği konseyi (GCC) ile küresel piyasalar arasındaki rejim değişikliklerinde dalgalanma aktarımını incelemiştir (Khalifa vd., 2014). Benzer ülke grupları ile gerçekleştirilen çalışmada, borsadaki volatilité yayılımları araştırılmıştır (Alotaibi ve Mishra, 2015). Başka bir çalışma ise dinamik volatilité yayılımını Nijerya, Güney Afrika ve uluslararası hisse senedi piyasası için araştırmıştır (Fowowe ve Shuaibu, 2016).

Bir çalışmada ise uluslararası pay piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılımını ele almıştır (Gürsoy ve Gövdere, 2020). Rejeb ve Arfaoui (Ben Rejeb ve Arfaoui, 2016), çalışmalarında volatilité yayılımını hem GARCH modeli hem de kantil regresyon ile incelemişlerdir. Şenol ve Türkay (Şenol ve Türkay, 2020) çalışmalarında, gelişmiş ve gelişmekte olan ülke borsaları arasındaki volatilité yayılımını ele almıştır. Bir çalışmada ise gelişmekte olan piyasalar arasındaki volatilité yayılımını ele almaktadır (Bayramoğlu ve Abasız, 2017). Bir başka çalışmada olan ülke grubu çalışmasında ise NIMPIT (Nijerya, Endonezya, Meksika, Filipinler ve Türkiye) ülkeleri için volatilité ve getiri yayılımı araştırılmıştır (Çelik vd., 2018). Gelişmekte olan ülkeleri konu alan bir çalışmada, ham

petrol fiyatı ile hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılımından kanıtlar sunmaktadır (Gençyürek ve Demireli, 2019). Başka bir çalışma ise MIST ülkelerinin borsa ve hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılımını araştırmıştır (Polat ve Kılıç, 2020).

Majdoub ve Sassi (2016) çalışmalarında, Çin ve gelişmekte olan Asya İslami hisse senetleri arasındaki volatilité yayılımını araştırmıştır. Bir başka çalışmada ise ABD ile Türkiye, Endonezya ve Malezya gibi ülkelerdeki İslami hisse senetleri arasındaki getiri ve volatilité yayılımını araştırmaktadır (Çelik vd. 2018). Lu vd.(2019) çalışmalarında, Çin ile Belt ve Road ülkelerinin hisse senedi piyasasındaki volatilité yayılımını ele almıştır.

Bir çalışma ise dinamik volatilité yayılımı, küresel ve bölgesel hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi GIPSI (Yunanistan, İrlanda, Portekiz, İspanya ve İtalya) ülkeleri için incelemiştir (Mensi vd., 2017).

Geniş literatür taraması sonucunda, bu çalışmada BRC piyasaları, öncül-ardıl ilişkileri ve volatilité etkileşimleri, çok değişkenli VAR-EGARCH modeli ile ele alınmıştır. Bu model, hem ilgili piyasalar arasındaki koşullu korelasyonu, getiri etkileşimini ve de volatilité yayılımını analiz edebilme gücüne sahip olduğundan dolayı bu çalışmanın uygulama modeli olmuştur. Çalışmanın amacı ise küresel ekonomide söz sahibi olabilecek ülkelerde getiri ve volatilité yayılımı incelemektir. Geçmişte bu ülkelerde meydana gelen ekonomik krizlerin (1997 Asya Krizi, 1998 Rusya krizi, 1999 Brezilya krizi) küresel boyutlara ulaşmıştır. Bir diğer ülke ise savaş ve yaptırımlar altında bulunan enerji ve tahıl ticaretinde söz sahibi olan önemli ülkelerden biri Rusya'nın bulunmasıdır. Dolayısıyla bu ülkelerin piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılımları incelenmiştir. Geçmişte bu ülkelerde bahsedilen ekonomik krizlerin, küresel boyutlara ulaşması, araştırmacıların ilgisinde bulunan ülkeler olmuşlardır. BRC ülkelerinde volatilité aktarım mekanizmasında meydana gelebilecek potansiyel asimetrisi yani i piyasasındaki olumsuz haberlerin, j piyasasındaki getirilerin volatiliteleri üzerinde daha büyük bir etkiye sahip olup olmadığı güncel veriler ile incelenmiştir. Ayrıca, bu piyasalar küresel ekonomide gelecekte söz sahibi olabilecek ülkeler olması ve büyüyen güç olmaları sebebiyle, araştırmacıların her zaman inceledikleri ülkeler olmuşlardır.

3. YÖNTEM VE UYGULAMA

Bu bölümde çalışmada uygulama konusu olan yöntemlerin tanıtımına ve uygulama sonuçlarına yer verilmiştir.

3.1. VAR-EGARCH Modeli

Bu başlık altında çalışmanın uygulama modelinden bahsedilmiştir. Ancak VAR-EGARCH modelinin genel tanımı yapılmadan önce koşullu değişen varyans modellerinin temelini oluşturan Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH), Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) ve Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (EGARCH) modellerinin spesifikasyonlarına kısaca değinilmiştir.

1982 yılında Engle, İngiltere'nin enflasyon verileri ile somutlaştırmış olduğu ve literatüre kazandırmış olduğu Otoregresif Koşullu Değişen varyans modeli, koşullu ortalama ve varyansın aynı anda modellenmesine olanak sunmaktadır. ARCH modeli, geleneksel zaman serisi modellerindeki sabit varyans varsayımının yerine, hata teriminin varyansının önceki dönem hata terimlerinin bir fonksiyonu olarak değişmesine olanak sunmaktadır. Buna göre, ARCH (q) spesifikasyonu Eşitlik-1 ve 2'deki gibi tanımlanmaktadır (Engle, 1982, s. 989):

$$Y_t | \Psi_{t-i} \sim N(X_t b, h_t) \quad (1)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (2)$$

$$\varepsilon_t = Y_t - X_t b \quad (3)$$

Eşitlik 1'deki ARCH modelinde, Y_t değişkeni, Ψ_{t-i} bilgi kümesine bağlı olarak $X_t b$ koşullu ortalama ve h_t koşullu varyans ile normal dağılmaktadır. Eşitlik 1 ortalama modelini, Eşitlik 2 varyans modeli gösterir iken, Eşitlik 3 hata terimini ifade etmektedir. Ayrıca; koşullu varyans modelleri, parametre toplamalarının birden küçük $\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$ ve koşulsuz varyansın sonlu olması nedeniyle, beyaz gürültü sürecine sahip olmaktadır (Işığıkçok, 1994, s. 10; Nargeleçekenler, 2004, ss. 155–156).

Bir diğer koşullu değişen varyans modeli ise ARCH modelinin uzantısı olan “Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) model”, Bollerslev (1986) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Bu model volatilitédeki şokun etkisini ölçebilmektedir. Model ise şu şekilde ifade edilebilir (Bollerslev, 1986):

$$Y_t | \Psi_{t-i} \sim N(0, h_t) \quad (4)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t-i} = \alpha_0 + \alpha(L) \varepsilon_t^2 + \beta(L) h_t \quad (5)$$

$$\varepsilon_t = Y_t - X_t b \quad (6)$$

1991 yılında Nelson, finansal piyasalarda meydana gelen asimetrik oynaklık yapısını açıklayabilmek adına üstel GARCH (EGARCH) modelini geliştirmiştir. Koşullu varyansın negatif olmasını engellemek amacıyla, üssel olarak tanımlanan koşullu varyans denkleminin logaritması alınmış versiyonu Eşitlik 7'deki gibi ifade edilebilir (Nelson, 1991):

$$\ln(h_t) = \alpha + \beta_1 \ln(h_{t-1}) + \delta_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \delta_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (7)$$

Eşitlik 7, koşullu varyans denklemi, parametrelerin pozitif olmasını sağlamaktadır. Aynı zamanda ARCH ve GARCH modelinde bulunan parametrelerin pozitif olma koşulları, EGARCH modeli için gerekli değildir. Eşitlikte $\delta_2 \neq 0$ olduğunda, asimetrik etkinin var olduğu ve $\delta_2 < 0$ olarak tahmin edildiğinde ise kaldıraç (dürtü) etkisinin olduğu söylenebilir (Işığınçok, 1994; Brooks, 2008).

Nelson (1991) tarafından geliştirilen EGARCH modelinin devamı olan VAR-EGARCH modeli, Koutmos (1996), tarafından literatüre kazandırmıştır. VAR-EGARCH modeli, birden çok değişken ve/veya borsalar arasındaki aktarımın (yayılımın), bir değişkendeki şokun, getiri ve volatilité meydana gelebilecek etkilerinin diğer piyasa veya piyasalardaki koşullu birinci moment (getiri serisi) ile koşullu ikinci momentin (volatilité serisi) göstergesi olabilirliğinin birlikte modellenmesine imkân sunmaktadır (Çelik, vd. 2018). Piyasalar arasındaki kısa dönemli dinamik ilişkiyi modelleyebilmek için VAR modeli Eşitlik 8'de gösterilmiş olup çok değişkenli VAR-EGARCH modelinin gerekli adımlar şu şekildedir (Koutmos, 1996, s. 977):

$$R_{i,t} = \beta_{i,0} + \sum_{j=1}^n \beta_{i,j} R_{j,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad , i, j = 1, 2, 3, \dots, n \quad (8)$$

Eşitlik 8, ilgili piyasaların getirilerinin bir vektör otoregresif (VAR) model yardımıyla tanımlanmaktadır. Burada, her piyasadaki koşullu ortalama, geçmiş kendi getirilerinin yanında çapraz pazar geçmiş getirilerinin bir fonksiyonudur. Öncül//Ardıl ilişkileri ise $\beta_{i,j}$ ve $i \neq j$ olmak koşulu ile ilgili katsayı tarafından elde edilmektedir. İstatistiksel olarak anlamlı bir $\beta_{i,j}$ katsayısı, i piyasasının j piyasasına öncülük ettiğini ya da benzer anlamda, j piyasasındaki mevcut getirilerin i piyasasındaki gelecek getirileri tahmin etmek için kullanılabileceğini belirtmektedir (Koutmos, 1996, s. 977). Eşitlik 8 her bir piyasaya ilişkin koşullu ortalamanın piyasanın kendi geçmiş getirileri ile çapraz piyasa getirilerine ait bir fonksiyon olduğunu göstermektedir.

$$\sigma_{i,t}^2 = \exp[\alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^n \alpha_{i,j} f_j(z_{j,t-1}) + \gamma_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2)] \quad \text{ve } i, j = 1, 2, \dots, n \quad (9)$$

Eşitlik 9 ise ilgili her bir piyasadaki getirilerin koşullu varyansını göstermektedir. Bu eşitlik hem geçmişteki hem de piyasalar arası standartlaştırılmış yeniliklerin üstel bir fonksiyonudur.

Ayrıca volatilitenin kalıcılığı Eşitlik 9'daki γ_i terimi ile ölçülmektedir. Dolayısıyla $\gamma_i < 1$ olması durumu, koşulsuz varyansın sonlu olmasını sağlarken, $\gamma_i = 1$ durumunda ise koşulsuz varyans birinci dereceden entegre bir süreci takip edecektir. Eşitlik 9'daki $f_j(z_{j,t-1})$ 'ın özel bir formu ise Eşitlik 10'da gösterilmiştir:

$$f_j(z_{j,t-1}) = (|z_{j,t-1}| - E(|z_{j,t-1}|) + \delta_j z_{j,t-1}) \quad \text{ve } j = 1, 2, \dots, n \quad (10)$$

$$\sigma_{i,j,t} = \rho_{i,j} \sigma_{i,t} \sigma_{j,t}$$

şeklinde olup

$$i, j = 1, 2, 3, 4$$

için ve $i \neq j$

İstatistiksel olarak anlamlı ve pozitif $\alpha_{i,j}$ ile negatif δ_j , j piyasasındaki negatif şokların i piyasasının volatilitesi üzerine pozitif şoklardan daha büyük bir etki yarattığı ve dolayısıyla volatilité aktarım mekanizmasının asimetrik olduğu ifade etmektedir (Gürsoy ve Gövdere, 2020, ss. 503–504). Eşitlik-10, standartlaştırılmış ve çapraz piyasa yeniliklerinin her piyasadaki koşullu varyansı asimetrik olarak etkilemesine izin vermektedir.

$$z_{j,t-1} < 0 \quad \text{iken } (-1 + \delta_j)$$

$$z_{j,t-1} > 0 \text{ iken } (1 + \delta_j)$$

olmaktadır. Burada, δ_j geçmiş şokların volatilité üzerine asimetric etkisini deęerlendirmektedir (Savva vd., 2005). Dolayısıyla, her bir piyasa için standartlaştırılmıř kendi gemiř řokları ile dięer piyasa řoklarının söz konusu piyasasının kořullu varyansı üzerine asimetric olarak etkilemesine olanak sunmaktadır. Eřitlik 10'daki $(|z_{j,t-1}| - E|z_{j,t-1}|)$ terimi, büyüklük etkisini ölçmektedir. $\alpha_{i,j}$ 'nin pozitif olduęu varsayılarak, $z_{j,t-1}$ 'in büyüklüęü beklenen deęeri olan $E|z_{j,t-1}|$ 'den büyük/küçük ise $z_{j,t-1}$ 'in kořullu varyans ($\sigma_{i,t}^2$) üzerindeki etkisi pozitif (negatif) olacaktır. $\delta_j z_{j,t-1}$ terimi ise, bu fonksiyonun iřaret etkisini belirtmektedir (Koutmos, 1996, s. 978). Katsayının iřaretine ve yenilięin iřaretine baęlı olarak, iřaret etkisi büyüklük etkisini pekiřtirebilir veya kısmen dengeliyor olabilir (Koutmos ve Tucker, 1996).

Örneęin δ_j 'nin negatif olduęunda j piyasasındaki bir borsada düşüşleri $z_{j,t-1} < 0$, borsadaki gelişmelerden daha yüksek olduęunda $z_{j,t-1} > 0$ ise daha yüksek volatilitéye sahip olma durumu takip edecektir. Bu řekilde bir tepki, kaldıra etkisi ile tutarlılık gösterecektir. Bu sayede piyasa düşüşleri, daha yüksek oynaklıęı üretecektir. Kaldıra etkisi veya asimetricinin göreceli önemi, $(\delta_j - 1)/(\delta_j + 1)$ oranı ile ölçülmektedir. Kısaca VAR-EGARCH modeli řu řekilde yazılabilir (Koutmos, 1996, s. 978):

$$L(\theta) = -0.5(NT)\ln(2\pi) - 0.5 \sum_{t=1}^T (\ln|S_t| + \dot{\epsilon} S_t^{-1} \epsilon_t) \quad (11)$$

Bu eřitlikte, N eřitlik sayısını ve T gözlem sayısını; θ tahmin edilecek 54x1 parametre vektörünü, $\dot{\epsilon} = [\epsilon_{1,t}, \epsilon_{2,t}, \epsilon_{3,t}, \epsilon_{4,t}]$ t zamanda yeniliklerin vektörü 1x4, S_t ise 4×4^2 zamana baęlı deęiřen kořullu varyans-kovaryans matrisini temsil etmektedir. Burada, $L(\theta)$ deęerini maksimize etmek için amacıyla Berndt, Hall, Hall, and Hausman (BHHH) (1974) algoritması ile analizi gerekleřtirilmektedir (Koutmos, 1996).

4. UYGULAMA

Bu alıřmada kullanılan veriler, S&P Brazil BMI³, S&P China BMI ve S&P Russia BMI, ilgili ölkeler için S&P tarafından hazırlanan ölkelerin Pazar performanslarını ölçen endeks deęerlerine günlük gözlemlerden oluřmaktadır. Günlük yüzde getiriler ise $100 * \log(P_t/P_{t-1})$ eřitlięi ile hesaplanmıřtır. Veri seti toplam 2622 gözlemden oluřmakta olup alıřma dönemi ise 1/11/2012 -18/11/2022 dönemini kapsamaktadır.

Tablo 1'de günlük getiri serileri için temel (özet) istatistiklerin yanı sıra Jarque-Bera normallik testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 1. Getiri Deęiřkenlerine İliřkin Temel İstatistikler

	R_{Bre}	$R_{Çin}$	R_{Rus}
Ortalama	0,000121	0,000023	-0,000206
Medyan	0,000000	0,000092	0,000304
Maksimum	0,125314	0,129531	0,229087
Minimum	-0,160734	-0,077254	-0,466870
Std. Sapm.	0,014910	0,013041	0,022578
Çarpıklık	-1,077600	0,057534	-4,304674
Basıklık	18,58900	9,253356	90,13276
Jarque-Bera	27046,74	4271,979	837217,2
Probability	0,000000	0,000000	0,000000
Gözlem	2621	2621	2621

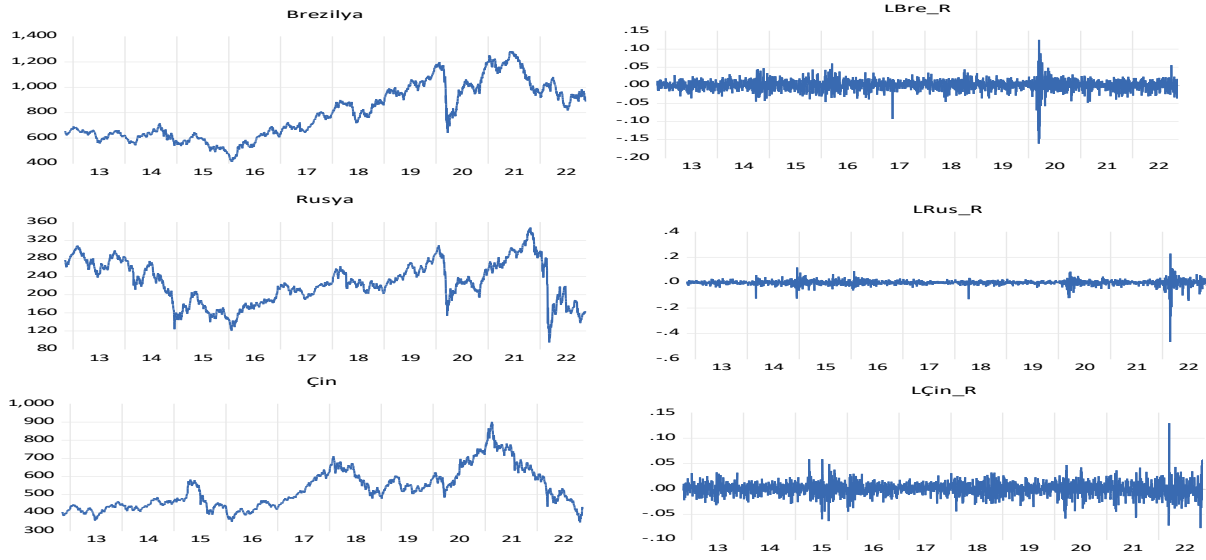
Not: Burada R_{Bre} , $R_{Çin}$ ve R_{Rus} kısaltmaları ilgili ölkelerin borsalarının fiyat deęerlerinin logaritmik farkı alınarak hesaplanan getiri serilerini temsil etmesi amacıyla yapılmıřtır.

² Koutmos (1996), alıřmasında dört farklı ölké ile uygulamasını gerekleřtirdięinden dolayı eřitliklerdeki açıklamaların önemli kısmı dört olarak tanımlamıřtır. Bknz. (Koutmos, 1996).

³ İlgili endeksler ile ilgili kapsamlı bilgiye <https://www.spglobal.com/spdji/en/documents/methodologies/methodology-sp-frontier.pdf> adresinden ulařılabilir.

Tablo 1’deki, basıklık ölçümüne göre, tüm serilerin normal dağılıma göre yüksek oranda leptokurtic yapıda olduğunu göstermektedir. Benzer şekilde Jarque-Bera istatistiği oldukça yüksek elde edilmiştir. Dolayısıyla, her üç ülkenin getiri serilerinin normal olarak dağıldığına dair boş hipotezi reddedilmektedir. İlgili ülkelerin düzey ve getiri fiyatlarına ilişkin zaman yolu grafikleri Şekil 1’deki gibidir:

Şekil 1. BRC ülkelerinin Fiyat ve Getiri Serileri



Tablo 2. Getiri Serilerine İlişkin Korelasyon Matrisi

	R_{Bre}	$R_{Çin}$	R_{Rus}
R_{Bre}	1	0,315899388	0,3104253
$R_{Çin}$		1	0,2676367
R_{Rus}			1

Portföy çeşitliliği açısından yatırımcıların en çok önem verdikleri bir özellik de ilgili piyasalar arasındaki korelasyon yapısıdır. Korunma ve çeşitlendirme stratejileri her zaman bir miktar korelasyon içermektedir. Stratejik karar vermek amacıyla incelenen korelasyon, getiri serilerinin ortalamada ve varyansta durağan olduğu varsayımı ile kullanılmaktadır (Koutmos, 1996). Bu nedenle koşullu ve koşulsuz korelasyon farklı değerler verebilmektedir. Ayrıca, korelasyonların koşulsuz tahminlerinin, koşullu tahminlerden daha olması portföy çeşitlendirmesi konusunda dikkat edilmesi gereken önemli konudur. Tablo 1’deki koşulsuz korelasyon sonuçlarına göre, Brezilya getiri serisi ile Çin getiri serisi (0.315899388); Brezilya ile Rusya’nın getiri serileri arasında (0.3104253) ve Çin ile Rusya’nın getiri serisi arasında (0.2676367) pozitif yönlü ancak düşük korelasyon mevcuttur.

Araştırmada incelenen getiri serisinin deterministik veya stokastik trend içerip içermediklerini (birim kök içerip içermediklerini veya durağan olup olmadıklarını) belirlemek amacıyla, Artırılmış Dickey-Fuller testi (ADF), Phillips-Perron testleri ve KPSS birim kök testleri aşağıdaki hipotez ile sınanmış ve Tablo-3’teki bulgular elde edilmiştir.

H_0 : [ADF ve PP: Seride birim kök vardır, KPSS: Seri durağandır]

H_1 : [ADF ve PP: Seride birim kök yoktur, KPSS: Seri durağan değildir]

Tablo 3. Getiri Serilerine İlişkin Birim Kök Test Sonuçları

I(0) Düzey	PP		ADF		KPSS	
	Sabitli	Sabit ve Trendli	Sabit	Sabit ve Trendli	Sabit	Sabit ve Trendli
	Adj. t-Stat		t-Statistic		LM-Stat.	
R _{Bre}	-56,1368	-56,1271	-35,8431	-35,8364	0,071041	0,071308
R _{Çin}	-46,1221	-46,0748	-46,1250	-46,1382	0,175447	0,073845
R _{Rus}	-54,0183	-54,0096	-16,6105	-16,6085	0,044044	0,044247

Not: ADF ve PP sabitli model için kritik değerleri sırasıyla, 0.01 için (-3.433), 0.05 için (-2.862) ve 0.10 için (-2.567)'dir. ADF ile PP testlerinin sabit ve trendli modellerinin kritik değerleri sırasıyla, 0.01 için (-3.962), 0.05 için (-3.412) ve 0.10 için (-3.128)'dir. KPSS sabitli modelin kritik değerleri sırasıyla 0.01 için (0.739), 0.05 için (0.463) ve 0.10 için (0.347)'dir. KPSS sabitli ve trendli modelin kritik değerleri ise; 0.01 için (0.216), 0.05 için (0.146) ve 0.10 için (0.119)'dur.

Tablo-3'teki sonuçlara göre hem ADF hem de PP birim kök testlerinde test istatistik değerlerinin kritik değerden mutlak değerce büyük ve KPSS testinde ise ilgili kritik değerlerden küçük elde edildiğinden dolayı H_0 hipotezi, ADF ve PP için de reddedilirken KPSS birim kök testi için reddedilememiştir. Dolayısıyla, getiri serilerinin durağan yapıda oldukları veya aynı anlama gelmek üzere, birim kök içermediklerinin bulgusuna ulaşılmıştır.

Model tahmininde uygun gecikme uzunluğu için AIC (Akaike Information Criterion) dikkate alınmıştır. Bu bilgi kriterine göre en uygun VAR modeli VAR (2) olarak bulunmuştur. Oluşturulan VAR (2)-EGARCH (1,1) modelinin vektör otoregresif model kısmı, endeks getirileri arasındaki kısa dönemli getiri yayılımını ortaya koyarken, VAR modelinin hata terimleri üzerinden kurulan EGARCH (1,1) model sonuçları ise getiri serilerinin koşullu varyanslarında herhangi bir şekilde volatilité (oyunaklık) yayılımı olup olmadığının tespit açısından önem arz etmektedir. Bu bilgiler ışığında elde BRC ülkelerine ilişkin elde edilen VAR (2)- EGARCH (1,1) sonuçları Tablo 4'te gösterilmiştir:

Tablo 4. VAR (2)-EGARCH (1,1) Modeline İlişkin Sonuçlar

<i>Ortalama Model</i> = $R_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_{i,1}R_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ ve $i = 1, 2, 3$ için					
<i>Varyans Modeli</i> = $\sigma_{i,t}^2 = \exp\{\alpha_{i,0} + \alpha_{i,1}f_i(z_{i,t-1}) + \gamma_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2)\}$ ve $i = 1, 2, 3$ için					
Ortalama Model VAR (2)					
Brezilya		Çin		Rusya	
$\beta_{1,0}$	0,04671*	$\beta_{2,0}$	0,03674*	$\beta_{3,0}$	0,02684
	0,00803		0,03254		0,24271
$\beta_{1,1}$	-0,04341*	$\beta_{2,1}$	0,03729*	$\beta_{3,1}$	0,15201*
	0,00084		0,02450		0,00000
$\beta_{1,2}$	-0,01198	$\beta_{2,2}$	-0,00220	$\beta_{3,2}$	0,03453
	0,39434		0,86768		0,10528
$\beta_{1,3}$	0,03207*	$\beta_{2,3}$	0,13376*	$\beta_{3,3}$	-0,00172
	0,03868		0,00000		0,92019
$\beta_{1,4}$	0,02604	$\beta_{2,4}$	-0,00946	$\beta_{3,4}$	-0,03545*
	0,13399		0,43914		0,00778
$\beta_{1,5}$	0,00604	$\beta_{2,5}$	0,03956*	$\beta_{3,5}$	-0,00590
	0,59835		0,00034		0,78772
$\beta_{1,6}$	-0,01634**	$\beta_{2,6}$	0,01498**	$\beta_{3,6}$	0,03521**
	0,06251		0,09440		0,08338

Ortalama Model = $R_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_{i,i}R_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ ve $i = 1, 2, 3$ için

Varyans Modeli = $\sigma_{i,t}^2 = \exp\{\alpha_{i,0} + \alpha_{i,i}f_i(z_{i,t-1}) + \gamma_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2)\}$ ve $i = 1, 2, 3$ için

Ortalama Model VAR (2)

Brezilya		Çin		Rusya	
Varyans Modeli (EGARCH (1,1))					
$\alpha_{1,0}$	-0,11017*	$\alpha_{2,0}$	-0,15905*	$\alpha_{3,0}$	-0,11925*
	0,00000		0,00000		0,00000
$\alpha_{1,1}$	0,12270*	$\alpha_{2,1}$	0,04510*	$\alpha_{3,1}$	0,04588*
	0,00000		0,01464		0,00254
$\alpha_{1,2}$	0,02455	$\alpha_{2,2}$	0,15522*	$\alpha_{3,2}$	0,01825
	0,16853		0,00000		0,14302
$\alpha_{1,3}$	0,02043**	$\alpha_{2,3}$	0,02713**	$\alpha_{3,3}$	0,11151*
	0,08962		0,07291		0,00000
γ_1	0,96959*	γ_2	0,96064*	γ_3	0,98229*
	0,00000		0,00000		0,00000
δ_1	-0,48563*	δ_2	-0,44143*	δ_3	-0,52568*
	0,00014		0.00001		0,00001
LB Q (10)	6,46500		6,25300		9.87700
Sig.	(0.77480)		(0.79359)		(0.45132)
Mvarch (10)			318,730		
Sig.			(0,94248)		

Not: * %5 anlamlılık düzeyini, ** ise %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 4'ten elde edilen bulgulara göre, her piyasadaki koşullu ortalamayı tanımlayan parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olanlar * ile gösterilmiştir. Bu durum önemli ve çok yönlü öncül/ardıl (lead/lag), (Koutmos, 1996) ilişkinin olduğunu göstermektedir. Ayrıca, getiri yayılımını temsil eden ortalama modeli VAR (2) ile oluşturulan sonuçlara göre (Tablo 4'teki $\beta_{i,j}$ ifadeleri getiri yayılımlarını göstermektedir); Tablo 4'teki ortalama modeli ile elde edilen ve istatistiksel olarak anlamlı olan bulgulara her bir ülke için ayrı ayrı yorumlanmıştır. Buna göre: Brezilya, bir gün önceki değerinden ($\beta_{1,1}$) yaklaşık %4,3 düzeyinde ve negatif yönde etkilediği gözlemlenmektedir. Ancak Brezilya'nın iki gün önceki değerinin ($\beta_{1,2}$), cari dönem değeri üzerinde herhangi bir etkisi bulunmamaktadır. Çin'in bir gün önceki değerinin ($\beta_{1,3}$) Brezilya'nın cari döneme etkisi ise yaklaşık %3,2 düzeyinde ve pozitif yönde etkilediği, ancak iki gün önceki değeri olan ($\beta_{1,4}$)'ün istatistiksel olarak herhangi bir etkisinin olmadığı tespit edilmiştir. Öte taraftan, Rusya'nın bir gün önceki gecikmeli değerinin Brezilya'ya ($\beta_{1,5}$) etkisi bulunmazken, iki gün önceki değerini olan ($\beta_{1,6}$)'nın %10 anlamlılık düzeyinde yaklaşık %1,6 düzeyinde ve negatif yönde etkilediği tespit edilmiştir.

Çin'in bir gün önceki değeri ($\beta_{2,1}$), cari dönem değerini yaklaşık %3,7 düzeyinde ve pozitif yönde etkisi bulunurken, iki gün önceki değerinin cari dönem üzerinde istatistiksel olarak bir etkisinin olmadığı bulgusu tespit edilmiştir. Brezilya'nın bir gün gecikmeli değeri, Çin'i ($\beta_{2,3}$) yaklaşık %13,0 düzeyinde ve pozitif yönde etkilemekte iken iki gün gecikmeli ($\beta_{2,4}$) değeri (prob=0.43914) istatistiksel olarak etkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Rusya'nın ise bir ($\beta_{2,5}$) ve iki ($\beta_{2,6}$) gün gecikmeli değerleri sırası yaklaşık %4,0 ve %1,5 düzeylerinde ve pozitif yönde etkilemektedir.

Rusya'nın bir gün gecikmeli ($\beta_{3,3}$) değerinin, kendi cari dönem değeri üzerinde istatistiksel olarak bir etkisi bulunmazken, iki gün gecikmeli değeri ($\beta_{3,4}$) yaklaşık %3,5 düzeyinde ve negatif yönde etkilemektedir. Brezilya'nın bir gün gecikmeli değeri ($\beta_{3,1}$) Rusya'nın cari dönem değerinin yaklaşık %15,0 düzeyinde ve pozitif yönde etkilemektedir. Ancak Brezilya'nın iki gün gecikmeli değeri ($\beta_{3,2}$) istatistiksel olarak anlamsız

bulunmuştur. Çin'in bir gün gecikmeli değeri olan ($\beta_{3,5}$), Rusya'nın cari dönemine etkisi bulunmazken, iki dönem gecikmeli değeri ($\beta_{3,6}$), Rusya'nın cari dönemini %10 anlamlılık düzeyinde yaklaşık %3,5 düzeyinde ve pozitif yönde etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır.

BRC ülkelerindeki getiri yayılımına ilişkin VAR (2) sonuçlarına göre en yüksek etkileşimin Brezilya'nın bir gün gecikmeli değerinin Rusya'nın cari değerleri üzerinde yaklaşık %15,2 düzeyinde ve pozitif yönlü etkisi bulunmaktadır. Bir diğer yüksek getiri yayılımı ise Brezilya'nın bir gün gecikmeli değerinin Çin'in cari dönem üzerinde yaklaşık %13,4 düzeyinde ve pozitif yayılım elde edilmiştir.

Varyans eşitliğindeki parametrelere göre ise; Brezilya'nın ($\alpha_{1,1}$), Çin'in ($\alpha_{2,2}$) ve Rusya'nın ($\alpha_{3,3}$) kendilerine şok etkileri sırasıyla yaklaşık olarak, Brezilya (%12,0), Çin'in (%15,5) ve Rusya'nın (%11) düzeyindedir. Bu üç ülkede ise şok etkisinin kalıcılığı oldukça yüksek tahmin edilmiştir. Sırasıyla Brezilya ($\gamma_1 = 0,97$), Çin ($\gamma_2 = 0,96$) ve Rusya ($\gamma_3 = 0,98$) olarak hesaplanmıştır. Ayrıca, asimetri ve kaldıraç etkisini temsil eden (δ_1, δ_2 ve δ_3) parametrelerin tamamı negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Başka bir ifade ile, ilgili katsayılar olan $\alpha_{i,i}$ ve γ_i 'nin istatistiksel olarak anlamlıdır. Kaldıraç etkisi veya geçmiş yeniliklerin mevcut volatilité üzerindeki asimetric etkisi önemlidir ve piyasalar arasında etkileşimin de asimetric olduğunu göstermektedir. Ayrıca, her üç ülkede olumsuz haberlerin etkisi diğer piyasalardaki olumlu haberlere göre daha fazla etkilemektedir. Öte taraftan asimetrisinin göreceli önemi yani asimetri derecesi ise $|\delta_j - 1|/(\delta_j + 1)$ eşitliği ile elde edilmektedir (Koutmos, 1996, p. 978). Buna göre, sırasıyla ve yaklaşık olarak; Brezilya için $\frac{(-0,48563-1)}{(-0,48563+1)} = 2,88825$ iken Çin'in $\frac{(-0,44143-1)}{(-0,44143+1)} = 2,5805$ ve Rusya için ise $\frac{(-0,52568-1)}{(-0,52568+1)} = 3,20979$ kat olduğu tespit edilmiştir.

Öte taraftan, Rusya'nın, Brezilya'ya %10 anlamlılık düzeyinde ($\sigma_{1,3}$) volatilité yayılımı olduğu gözlemlenmiştir. Başka bir deyişle, Rusya'dan Brezilya'ya şok yayılımı mevcuttur. Ancak bu yayılım yaklaşık %2,0'dır. Brezilya'dan Çin'e yaklaşık %1,5 düzeyinde volatilité yayılımı tespit edilmiştir. Aynı zamanda Rusya'dan Çin'e %10 anlamlılık düzeyinde yaklaşık %7,0 şok yayılımı mevcuttur. Brezilya'dan Rusya'ya ise yaklaşık %4,5 şok yayılımı mevcuttur. Ancak Çin'den Rusya'ya volatilité yayılımını temsil eden parametre istatistiksel olarak anlamsız olması nedeniyle herhangi bir volatilité yayılımı olmadığı tespit edilmiştir.

Ayrıca, standartlaştırılmış hatalara dayalı teşhis, spesifikasyona karşı kayda değer bir kanıt göstermemektedir. On gecikme için Ljung-Box (LB) istatistiği herhangi bir bağımlılığın olmadığını gösterirken, modelin tamamı için gerçekleştirilen Çoklu-ARCH testi sonucunda on gecikmeye kadar değişen varyans sorununun ortadan kalktığını göstermektedir.

Tablo 5. Koşullu Korelasyon

	Brezilya	Çin	Rusya
Brezilya	1	0,293672	0,359649
Çin		1	0,323379
Rusya			1

Tablo 2'den elde edilen koşulsuz korelasyon değerleri ile Tablo 5'ten elde edilen koşullu korelasyon değerleri karşılaştırıldığında, koşulsuz korelasyon değerlerinin, koşullu korelasyon değerlerinden daha büyük olduğu görülmektedir. Koşullu korelasyon değerlerinin, koşulsuz korelasyon değerlerine göre düşük çıkmasının nedeni, koşullu değişen varyansın hesaba katılmaması nedeniyle, yukarı doğru yanlı korelasyon tahminlerine neden olmaktadır (Koutmos, 1996, s. 987).

5. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada küresel ekonomide önemli güç adayı ülkelerden, Brezilya, Çin ve Rusya hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilité etkileşimleri incelenmiştir. Bu piyasalar küresel ekonomide gelecekte söz sahibi olabilecek ülkelerdir. Öncül-Ardıl ilişkileri ve volatilité etkileşimleri, çok değişkenli VAR-EGARCH modeli ile ele alınmıştır. Kuşkusuz bu çalışmayı diğer çalışmalardan ayıran önemli özelliklerinden biri çalışma döneminde, küresel ekonomide söz sahibi olabilecek ülkelerden biri olan Çin'in COVID-19 salgınının patlak verdiği ülke olması iken bir diğeri de savaş ve yaptırımlar altında bulunan Rusya'nın bulunmasıdır. Özellikle, BRC ülkelerinden diğer iki ekonomiye göre daha fazla yükselen Çin ekonomisinin, ihracata dayalı politikası ve birikmiş

yabancı yatırımları nedeniyle, BRC ülkelerinin büyüme lokomotifi olduğu söylenebilir. Dolayısıyla, bu ve benzeri dünya ekonomisi üzerinde etkisi olan ülke ekonomilerinde olası bir yapısal değişikliğin; diğer ülkelerin ekonomilerini ve finansal piyasalarını etkilemesi kaçınılmaz olacaktır.

Geçmişte bu ülkelerde meydana gelen ekonomik krizlerin küresel boyutlara ulaşması sebebiyle araştırmacıların ilgisinde bulunan ülkeler olmuştur. BRC ülkelerinde yani *i* piyasasındaki olumsuz haberlerin, *j* piyasasındaki getirilerin volatiliteleri üzerinde daha büyük bir etkiye sahip olduğu elde edilen bulgular ile gösterilmiştir. Volatilité yayılımı sonuçlarına göre ise Rusya'nın Çin ve Brezilya'ya volatilitéyi veren ve Çin'e şok yayılımının Brezilya'ya göre daha fazla olduğu; Brezilya'nın ise Çin ve Rusya'ya volatilité veren ve Rusya'ya şok etkisinin daha fazla olduğu tespit edilmiştir. Çin, bu iki ülkeden de volatilitéyi alan ülke olarak tespit edilmiştir.

Öte taraftan, getiri yayılımı boyutu ile elde edilen bulgulara göre ise, Brezilya'dan Çin'e getiri yayılımı yaklaşık %13,0 ve pozitif yöndedir. Benzer şekilde Brezilya'dan Rusya'ya getiri yayılımı yaklaşık %15,0 düzeyinde ve pozitifdir. Ancak Rusya'dan Brezilya'ya getiri yayılımı yaklaşık %1,6 düzeyinde iken, Çin'den Rusya'ya getiri yayılımı yaklaşık %3,2 düzeyinde olduğu tespit edilmiştir.

Bir diğer önemli bulgu ise, BRC piyasalarının sadece ulusal/yerel haberlerle değil aynı zamanda diğer piyasalardan haberlerle özellikle de olumsuz haberlere tepki vermeleri anlamında bütünleşik olduğu gösterilmiştir. Birlik olarak hareket etme eğiliminde olan BRICS ülkelerinin üyelerinden herhangi birinde meydana gelecek olumsuz haber veya bir şok sadece kendi sınırları içerisinde kalmayıp, üyelerin diğerine de yansımalarının olması kaçınılmazdır. Dolayısıyla çalışma bulguları göstermektedir ki BRICS ülkeleri içerisinde özellikle Brezilya'nın finansal piyasalarına gelebilecek olumsuz bir haber çalışmadaki diğer ülkelerin piyasalarında önemli şok etkisine neden olabileceği gösterilmiştir. Aynı zamanda, getiri etkileşiminde özellikle Brezilya'nın bir gün gecikmeli değerinin Rusya'nın cari değerini yaklaşık %15,0 ve pozitif yönde etkilerken, benzer şekilde Brezilya'nın bir gün gecikmeli değerinin Çin'in cari dönem getirisini yaklaşık %13,4 düzeyinde ve pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Ayrıca, yatırımcılar açısından, korunma ve çeşitlendirme stratejileri genellikle bir miktar korelasyon içermektedir. Bu nedenle, korelasyonların koşulsuz tahminlerinin, koşullu tahminlerden daha büyük olduğu ve bu sebeple portföy çeşitlendirmesi konusunda dikkat edilmesi gereği önemli önerilerden biridir. Dolayısıyla çalışmada incelenen üç ülkenin koşullu korelasyon katsayılarının çok yüksek olmaması sebebiyle portföy çeşitlendirmesinin yapılabileceği söylenebilir.

Sonuç olarak, Brezilya piyasasından Rusya piyasasına yaklaşık %15,0 düzeyinde getiri yayılımı mevcutken, Brezilya'dan Rusya'ya volatilité yayılımı yaklaşık %4,5 düzeyindedir. Benzer şekilde, Brezilya piyasasından Çin piyasasına yaklaşık %13,4 düzeyinde getiri yayılımı mevcutken volatilité yayılımının %1,5 düzeyinde gerçekleştiği tespit edilmiştir. Dolayısıyla Brezilya'dan diğer iki ülkeye getiri yayılımında olduğu gibi volatilité yayılımının simetrik değil, asimetrik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

BRC ülkelerinin gelişmiş ülke konumuna erişmesi, dünya ekonomisinin gelişimi açısından kritik öneme sahip olacağı konusu tartışmalara beraberinde getirmesi, bu ekonomilerin büyüme potansiyellerini yerine getirebildikleri ölçüde gelecekte baskın bir güç haline gelebilmesi kaçınılmaz olacaktır. Çalışmadan elde edilen bulgular, BRC ülkelerinden Brezilya'dan diğer ülkelere hem getiri yayılımının hem de volatilité yayılımının olduğu tespit edilmesi, literatürde BRIC ülkeleri ile ilgili gerçekleştirilen araştırmaya paralel sonuçlar üretmiştir (Wilson & Purushothaman, 2006). Ne var ki Brezilya'nın diğer ülkelere göre ekonomik büyüme potansiyeli en düşük olan ülke olması, bu ülkede ortaya çıkabilecek olumsuz bir haberin (örneğin ekonomik kriz) çalışmadaki diğer ülkelere şok yayılımı olacağıdır. Bulgulara göre Rusya'nın finansal piyasasında (pay piyasası) Çin'e göre daha yüksek şok yayılımı olacağı yönündedir.

Bu çalışmada, potansiyel küresel ekonomik güç adayı olan Brezilya, Rusya ve Çin'in finansal piyasalarındaki getiri ve volatilité yayılımı incelenmiştir. Bulgulara göre Brezilya'da olası bir şokun Rusya'nın finansal piyasasında daha fazla şok etkisine neden olacağı tespit edilmiştir. Bundan sonraki çalışmalarda, Brezilya'nın pay piyasası temel alınarak özellikle BRICS ülkelerinin diğer üyelerinin yanında farklı küresel güç adayı ülkelere getiri ve volatilité yayımları incelenebilir.

YAZARIN BEYANI

Katkı Oranı Beyanı: Yazar, çalışmanın tümüne tek başına katkı sağlamıştır.

Destek ve Teşekkür Beyanı: Çalışmada herhangi bir kurum ya da kuruluştan destek alınmamıştır.

Çatışma Beyanı: Çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması söz konusu değildir.

KAYNAKÇA

- Alotaibi, A. R. ve Mishra, A. V. (2015). Global and regional volatility spillovers to GCC stock markets. *Economic Modelling*, 45, 38–49. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.10.052>
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics* 106(2).
- Bayramoğlu, M. F. ve Abasız, T. (2017). Gelişmekte olan piyasa endeksleri arasında volatilité yayılım etkisinin analizi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 74, 183–200. <https://doi.org/10.25095/mufad.396865>
- Ben Rejeb, A. ve Arfaoui, M. (2016). Financial market interdependencies: A quantile regression analysis of volatility spillover. *Research in International Business and Finance*, 36, 140–157. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2015.09.022>
- Bhar, R. ve Nikolova, B. (2009). Return, volatility spillovers and dynamic correlation in the BRIC equity markets: An analysis using a bivariate EGARCH framework. *Global Finance Journal*, 19(3), 203–218. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2008.09.005>
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307–327. <https://doi.org/10.1109/TNN.2007.902962>
- Brooks, C. (2008). Introductory econometrics for finance. In *Cambridge University Press*.
- Çelik, İ., Özdemir, A. ve Demir Gülbahar, S. (2018). İslami hisse senedi endeksleri arasında getiri ve volatilité yayılımı: Gelişmiş ve Gelişmekte olan piyasalarda çok değişkenli VAR-EGARCH uygulaması. *MUFİDER*, 1(2), 89–100.
- Çelik, İ., Özdemir, A. ve Gülbahar, S. D. (2018). Gelişmekte olan ülkelerde getiri ve volatilité yayılımı: NIMPT ülkelerinde VAR-EGARCH uygulaması. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 55(636), 9–24.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987–1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Erten, I., Murat, M. B. ve Okay, N. (2012). Munich personal RePEc archive volatility spillovers in emerging markets during the global financial crisis: Diagonal BEKK approach. *Munich Personal RePEc Archive*, 56190, 1–18. <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/56190/>
- Fowowe, B. ve Shuaibu, M. (2016). Dynamic spillovers between Nigerian, South African and international equity markets. *International Economics*, 148, 59–80. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2016.06.003>
- Gençyürek, A. G. ve Demireli, E. (2019). Gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları ile ham petrol arasındaki getiri ve volatilité yayılımı. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 61, 66–83.
- Gürsoy, S. ve Gövdere, B. (2020). Uluslararası pay piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılımı: Gelişmiş ülkeler ve seçilmiş gelişmekte olan ülkeler üzerine bir inceleme. *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*, 11(27), 487–502. <https://doi.org/10.21076/vizyoner.660976>
- Harvey, C. R. (1991). The world price of covariance risk. *The Journal of Finance*, 46(1), 111–157. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb03747.x>
- Işığışok, E. (1994). *Zaman serilerinde nedensellik çözümlemesi*. Uludağ Üniversitesi Basımevi.
- Khalifa, A. A. A., Hammoudeh, S. ve Otranto, E. (2014). Patterns of volatility transmissions within regime switching across GCC and global markets. *International Review of Economics and Finance*, 29, 512–524. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2013.08.002>

- Koutmos, G. (1996). Modeling the dynamic interdependence of major European stock markets. *Journal of Business Finance and Accounting*, 23(7), 975–988. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.1996.tb01035.x>
- Koutmos, G. ve Tucker, M. (1996). Temporal Relationships and Dynamic Interactions Between Spot and Future Stock Markets. *The Journal of Futures Markets*, 16(1).
- Lu, W., Gao, Y. ve Huang, X. (2019). Volatility spillovers of stock markets between china and the countries along the belt and road. *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(14), 3311–3331. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2019.1570496>
- Majdoub, J. ve Ben Sassi, S. (2016). Volatility spillover and hedging effectiveness among China and emerging Asian Islamic equity indexes. *Emerging Markets Review*, 31, 16–31. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2016.12.003>
- Mensi, W., Boubaker, F. Z., Al-Yahyaee, K. H. ve Kang, S. H. (2017). Dynamic volatility spillovers and connectedness between global, regional, and GIPSI stock markets. *Finance Research Letters*, 25, 230–238. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2017.10.032>
- Nargeleçekenler, M. (2004). Euro kuru satış değerindeki volatilitenin ARCH ve GARCH modelleri ile tahmini [Estimation of volatility in Euro exchange rate sales values with ARCH and GARCH Models]. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, 54(2), 153–179.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A New approach. *Journal Econometrica Society*, 59(2), 347–370.
- Pandey, V. ve Vipul. (2017). Article information : Volatility spillover from crude oil and gold to BRICS equity markets. *Journal of Economic Studies*.
- Polat, M. ve Kılıç, E. (2020). MIST ülkelerinin hisse senedi piyasaları ile döviz kurları arasındaki getiri ve volatilité etkileşimi. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 19(4), 1463–1479. <https://doi.org/10.21547/jss.706726>
- Polat, M. ve Kılıç, E. (2022). BRICS ülkelerinde döviz kuru ve borsa arasındaki getiri ve volatilité etkileşimi: VAR-EGARCH modeli ile bir uygulama. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 49, 539–551.
- Savva, C. S., Osborn, D. R. ve Gill, L. (2005). Volatility, spillover effects and correlations in US and major European markets. *Working Paper, University of Manchester*, 1–30.
- Şenol, Z. ve Türkay, H. (2020). Gelişmiş ve gelişmekte olan borsalar arasındaki oynaklık yayılımı. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 42(2), 361–385.
- Wilson, D. ve Purushothaman, R. (2006). *Dreaming with BRICs: The path to 2050. Emerging economies and the transformation of international business: Brazil, Russia, India and China (BRICs), October 2003*, 1–35. <https://doi.org/10.4337/9781847202987.00008>
- Yalçınkaya, Ö. ve Aydın, H. İ. (2017). Ekonomik ve politik belirsizliğin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri: G-7 BRC ülkeleri üzerine bir panel veri analizi (1997-2015). *Ege Akademik Bakis (Ege Academic Review)*, 17(3), 1–1. <https://doi.org/10.21121/eab.2017328407>
- Zhang, P., Sha, Y. ve Xu, Y. (2021). Stock market volatility spillovers in G7 and BRIC. *Emerging Markets Finance and Trade*, 57(7), 2107–2119. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2021.1908256>