

BRICS ÜLKELERİ İLE TÜRKİYE HİSSE SENEDİ PİYASALARI ARASINDAKİ VOLATİLİTE YAYILIMININ İNCELENMESİ

Önder BÜBERKÖKÜ¹

Celal KIZILDERE²

Kaan YİĞENOĞLU³

Öz

Bu çalışmada Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika ekonomilerinden oluşan BRICS ülkelerinin hisse senedi piyasaları ile Türkiye hisse senedi piyasaları arasındaki volatilitate yayılımı incelenmiştir. Hisse senedi piyasalarını temsilen MSCI endeksleri kullanılmıştır. Analizlerde çoklu Student t dağılım varsayımı altında iki değişkenli VAR(1)-Diagonal BEKK (1,1) modelinden yararlanılmıştır. Çalışma bulguları BRICS ülkelerinin hisse senedi piyasaları ile Türkiye hisse senedi piyasaları arasında volatilitate yayılımının söz konusu olduğuna işaret etmektedir. Bulgular ayrıca Türkiye hisse senedi piyasalarının volatilitesi üzerinde en fazla Güney Afrika ve Rusya, en az ise Çin ve Hindistan hisse senedi piyasalarındaki volatilitenin etkili olduğunu göstermektedir.

Anahtar kelimeler: Uluslararası hisse senedi piyasaları, Volatilitate yayılımı, Diagonal BEKK modeli

JEL Kodları: G10,G11,G15

ANALYSING VOLATILITY SPILLOVER OF STOCK PRICES BETWEEN BRICS COUNTRIES AND TURKEY

Abstract

In this study, the volatility spillover between the stock markets of BRICS countries (Brazil, Russia, India, China, and South Africa) and the Turkish stock market is examined. MSCI emerging market indices are used to represent stock markets of the relevant countries. In the analyses, the bivariate VAR (1)-Diagonal BEKK (1,1) model is used under the assumption of multivariate Student t distribution. The study findings show that there is bidirectional volatility spillover between the stock markets of BRICS countries and Turkey. The findings also indicate that the volatility in the South African and Russian stock markets are the most influential on the volatility of the Turkish stock markets, while the volatility in the Chinese and Indian stock markets are the least effective.

Keywords: International stock markets, Volatility spillover, Diagonal BEKK model

Jel Classification: G10,G11,G15

¹ Doç. Dr., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, E-posta: onderbuber@gmail.com, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7140-557X>

² Doç. Dr., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, E-posta: celalkzldre@gmail.com, ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9904-0472>

³ Arş. Gör., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, E-posta: kaanyigenoglu@yyu.edu.tr, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1961-6601>

GİRİŞ

Uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımının incelenmesi literatürde oldukça ilgi gören bir konu olmuştur. Bunun bazı önemli nedenleri bulunmaktadır. Öncelikle hisse senedi piyasalarında değişime yol açan fiyatlama davranışlarının yatırımcıların geleceğe dönük ekonomik aktivite konusundaki beklentilerini yansıttığı ifade edilmektedir (Koç, 2009:1; European Central Bank, 2012: 48; Aylward ve Glen, 2000: 1). İkinci olarak hisse senedi piyasalarının parasal aktarım mekanizması içerisinde önemli bir rolü bulunmaktadır. Bu da merkez bankalarının ekonomiyi belirlenen hedefler doğrultusunda etkin bir şekilde yönlendirebilmeleri için hisse senedi piyasalarındaki fiyatlama davranışlarını da iyi analiz edilmesi gerektiği anlamına gelmektedir. Üçüncü olarak hisse senedi piyasaları şirketlerin yatırım harcamaları açısından önemli bir finansman kaynağıdır. Dördüncü olarak Tobin q teorisinde de ifade edildiği gibi şirketleri yatırım harcamalarına yönlendirecek temel mekanizma içerisinde hisse senedi piyasalarındaki fiyatlama davranışlarının önemli bir etkisi bulunmaktadır. Son olarak da küresel sermaye akımlarının ve dış ticaret hacminin ulaştığı boyut hisse senedi piyasalarını gerek ulusal gerekse uluslararası yatırımcıların en fazla yatırım yaptıkları finansal piyasalardan biri haline getirmiştir.

Uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin volatilite yayılımı ile incelenmesinin temel nedeni finansal piyasalar arasındaki bilgi akışının ikinci momentle, bir diğer ifadeyle volatilite ile yayılmasıdır (Ross, 1989; Kyle,1985). Dolayısıyla iki farklı hisse senedi piyasası arasındaki volatilite yayılımının incelenmesi aslında bu piyasalardan herhangi birinin volatilitesinde değişime yol açan veri akışının diğer piyasayı da etkileyip etkilemediği konusunda bilgi vermektedir.

Bu çalışmanın amacı Brezilya (BRZ), Rusya (RUS), Hindistan (IND), Çin (CHN) ve Güney Afrika (SA) ekonomilerinden oluşan BRICS ülkelerinin hisse senedi piyasaları ile Türkiye (TR) hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımı incelenmesidir. Çalışmanın literatüre temel katkısı çoklu Student t dağılım varsayımı altında VAR(1)-Diagonal BEKK-GARCH(1,1) modeli kullanılarak küresel ölçekte önemli bir yere sahip olan beş gelişen ülkenin hisse senedi piyasaları ile Türk hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımının incelenmesidir.

Çalışmanın bu aşamadan sonraki ilk bölümünde konu ile ilgili ulusal ve uluslar arası literatür taraması yer almakta, ardından veri ve metodoloji sunulmakta, daha sonraki bölümde bulgular değerlendirilmekte, son bölümde ise sonuç kısmı yer almaktadır.

1. LİTERATÜR TARAMASI

Hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımının incelenmesi uluslararası literatürde oldukça ilgi görmektedir. Örneğin Hamao, Masulis ve Ng (1990) Londra, Tokyo ve New York hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımını inceledikleri çalışmalarında Londra ve New York hisse senedi piyasalarından Tokyo hisse senedi piyasalarına doğru tek yönlü bir volatilite yayılımının söz konusu olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Cheung ve Ng (1996) Japonya hisse senedi piyasaları ile

ABD hisse senedi piyasaları arasındaki volatilité yayılımını inceledikleri alıřmalarında ABD hisse senedi piyasalarından Japonya hisse senedi piyasalarına doęru tek yönlü bir volatilité yayılımının söz konusu olduęunu belirtmişlerdir. Kanas (1998) İngiltere, Almanya ve Fransa hisse senedi piyasalarını inceledięi alıřmasında Fransa ve İngiltere ile Almanya ve Fransa hisse senedi piyasaları arasında çift yönlü, İngiltere ile Almanya hisse senedi piyasaları arasında ise İngiltere'den Almanya'ya doęru tek yönlü bir volatilité yayılmasının söz konusu olduęu sonucuna ulaşmıştır. Arago-Manzana ve Fernandez-Izquierdo (2007) İspanya, İngiltere, İsvire, Almanya ve Fransa hisse senedi piyasaları arasındaki volatilité yayılımını inceledikleri alıřmalarında Almanya, Fransa ve İsvire hisse senedi piyasalarından İspanya hisse senedi piyasalarına doęru tek yönlü, İngiltere hisse senedi piyasaları ile İspanya hisse senedi piyasaları arasında ise çift yönlü bir volatilité yayılımının söz konusu olduęunu belirtmişlerdir. Xu ve Hamori (2012) BRIC ülkeleri ile ABD hisse senedi piyasaları arasındaki volatilité yayılımını inceledikleri alıřmalarında 2007-2008 küresel finans krizinin BRIC ülkeleri ile ABD hisse senedi piyasaları arasındaki volatilité yayılımının zayıflaması sonucunu doğurduęunu ifade etmişlerdir. Natarajan, Singh ve Priya (2014) Avustralya, Brezilya, Almanya, Hong Kong ve ABD hisse senedi piyasaları arasındaki volatilité yayılımını inceledikleri alıřmalarında ilgili hisse senedi piyasaları arasında en baskın rolü ABD hisse senedi piyasasının oynadıęı sonucuna ulaşmışlardır. Mukherjee ve Mishra (2010) Hindistan hisse senedi piyasaları ile bazı Asya hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimi inceledikleri alıřmalarında özellikle Hong Kong, G.Kore, Singapur ve Tayland hisse senedi piyasalarından Hindistan hisse senedi piyasalarına doęru bir volatilité yayılımının söz konusu olduęu sonucuna ulaşmışlardır. Vo ve Tran (2020) ABD hisse senedi piyasaları ile ASEAN hisse senedi piyasalarını inceledikleri alıřmalarında ABD hisse senedi piyasalarından ASEAN hisse senedi piyasalarına doęru bir volatilité yayılımı olduęu sonucuna ulaşmışlardır.

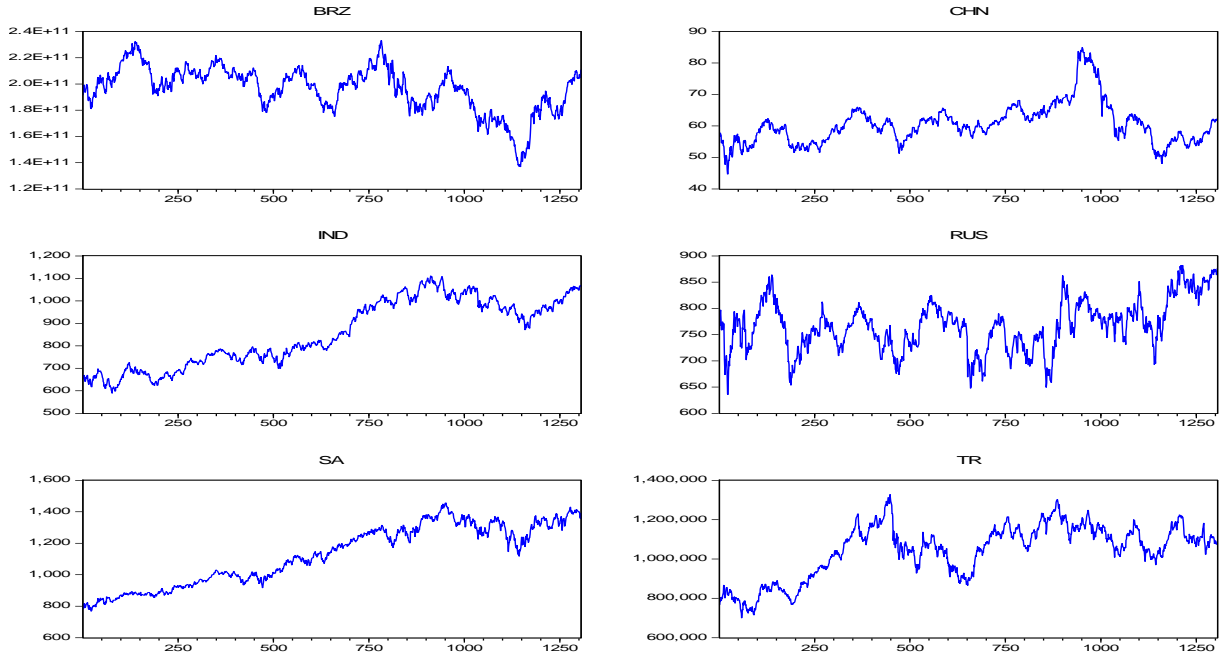
Ulusal yazındaki bazı alıřmalara bakıldığında ise Gürsoy ve Eroęlu (2016) Türkiye, Brezilya, Endonezya, Güney Afrika ve Hindistan hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılımını inceledikleri alıřmalarından bu ülke hisse senedi piyasaları arasında bir etkileşim olmakla birlikte bu etkileşimin çok da güçlü olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Bayramoęlu ve Abasız (2017) MSCI gelişen ülkeler endeksi ile MSCI Türkiye, Brezilya, Meksika ve Rusya endeksleri arasındaki volatilité yayılımını inceledikleri alıřmalarında baskın rolü MSCI gelişen ülkeler endeksinin oynadıęını ünkü MSCI gelişen ülkeler endeksi ile Brezilya hisse senedi piyasaları arasında çift yönlü, dięer ülke hisse senedi piyasaları ile MSCI gelişen ülkeler endeksi arasında ise tek yönlü bir volatilité yayılımının söz konusu olduęunu belirtmişlerdir. Berberoęlu (2020) ise Türkiye, İtalya, Yunanistan ve Rusya hisse senedi piyasaları arasındaki volatilité yayılımını inceledięi alıřmasında Türkiye hisse senedi piyasalarının dięer üç ülke hisse senedi piyasalarından etkilendięini ama volatilité yayılımının özellikle Rusya ve İtalya hisse senedi piyasaları arasında olduęunu belirtmiştir.

2. VERİ VE METODOLOJİ

2.1. Veri

Çalışma 5 Eylül 2011 ile 2 Eylül 2016 dönemini kapsamakta ve günlük verilerden oluşmaktadır. Çalışma dönemi verilere ulaşılabilirlik özelliğine göre belirlenmiştir. Çalışmada Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye ekonomilerinin hisse senedi piyasalarını temsilen MSCI ülke endeksleri kullanılmıştır (<https://www.msci.com/our-solutions/index/emerging-markets>). Endeksler yerel para birimi cinsindedir. Bu endekslerin incelenen dönem için genel seyri Şekil 1’de sunulmuştur.

Şekil 1: Hisse Senedi Endeksleri (Logaritması Alınmamış Ham Veriler)



Analizlerde logaritmik hisse senedi getirileri kullanılmıştır. Her bir hisse senedi endeksi için bu getiriler Denklem (1)’deki gibi hesaplanmıştır:

$$r_t = 100 * [\ln s_t - \ln s_{t-1}] \quad (1)$$

Burada $\ln s_t$, t dönemindeki hisse senedi endekslerinin kapanış değerlerinin logaritmasını göstermektedir.

2.1. Metodoloji

Değişkenler arasındaki volatilitte yayılımının incelenmesinde değişen varyans sorununu dikkate alması, daha az parametre ile tahmin edilebilmesi ve şartlı kovaryans matrisinin pozitiflik koşulunu sağlaması nedeniyle VAR(1)-Diagonal BEKK-GARCH(1,1) (DBEKK) modelinden yararlanılmıştır. DBEKK modeli Engle ve Kroner (1995) tarafından geliştirilen standart BEKK modelinin özel bir versiyonunu ifade etmektedir. Bu modelin getiri denklemleri (mean equation) Denklem (2), (3),(4),(5) ve (6)’daki gibidir:

$$r_{TR, t} = \varphi_{1t} + \delta_{1t} r_{t-1,TR} + \delta_{2t} r_{t-1,CHN} + \epsilon_{TR,t}, \epsilon_{TR,t}; \epsilon_{TR,t} \mid v_{1t-1} \sim N(0, h_{1t})$$

$$r_{Çin, t} = \varphi_{2t} + \delta_{3t} r_{t-1,TR} + \delta_{4t} r_{t-1,CHN} + \epsilon_{CHN,t}, \epsilon_{CHN,t}; \epsilon_{CHN,t} \mid v_{2t-1} \sim N(0, h_{2t}) \quad (2)$$

$$r_{TR, t} = \varphi_{3t} + \delta_{5t} r_{t-1,TR} + \delta_{6t} r_{t-1,BRZ} + \epsilon_{TR,t}, \epsilon_{TR,t}; \epsilon_{TR,t} \mid v_{3t-1} \sim N(0, h_{3t})$$

$$r_{BRZ, t} = \varphi_{4t} + \delta_{7t} r_{t-1,TR} + \delta_{8t} r_{t-1,BRZ} + \epsilon_{BRZ,t}, \epsilon_{BRZ,t}; \epsilon_{BRZ,t} \mid v_{4t-1} \sim N(0, h_{4t}) \quad (3)$$

$$r_{TR, t} = \varphi_{5t} + \delta_{9t} r_{t-1,TR} + \delta_{10t} r_{t-1,RUS} + \epsilon_{TR,t}, \epsilon_{TR,t}; \epsilon_{TR,t} \mid v_{5t-1} \sim N(0, h_{5t})$$

$$r_{RUS, t} = \varphi_{6t} + \delta_{11t} r_{t-1,TR} + \delta_{12t} r_{t-1,RUS} + \epsilon_{RUS,t}, \epsilon_{RUS,t}; \epsilon_{RUS,t} \mid v_{6t-1} \sim N(0, h_{6t}) \quad (4)$$

$$r_{TR, t} = \varphi_{7t} + \delta_{13t} r_{t-1,TR} + \delta_{14t} r_{t-1,IND} + \epsilon_{TR,t}, \epsilon_{TR,t}; \epsilon_{TR,t} \mid v_{7t-1} \sim N(0, h_{7t})$$

$$r_{IND, t} = \varphi_{8t} + \delta_{15t} r_{t-1,TR} + \delta_{16t} r_{t-1,IND} + \epsilon_{IND,t}, \epsilon_{IND,t}; \epsilon_{IND,t} \mid v_{8t-1} \sim N(0, h_{8t}) \quad (5)$$

$$r_{TR, t} = \varphi_{9t} + \delta_{17t} r_{t-1,TR} + \delta_{18t} r_{t-1,SA} + \epsilon_{TR,t}, \epsilon_{TR,t}; \epsilon_{TR,t} \mid v_{9t-1} \sim N(0, h_{9t})$$

$$r_{SA, t} = \varphi_{10t} + \delta_{19t} r_{t-1,TR} + \delta_{20t} r_{t-1,SA} + \epsilon_{SA,t}, \epsilon_{SA,t}; \epsilon_{SA,t} \mid v_{10t-1} \sim N(0, h_{10t}) \quad (6)$$

Modellerin varyans-kovaryans denklemleri Denklem (7) ve (8)'de gösterilmiştir.

$$h_{iit} = c_{ii} + a_{ii}^2 \varphi_{it-1}^2 + b_{ii}^2 h_{iit-1} \quad (7)$$

$$h_{ijt} = c_{ij} + \alpha_{ii} \alpha_{jj} \varphi_{it-1} \varphi_{jt-1} + b_{ii} b_{jj} h_{ijt-1} \quad (8)$$

Burada h_{iit} , zamanla değişen şartlı varyansı; h_{ijt} , zamanla değişen şartlı kovaryansı göstermektedir.

Varyans denklemlerindeki a_{ii}^2 parametrelerinin istatistiki olarak anlamlı çıkması ilgili hisse senedi endeksinin şartlı varyansının kendi volatilité şokundan (own-volatility spillover) etkilendiği anlamına gelirken; kovaryans denklemlerindeki $\alpha_{ii} \alpha_{jj}$ çarpımının istatistiki olarak anlamlı çıkması ise ilgili hisse senedi piyasaları arasında bir volatilité yayılımının (cross-volatility spillover) söz konusu olduğu anlamına gelmektedir (Örneğin bakınız: Erten, Tuncel ve Okay, 2012; Alkan ve Çiçek, 2020).

3. BULGULAR

3.1. Temel Analizler

Çalışma kapsamındaki ülkelerin hisse senedi endekslerinin getiri serilerine ilişkin birim kök ve değişen varyans testlerine ait sonuçlar ile betimleyici istatistikler Tablo 1'de sunulmuştur.

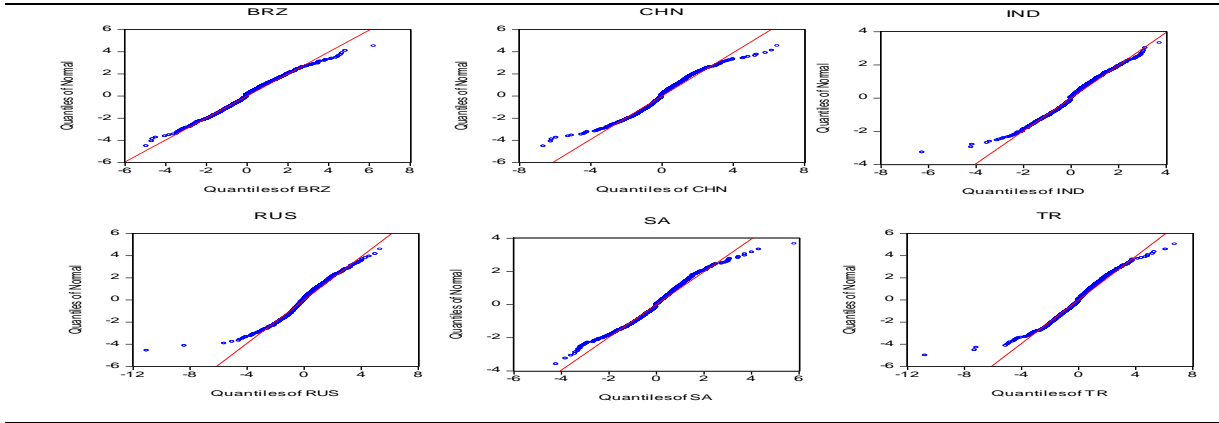
Tablo 1 : Betimleyici İstatistikler, Birim Kök ve Değişen Varyans Testleri (%)

	Brezilya	Çin	Hindistan	Rusya
Birim kök testleri				
ADF	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*
PP	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*
Betimleyici istatistikler				
Ortalama	0.007417	0.007474	0.038112	0.010031
Maksimum	6.22349	6.492529	3.737962	5.34871
Minimum	-4.94249	-6.64683	-6.25875	-11.0277
Std. Sapma	1.342757	1.348637	0.979736	1.360355
Çarpıklık	0.18008	-0.06596	-0.29401	-0.53381
Basıklık	4.169433	6.165993	5.301765	8.19391
Jarque-Bera	81.35268*	545.5563*	306.6518*	1527.665*
Değişen varyans testleri				
Q ² (20)	279.04*[0.000]	504.97*[0.000]	140.52*[0.000]	106.71*[0.000]
	Türkiye	G.Afrika		
Birim kök testleri				
ADF	0.0000*	0.0000*		
PP	0.0000*	0.0000*		
Betimleyici istatistikler				
Ortalama	0.027065	0.043145		
Maksimum	6.755278	5.818652		
Minimum	-10.7612	-4.21665		
Std. Sapma	1.493971	1.077604		
Çarpıklık	-0.37681	-0.12748		
Basıklık	6.714428	4.861929		
Jarque-Bera	780.4933*	191.8937*		
Değişen varyans testleri				
Q ² (20)	139.08*[0.0000]	392.80*[0.0000]		

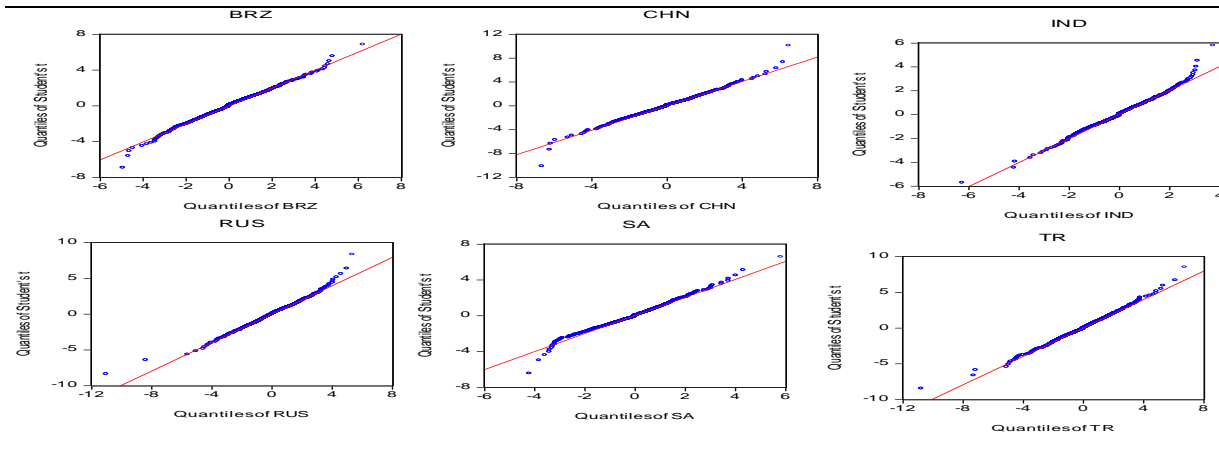
*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. Getiri serilerinin trend içermemesi nedeniyle birim kök testleri trendsiz model dikkate alınarak uygulanmıştır. ADF, Augmented-Dickey Fuller; PP ise Phillips-Perron birim kök testini ifade etmektedir. Jarque-Bera testi ile birim kök testleri için verilen değerler de olasılık değerleridir.

Bulgular incelendiğinde öncelikle inceleme kapsamındaki tüm hisse senedi endekslerinin getirilerinin durağan olduğu görülmektedir. Bunun yanı sıra tüm hisse senedi endekslerinin pozitif bir ortalama getiri oranına sahip oldukları anlaşılmaktadır. En yüksek getiriyi sırasıyla Güney Afrika ve Hindistan hisse senedi piyasaları sunarken, en düşük getiriyi sırasıyla Brezilya ve Çin hisse senedi piyasaları sunmaktadır. Buna karşın standart sapma ile ölçülen toplam risk düzeyine bakıldığında en yüksek toplam risk düzeyine sırasıyla Türkiye ve Rusya hisse senedi piyasalarının, en düşük risk düzeyine ise sırasıyla Hindistan ve Güney Afrika hisse senedi piyasalarının sahip oldukları anlaşılmaktadır. Standardize edilmiş hata terimlerinin karelerine uygulanan Ljung-Box Q²(20) testine ait sonuçlar incelendiğinde tüm hisse senedi endeksi getirilerinin değişen varyans sorunu içerdiği anlaşılmaktadır. Jarque-Bera testi de tüm hisse senedi endeksi getirilerinin standart normal dağılıma uymadığı sonucuna işaret etmektedir. Ayrıca Şekil 2'de gösterilen Q-Q grafiklerine ait bulgular da Jarque-Bera testi sonuçlarını desteklemektedir. Bu nedenle Student t dağılım varsayımı dikkate alınarak elde edilen bulgular incelendiğinde (Şekil 3) bu dağılımın standart normal dağılıma göre incelenen hisse senedi endeks getirileri için daha uygun bir dağılım varsayımı olduğu anlaşılmaktadır. Bu nedenle VAR(1)-DBEKK(1,1) modeli çoklu Student t dağılım varsayımı dikkate alınarak tahmin edilmiştir.

Şekil 2: Q-Q Grafikleri (Standart Normal Dağılım)



Şekil 3: Q-Q Grafikleri (Student t Dağılımı)



3.2. VAR(1)-DBEKK(1,1) Model Tahmin Sonuçları

VAR(1)-DBEKK(1,1) modeline ait sonuçlar Türkiye ile Güney Afrika için Tablo 2’de, Türkiye ile Rusya için Tablo 3’te, Türkiye ile Hindistan için Tablo 4’te, Türkiye ile Çin için Tablo 5’te ve Türkiye ile Brezilya için Tablo 6’da sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde tüm hisse senedi endeksleri için varyans denklemlerindeki tüm ARCH ve GARCH parametrelerinin pozitif ve istatistiki olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Bu bulgular teorik beklentilerle uyumlu bulgulardır. Ayrıca GARCH etkisinin ARCH etkisinden daha fazla olduğu anlaşılmaktadır. Bunun yanı sıra tüm hisse senedi endeksleri için yüksek bir volatilité kalıcılığının söz konusu olduğu anlaşılmaktadır. Bu nedenle bir volatilité şokunun uzun süreli etkilerinin olabileceği ifade edilebilir. Kovaryans denklemlerine bakıldığında da tüm hisse senedi endeks çiftleri için " $\alpha_{ii}\alpha_{jj}$ " çarpımı ile " $b_{ii} b_{jj}$ " çarpımının pozitif ve istatistiki olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Kovaryans durağanlık koşulunun da her durumda sağlandığı ifade edilebilir. Çoklu Student t dağılımının serbestlik derecesi de her durumda istatistiki olarak anlamlı çıkmaktadır. Bu da analizlerde çoklu Student t dağılım varsayımının kullanılmasını destekleyen bir bulgudur. Ljung-Box Q (20) ile Ljung-Box Q^2 (20) test istatistiklerine ait sonuçlar incelendiğinde de otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının her durumda giderildiği görülmektedir.

Volatilité yayılımı ile ilgili sonuçlar incelendiğinde ise öncelikle inceleme kapsamındaki tüm hisse senedi endeks getirilerinin kendi geçmiş dönem volatilité şokundan etkilendiği anlaşılmaktadır. Çünkü, her durumda a_{ii}^2 parametreleri pozitif ve istatistiki olarak anlamlı çıkmaktadır. Bu etkinin en çok Güney Afrika ve Çin için en az ise Türkiye ve Hindistan için geçerli olduğu ifade edilebilir. Hisse senedi endeksleri arasındaki volatilité yayılımına bakıldığında ise her durumda " $\alpha_{ii} * \alpha_{jj}$ " çarpımının pozitif ve istatistiki olarak anlamlı çıktığı görülmektedir. Bu durum BRICS ülkelerinin her birinin hisse senedi piyasaları ile Türkiye hisse senedi piyasaları arasında volatilité yayılımının söz konusu olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca " $\alpha_{ii} * \alpha_{jj}$ " çarpımı sonucunda elde edilen katsayıların büyüklüğüne bakıldığında da Türkiye hisse senedi piyasasının volatilitesi üzerinde en çok sırasıyla Güney Afrika ve Rusya hisse senedi piyasalarındaki volatilitenin, en az ise sırasıyla Çin ve Hindistan hisse senedi piyasalarındaki volatilitenin etkili olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 2: VAR(1)-DBEKK(1,1) Modeli Tahmin Sonuçları (TR / SA)

Getiri denklemi	Katsayılar	Olasılık değerleri
TR		
Sabit terim	0.069095*	0.0519
TR(-1)	-0.040039	0.1612
SA(-1)	0.058533	0.1047
SA		
Sabit terim	0.065709*	0.0074
TR(-1)	0.029809	0.1093
SA(-1)	-0.059789*	0.0441
Varyans Denklemi		
TR		
Sabit terim	0.028627*	0.0196
ARCH parametresi	0.022171*	0.0000
GARCH parametresi	0.962632*	0.0000
Varyans denklemi		
SA		
Sabit terim	0.024385*	0.0051
ARCH parametresi	0.059841*	0.0000
GARCH parametresi	0.918515*	0.0000
Kovaryans durağanlık şartı		
$ARCH_{TR}^2 + GARCH_{TR}^2$	0.984805 < 1	
$ARCH_{SA}^2 + GARCH_{SA}^2$	0.978357 < 1	
Kovaryans denklemi		
Sabit terim	0.010338*	0.0086
$ARCH_{TR} * ARCH_{SA}$	0.036424*	0.0000
$GARCH_{TR} * GARCH_{SA}$	0.940316*	0.0000
Çoklu student t dağılımının serbestlik derecesi	7.439990*	0.0000
AIC	6.171280	
SIC	6.226855	
HQ	6.192130	
Log likelihood	-4006.589	
Otokorelasyon testi	Test istatistiği	Olasılık değerleri
TR		
Q(20)	14.164	0.822
SA		
Q(20)	26.869	0.139
Değişen varyans testi	Test istatistiği	Olasılık değerleri
TR		
Q ² (20)	24.190	0.234
SA		
Q ² (20)	27.865	0.113

*,** sırasıyla %5 ve%10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. “*” ifadesi çarpım işaretini göstermektedir. Standardize edilmiş hata terimlerinin elde edilmesinde Cholesky yaklaşımından yararlanılmıştır VAR(1)-DBEKK(1,1) modelinin tahmininde en çok olabilirlik (Marquardt) yönteminden yararlanılmıştır. $ARCH_{it}^2 + GARCH_{it}^2 < 1$ kovaryans durağanlık koşulunu ifade etmektedir (Örneğin bakınız: Wang ve Wu, 2012: 2173).

Tablo 3: VAR(1)-DBEKK(1,1) Modeli Tahmin Sonuçları (TR / RUS)

Getiri denklemi	Katsayılar	Olasılık değerleri
TR		
Sabit terim	0.071380*	0.0426
TR(-1)	-0.038894	0.1769
RUS(-1)	0.061486*	0.0298
Durbin Watson ist.	2.026465	
RUS		
Sabit terim	0.013850	0.6508
TR(-1)	0.004628	0.8340
RUS(-1)	0.056177*	0.0436
Durbin Watson ist.	1.991288	
Varyans Denklemi		
TR		
Sabit terim	0.041768	0.0157*
ARCH parametresi	0.032675	0.0000*
GARCH parametresi	0.947192	0.0000*
Varyans denklemi		
RUS		
Sabit terim	0.025835*	0.0113
ARCH parametresi	0.040074*	0.0000
GARCH parametresi	0.943294*	0.0000
Kovaryans durağanlık şartı		
$ARCH_{TR}^2 + GARCH_{TR}^2$	0.979867 < 1	
$ARCH_{RUS}^2 + GARCH_{RUS}^2$	0.983368 < 1	
Kovaryans denklemi		
Sabit terim	0.010110*	0.0215
$ARCH_{TR} * ARCH_{RUS}$	0.036186*	0.0000
$GARCH_{TR} * GARCH_{RUS}$	0.945241*	0.0000
Çoklu student t dağılımının serbestlik derecesi	6.657130*	0.0000
AIC	6.639499	
SIC	6.695074	
HQ	6.660348	
Log likelihood	-4311.633	
Otokorelasyon testi	Test istatistiği	Olasılık değerleri
TR		
Q(20)	13.485	0.856
RUS		
Q(20)	12.200	0.909
Değişen varyans testi	Test istatistiği	Olasılık değerleri
TR		
Q ² (20)	19.991	0.459
RUS		
Q ² (20)	1.4074	0.999

*,** sırasıyla %5 ve%10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. “*” ifadesi çarpım işaretini göstermektedir. Standardize edilmiş hata terimlerinin elde edilmesinde Cholesky yaklaşımından yararlanılmıştır VAR(1)-DBEKK(1,1) modelinin tahmininde en çok olabilirlik (Marquardt) yönteminden yararlanılmıştır. $ARCH_{it}^2 + GARCH_{it}^2 < 1$ kovaryans durağanlık koşulunu ifade etmektedir (Örneğin bakınız: Wang ve Wu, 2012: 2173).

Tablo 4: VAR(1)-DBEKK(1,1) Modeli Tahmin Sonuçları (TR / IND)

Getiri denklemi	Katsayılar	Olasılık değerleri
TR		
Sabit terim	0.067426*	0.0580
TR(-1)	-0.029445	0.2847
IND(-1)	0.046975	0.2029
Durbin Watson ist.	2.023669	
IND		
Sabit terim	0.057177*	0.0147
TR(-1)	0.043466*	0.0107
IND(-1)	0.061213*	0.0409
Durbin Watson ist.	2.027984	
Varyans Denklemi		
TR		
Sabit terim	0.029035*	0.0318
ARCH parametresi	0.022323*	0.0000
GARCH parametresi	0.962821*	0.0000
Varyans denklemi		
IND		
Sabit terim	0.015953 *	0.0220
ARCH parametresi	0.037413*	0.0000
GARCH parametresi	0.944771*	0.0000
Kovaryans durağanlık şartı		
$ARCH_{TR}^2 + GARCH_{TR}^2$	0.985146 < 1	
$ARCH_{IND}^2 + GARCH_{IND}^2$	0.982184 < 1	
Kovaryans denklemi		
Sabit terim	0.004261**	0.0812
$ARCH_{TR} * ARCH_{IND}$	0.02890*	0.0000
$GARCH_{TR} * GARCH_{IND}$	0.95375*	0.0000
Çoklu student t dağılımının serbestlik derecesi	7.176981*	0.0000
AIC	6.116038	
SIC	6.171613	
HQ	6.136888	
Log likelihood	-3970.599	
Otokorelasyon testi	Test istatistiği	Olasılık değerleri
TR		
Q(20)	13.451	0.857
IND		
Q(20)	17.816	0.600
Değişen varyans testi	Test istatistiği	Olasılık değerleri
TR		
Q ² (20)	24.886	0.206
IND		
Q ² (20)	9.8313	0.971

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. “*” ifadesi çarpım işaretini göstermektedir. Standardize edilmiş hata terimlerinin elde edilmesinde Cholesky yaklaşımından yararlanılmıştır VAR(1)-DBEKK(1,1) modelinin tahmininde en çok olabilirlik (Marquardt) yönteminden yararlanılmıştır. $ARCH_{ii}^2 + GARCH_{ii}^2 < 1$ kovaryans durağanlık koşulunu ifade etmektedir (Örneğin bakınız: Wang ve Wu, 2012: 2173).

Tablo 5: VAR(1)-DBEKK(1,1) Modeli Tahmin Sonuçları (TR / CHN)

Getiri denklemi	Katsayılar	Olasılık değerleri
TR		
Sabit terim	0.070203*	0.0494
TR(-1)	-0.028335	0.2858
CHN(-1)	0.032691	0.2327
Durbin Watson ist.	2.023359	
CHN		
Sabit terim	0.034734	0.2474
TR(-1)	0.111745*	0.0000
CHN(-1)	0.005122	0.8598
Durbin Watson ist.	1.973285	
Varyans Denklemi		
TR		
Sabit terim	0.022053*	0.0450
ARCH parametresi	0.018947*	0.0000
GARCH parametresi	0.970119*	0.0000
Varyans Denklemi		
CHN		
Sabit terim	0.037397*	0.0049
ARCH parametresi	0.051219*	0.0000
GARCH parametresi	0.925263*	0.0000
Kovaryans durağanlık şartı		
$ARCH_{TR}^2 + GARCH_{TR}^2$	0.989066 < 1	
$ARCH_{CHN}^2 + GARCH_{CHN}^2$	0.976482 < 1	
Kovaryans denklemi		
Sabit terim	0.007970*	0.0354
$ARCH_{TR} * ARCH_{CHN}$	0.031152*	0.0000
$GARCH_{TR} * GARCH_{CHN}$	0.947425*	0.0000
Çoklu student t dağılımının serbestlik derecesi	6.639373*	0.0000
AIC	6.684817	
SIC	6.740391	
HQ	6.705666	
Log likelihood	-4341.158	
Otokorelasyon testi	Test istatistiği	Olasılık değerleri
TR		
Q(20)	14.501	0.804
CHN		
Q(20)	20.065	0.454
Değişen varyans testi	Test istatistiği	Olasılık değerleri
TR		
Q ² (20)	27.850	0.113
CHN		
Q ² (20)	14.755	0.790

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. “*” ifadesi çarpım işaretini göstermektedir. Standardize edilmiş hata terimlerinin elde edilmesinde Cholesky yaklaşımından yararlanılmıştır VAR(1)-DBEKK(1,1) modelinin tahmininde en çok olabilirlik (Marquardt) yönteminden yararlanılmıştır. $ARCH_{ii}^2 + GARCH_{ii}^2 < 1$ kovaryans durağanlık koşulunu ifade etmektedir (Örneğin bakınız: Wang ve Wu, 2012: 2173).

Tablo 6: VAR(1)-DBEKK(1,1) Modeli Tahmin Sonuçları (TR / BRZ)

Getiri denklemi	Katsayılar	Olasılık değerleri
TR		
Sabit terim	0.067994**	0.0561
TR(-1)	-0.058486*	0.0323
BRZ(-1)	0.145762*	0.0000
Durbin Watson ist.	2.020340	
BRZ		
Sabit terim	0.010355	0.7503
TR(-1)	0.041291*	0.0618
BRZ(-1)	-0.020374	0.4923
Durbin Watson ist.	1.975403	
Varyans Denklemi		
TR		
Sabit terim	0.030293*	0.0245
ARCH parametresi	0.023521*	0.0000
GARCH parametresi	0.960232*	0.0000
Varyans Denklemi		
BRZ		
Sabit terim	0.024658*	0.0437
ARCH parametresi	0.044475*	0.0000
GARCH parametresi	0.952131*	0.0000
Kovaryans durağanlık şartı		
$ARCH_{TR}^2 + GARCH_{TR}^2$	$0.983753 < 1$	
$ARCH_{BRZ}^2 + GARCH_{BRZ}^2$	$0.988572 < 1$	
Kovaryans denklemi		
Sabit terim	0.007886*	0.0325
$ARCH_{TR} * ARCH_{BRZ}$	0.032344*	0.0000
$GARCH_{TR} * GARCH_{BRZ}$	0.95213*	0.0000
Çoklu student t dağılımının serbestlik derecesi	8.007216*	0.0000
AIC	6.742008	
SIC	6.797583	
HQ	6.762858	
Log likelihood	-4378.418	
Otokorelasyon testi	Test istatistiği	Olasılık değerleri
TR		
Q(20)	14.058	0.828
BRZ		
Q(20)	9.7711	0.972
Değişen varyans testi	Test istatistiği	Olasılık değerleri
TR		
Q ² (20)	21.482	0.369
BRZ		
Q ² (20)	12.520	0.897

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. “*” ifadesi çarpım işaretini göstermektedir. Standardize edilmiş hata terimlerinin elde edilmesinde Cholesky yaklaşımından yararlanılmıştır VAR(1)-DBEKK(1,1) modelinin tahmininde en çok olabilirlik (Marquardt) yönteminden yararlanılmıştır. $ARCH_{ii}^2 + GARCH_{ii}^2 < 1$ kovaryans durağanlık koşulunu ifade etmektedir (Örneğin bakınız: Wang ve Wu, 2012: 2173).

3.3. Volatilite Yayılımı Konusunda Dikkate Alınabilecek Diğer Bazı Unsurlar

Çalışmanın bu aşamasında volatilite yayılımı konusunda literatürde yer alan bazı eleştirilere değinilecektir. Bu kapsamda öncelikle inceleme kapsamındaki bazı ülkelerin farklı coğrafi bölgelerde bulunmalarına bağlı olarak hisse senedi piyasalarının işlem saatlerinin farklı olmasının olası

sonuçlarına değinilecek; ardından yapısal kırılmaların volatilité yayılımı üzerindeki etkileri konusundaki tartışmalara yer verilecektir.

3.3.1. Hisse Senedi Piyasalarının İşlem Saatleri Arasındaki Farklılıkların Olası Etkisi

Farklı coğrafi bölgelerde / zaman dilimlerinde olmalarına bağılı olarak ilgili ülkelerdeki hisse senedi piyasalarının işlem gördüğü saatler de birbirinden farklı olabilmektedir. Bu durum Tablo 7’de gösterilmiştir.

Tablo 7: İlgili Ülke Hisse Senedi Piyasalarının İşlem Saatleri

Ülkeler	Yerel zaman	Yerel işlem saatleri
Brezilya	GMT-03:00	10.00 - 17:55
Çin	GMT+08:00	09:30-11:30 / 13:00-15:00
Hindistan	GMT+05:30	09:15-15:30
Rusya	GMT+03:00	10:00-18:39
Türkiye	GMT+03:00	10:00-18:00
G. Afrika	GMT+02:00	09:00-17:00

Burada işlem saatleri ile ilgili teknik ayrıntılara yer verilmeyip; sadece sürecin mantığını yansıtan temel bilgiler sunulmuştur. Çünkü, kimi ülke borsaları için standart işlem saatleri dışında da işlemler yapılabilmektedir veya bazı teknik detaylar söz konusu olabilmektedir. Örneğin Rus hisse senedi piyasaları için 19:00-23:50 arasında da işlemler söz konusu olabilmektedir. Kaynak: <https://www.tradinghours.com/markets/jse/hours>

Tablo 7 incelendiğinde her ne kadar Türkiye, Güney Afrika ve Rusya hisse senedi piyasaları benzer saatlerde işlem görse de Türkiye’deki hisse senedi piyasalarının açık olduğu saatlerde Brezilya hisse senedi piyasalarının kapalı olduğu, benzer şekilde Çin hisse senedi piyasalarının açık olduğu saatlerde de Türkiye’deki hisse senedi piyasalarının kapalı olduğu anlaşılmaktadır. Literatürde bu durumun sonuçlar üzerinde önemi bir etkisinin olmayacağını ifade eden çalışmalar olduğu gibi (Örneğin bakınız: Xu ve Hamori, 2012; Natarajan vd., 2014) özellikle günlük veriye dayalı analizlerde bu durumun sonuçlar üzerinde etkili olabileceğini ifade eden çalışmalar da bulunmaktadır. Bu tür çalışmalar da bir düzeltme olarak analizlerde günlük getiri serileri yerine gün içi (intra-daily) getiri serilerinin veya doğrudan haftalık veri setinin kullanılabilmesi ifade edilmektedir. Fakat literatürde bu tür düzeltme yöntemlerinin de çeşitli dezavantajlarının bulunduğunu ifade eden çalışmalar yer almaktadır (Örneğin bakınız: Gebka ve Serwa, 2007:213). Bu tartışmalar ışığında bu çalışmada işlem saatleri arasındaki farklılıkların olası etkileri dikkate alınmamıştır. Bu nedenle bundan sonraki çalışmalarda bu durumun da dikkate alınabileceği düşünülmektedir.

3.3.2. Yapısal Kırılmaların Volatilité Yayılımı Üzerindeki Olası Etkileri

Dijk, Osborn ve Sensier (2005) volatilité yayılımına dayalı analizlerde volatilité serilerindeki yapısal kırılmaların dikkate alınmamasının yanlı (biased) sonuçların elde edilmesine yol açabileceğini ifade etmiştir. Literatürde bu durumu dikkate alan çalışmalar olduğu gibi dikkate almayan çalışmalar da bulunmaktadır (Örneğin bakınız: Nakajima ve Hamori, 2012; Inagaki, 2007; Zivkov vd., 2015). Bu çalışmada incelenen dönem için ilgili hisse senedi endekslerinin volatilitesinde yapısal kırılmalar olup olmadığı incelenmiştir. Bu amaçla diğerlerinin yanı sıra Zhou vd.’nin (2021) çalışmalarında da

olduğu gibi Bai ve Perron (1998, 2003) testi kullanılmıştır. Bu test UDmax ve WDmax test istatistiklerinden oluşmaktadır. Yapısal kırılmaların sayısının belirlenmesinde ise BIC kriterinden yararlanılmıştır. Bu kapsamda elde edilen sonuçlar Tablo 8 ve 9’da gösterilmiştir. Bulgular incelendiğinde UDmax ve WDmax test istatistiklerinin %5 anlamlılık düzeyinde inceleme kapsamındaki tüm hisse senedi endekslerinin volatilite serilerinde yapısal kırılmanın söz konusu olduğu sonucuna işaret ettikleri görülmektedir.

Tablo 8 : Bai ve Perron (1998, 2003) Testi Sonuçları

Ülkeler	UDmax	WD max
Brezilya	42.84542*	42.84542*
Çin	18.53298*	22.02396*
Hindistan	25.95151*	30.45021*
Rusya	25.39701*	30.18093*
Türkiye	9.868870*	16.41931*
G. Afrika	29.25140*	43.34090*

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Maksimum yapısal kırılma sayısı 5, triminaj 0.15 olarak belirlenmiştir. Bu alandaki literatürle uyumlu bir şekilde volatilite serilerini temsilen günlük getiri serilerinin kareleri kullanılmıştır.

Yapısal kırılma sayılarına bakıldığında da Türkiye, Brezilya ve Çin hisse senedi piyasalarında ikişer, Rusya, Güney Afrika ve Hindistan hisse senedi piyasalarında ise birer yapısal kırılmanın gerçekleştiği görülmektedir. Dolayısıyla bu alanda daha sonra yapılacak çalışmalarda volatilite serilerindeki yapısal kırılmaların dikkate alınmasının önemli olabileceği düşünülmektedir.

Tablo 9: Yapısal Kırılma Sayılarının Belirlenmesi

Ülkeler	BIC (minimum değeri)	Kırılma sayısı	Kırılma tarihleri
Brezilya	2.305984	2	09.08.2012 / 12.09.2014
Çin	2.814794	2	05.06.2012 / 07.04.2015
Hindistan	1.359280	1	07.06. 2012
Rusya	3.199291	1	05.06.2012
Türkiye	3.336910	2	29.05.2013 / 05.03.2014
G. Afrika	1.619190	1	06.07.2015

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Maksimum yapısal kırılma sayısı 5, triminaj 0.15 olarak belirlenmiştir. Bu alandaki literatürle uyumlu bir şekilde volatilite serilerini temsilen günlük getiri serilerinin kareleri kullanılmıştır.

SONUÇ

Hisse senedi piyasalarındaki fiyat hareketleri gerek iktisadi gerekse finansal analizler açısından oldukça önemli bilgiler içermektedir. Bu nedenle bu çalışmada çoklu Student t dağılım varsayımı altında iki değişkenli VAR(1)-Diagonal BEKK GARCH (1,1) modeli kullanılarak Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika ekonomilerinden oluşan BRICS ülkelerinin hisse senedi piyasaları ile Türkiye hisse senedi piyasaları arasındaki volatilite yayılımı incelenmiştir. Çalışma bulguları ilgili hisse senedi piyasaları ile Türkiye hisse senedi piyasaları arasında volatilite yayılımının olduğunu göstermektedir. Bulgular ayrıca Türkiye hisse senedi piyasalarının volatilitesi üzerinde en fazla

Güney Afrika ve Rusya, en az ise Çin ve Hindistan hisse senedi piyasalarındaki volatilitenin etkili olduğunu göstermektedir. Bu bulguların para politikası uygulamaları, yatırım stratejileri, risk yönetimi ve şirketlerin finansman politikaları açısından uygulamaya dönük oldukça önemli bilgiler içerdiği ifade edilebilir (Arago-Manzana ve Fernandez –Izquierdo, 2007:122).

Fakat daha önce de ifade edildiği gibi bu çalışmadaki analizlerde hisse senedi endekslerinin volatilitelerinde meydana gelen yapısal kırılmaların olası etkileri ile ilgili hisse senedi piyasalarının farklı zaman dilimlerinde bulunmalarına bağlı olarak ortaya çıkan işlem saati farklılıklarının olası etkileri dikkate alınmamıştır. Bu nedenle bu alanda daha sonra yapılacak çalışmalarda bu vb. hususların dikkate alınabileceği düşünülmektedir

KAYNAKÇA

- Alkan, B., & Çiçek, S., (2020). Spillover Effect in Financial Markets in Turkey. *Central Bank Review*, Vol. 20, 53-64.
- Arago-Manzana, V., & Fernandez-Izquierdo, M.A., (2007). Influence of Structural Changes in Transmission of Information Between Stock Markets: A European Empirical Study. *Journal of Multinational Financial Management*, Vol.17, 112-124.
- Aylward, A., & Glen, J., (2000). Some International Evidence on Stock Prices as Leading Indicators of Economic Activity. *Applied Financial Economics*, Vol.10,1-14.
- Bai, J., & Perron, P., (2003).Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, Vol.8, No.1, 1-22.
- Bai, J., & Perron, P., (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, Vol.66, No.1, 47-78.
- Bayramoğlu, M.F., & Abasız, T., (2017).Gelişmekte Olan Piyasa Endeksleri Arasında Volatiliteler Yayılım Etkisinin Analizi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, cilt.74, 183-200.
- Berberoğlu, M., (2020).The Investigation of Volatility Spillover Effect Between Stock Markets of Turkey, Italy, Greece And Russia. *Business & Management Studies: An International Journal*, Vol.8, No.2, 1576-1598.
- Cheung, Y-W., & Ng, L.K., (1996). A Causality-in-Variance Test And Its Application to Financial Market Prices. *Journal of Econometrics*, Vol.72, 33-48.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A., (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, 427–431.
- Dijk, D., Osborn, D.R., & Sensier,M., (2005). Testing For Causality in Variance in The Presence of Breaks. *Economic Letters*,Vol.89, No.2,193-199.

- Engle, R., & Kroner, K., (1995). Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Econometric Theory*, Vol.11, 122-150.
- Ertena, I., Tuncela, M.B., & Okay, N., (2012). Volatility Spillovers in Emerging Markets During the Global Financial Crisis: Diagonal BEKK Approach. *MPRA Paper 56190*, University Library of Munich, Germany. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/56190/>. Erişim Tarihi: 14.04.2020.
- European Central Bank. (2012). *Economic and Monetary Development, Monthly Bulletin, October*, 47-50. https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/mb_201210_focus05.en.pdf. Erişim Tarihi: 04.02.2020.
- Gebka, B., & Serwa, D., (2007). Intra- and Inter-Regional Spillover Between Emerging Capital Markets Around The World. *Research in International Business and Finance*, Vol.21, 203-221.
- Gürsoy, S., & Eroğlu, Ö., (2016). Yükselen Ekonomilerin Pay Piyasaları Arasında Getiri Ve Volatilite Yayılımı: 2006 - 2015 Yılları Arasında Yapılmış Bir Analiz. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, cilt.3, sa.1, 16-33.
- Hamao, Y., Masulis, R.W., & Ng, V., (1990). Correlation in Price Changes and Volatility Across International Stock Market. *The Review of Financial Studies*, Vol.3, No.2, 281-307.
- Inagaki, K., (2007). Testing For Volatility Spillover Between The British Pound And The Euro. *Research in International Business and Finance*, Vol.21, 161-174.
- Kanas, A., (1998). Volatility Spillover Across Equity Markets: European Evidence. *Applied Financial Economics*, Vol.8, 245-256.
- Koç, A., (2009). Borsalar Ekonomilerin Barometresi midir?. *Dünya gazetesi*, https://www.dunya.com/kose-yazisi/borsalar-ekonomilerin-barometresi-midir/55_01. Erişim Tarihi: 18.02.2020.
- Kyle, A.A., (1985). Continuous Auctions And Insider Trading. *Econometrica*, Vol.53,1315-1335.
- Mukherjee, K., & Mishra, R.K., (2010). Stock Market Integration And Volatility Spillover: India And Its Major Asian Counterparts. *Research in International Business and Finance*, Vol.24, No.2, 235-251.
- Nakajima, T., & Hamori, S., (2012). Causality-in-Mean And Causality-in-Variance Among Electricity Prices, Crude Oil Prices, And Yen-US Dollar Exchange Rates in Japon. *Research in International Business and Finance*, Vol.26, 371-386.
- Natarajan, V.K., Singh, A.R.R., & Priya, N.C., (2014). Examining Mean-Volatility Spillover Across National Stock Markets. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, Vol.19, 55-62.

- Phillips, P.C.B., & Perron, P., (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, Vol.75, No.2, 335–346.
- Ross, S.A., (1989). Information And Volatility: The No-Arbitrage Martingale Approach To Timing And Resolution Irrelevancy. *Journal of Finance*, Vol. XLIV, 1-17.
- Vo, V.X., & Tran, T.T.A., (2020). Modelling Volatility Spillovers From The Us Equity Market To Asean Stock Markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol.59, 1-8.
- Wang, Y., & Wu, C., (2012). Forecasting Energy Market Volatility Using GARCH Models : Can Multivariate Models Beat Univariate Models?. *Energy Economics*, Vol.34, 2167-2181.
- Xu, H., & Hamori, S., (2012). Dynamic Linkages of Stock Prices Between The BRICS And United States: Effects Of The 2008-2009 Financial Crisis. *Journal of Asian Economics*, Vol.23, 344-352.
- Zhou, X., Zhang, J., & Zhang, Z. (2021), “How Does News Flow Affect Cross-Market Volatility Spillovers? Evidence From China’s Stock Index Futures And Spot Markets. *International Review of Economics and Finance*, Vol.73, 196–213.
- Zivkov, D., Njagic, J., & Milenkovic, I., (2015). Bidirectional Volatility Spillover Effect Between The Exchange Rate and Stocks in Selected Eastern European Economies. *Czech Journal of Economics and Finance*, Vol.65, No.6, 477-498.