



## HİSSE SENEDİ PİYASALARINDA OYNAKLIK YAYILIMI ANALİZİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

**Murat AKKAYA\***

**Öz**

*Bu makalede Borsa İstanbul ve Türkiye için oynaklık yayılımı sonuçları verilmektedir. Oynaklık öngörülemez, belirsizlik ve risk ile ilişkilidir. Finansta ise oynaklık genellikle hisse senedi fiyatı gibi bir finansal değişkenin zaman içinde yukarı veya aşağı hareket etme oranı olarak tanımlanmaktadır. Oynaklık yayılımı da bir finansal piyasada oluşan şokun diğer piyasalardaki oynaklığı etkilemesi veya farklı finansal piyasalar arasındaki risk geçişkenliği olayıdır. Bu çalışmanın amacı, Ocak 2008 - Nisan 2020 döneminde günlük hisse senedi verilerini kullanarak asimetrik etkileri dikkate alan EGARCH modelleri kapsamında gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalardan Borsa İstanbul'a doğru oluşan oynaklık yayılımını analiz etmektir. Çalışma sonucunda asimetrik etki parametresinin ( $\theta$ ) % 1 düzeyinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu durum asimetrik etkinin, yani kaldıraç etkisinin Borsa İstanbul'da geçerli olduğunu göstermektedir. Oynaklık Dow Jones Borsa'sından Borsa İstanbul'a doğru yayılmaktadır. Ayrıca USD/TRLKuru ve TLLIBOR değişkenleri Borsa İstanbul'un oynaklığı üzerinde etkilidir. Bu sonuçlar yatırımcı davranışı ve kararında oynaklığın etkisini açıkça ortaya koymaktadır.*

**Anahtar Kelimeler:** Oynaklık, Bulaşma, Hisse Senedi Piyasası, E-Garch.



## AN ANALYSIS OF THE VOLATILITY SPREAD IN STOCK MARKET: CASE OF TURKEY

### **Abstract**

*This article provides results on the volatility spread for Borsa İstanbul and Turkey. Volatility contains unpredictability, uncertainty, and also risk. Volatility in finance generally refers to the rate of a financial variable such as stock price moving up or down over time. Volatility spreading is a shock in a financial market that increases volatility in other markets or is the risk spread between different financial markets. This study aims to analyze volatility spreads from developed and emerging markets to Borsa İstanbul within the scope of EGARCH models, which take into account the asymmetric effects using daily stock returns for the period of January 2008 - April 2020. The asymmetric effect parameter ( $\theta$ ) appears to be negative and significantly significant at 1%. This indicates that the asymmetric effect, ie the leverage effect, is valid for Borsa İstanbul. Volatility spreads from Dow Jones Stock Exchange to Istanbul Stock Exchange. In addition, the USD / TRL exchange rate and TLLIBOR variables have an impact on the volatility of Borsa İstanbul. These results clearly reveal the effect of volatility on investor behavior and decision.*

**Keywords:** Volatility, Contagion, Stock Market, E-Garch.

### **1. GİRİŞ**

Oynaklık veya volatilité, bir eğilim etrafındaki değışkenlięi veya daęılımı ölçmektedir. Bu durum hisse senedi, vadeli işlem sözleşmesi veya başka bir piyasadaki fiyat hareketi derecesinin ölçüsüdür. Ayrıca oynaklık analiz etmeyi ve uygulamayı zorlaştıran birçok incelięe sahiptir. Oynaklık yukarı veya ařaęı doęru ani sıçramalar, değışim veya değışkenlik anlamına gelmektedir. Finansta oynaklık ise genellikle hisse senedi fiyatı gibi bir finansal değışkenin zaman içinde yukarı veya ařaęı yönlü hareket etme oranını ifade etmektedir. Ayrıca bir varlık getirilerinin ortalamalarından sapsması olarak da tanımlanmaktadır.

Hisse senedi piyasalarındaki oynaklıklar yatırımcılar, düzenleyici ve finansal kurumlar için bir endişe kaynağı haline gelmektedir. Özellikle 2008 yılında ortaya çıkan küresel krizden sonra piyasalarda yaşanan hisse senedi oynaklığı, tüketici güvenini ve tüketici harcamalarını azaltması yoluyla ekonomik ve finansal performansı engellemektedir. Black ve Scholes tarafından 1973'te yayınlanan opsiyon fiyatlandırma formülü finansal ekonomi ve finans için önemli bir adımdır. Bu formül ile opsiyon fiyatlama teorisi her türlü türev menkul kıymetlerin tasarlanması, fiyatlandırılması ve korunmasına yönelik standart bir araç haline gelmiştir. Etkin bir pazarda opsiyon fiyatı için Black ve Scholes formülü altı girdiye ihtiyaç duymaktadır. Bu girdiler cari hisse senedi fiyatı, satış fiyatı, sona erme süresi, risksiz faiz oranı, temettüler ve oynaklık olarak ifade edilmektedir. Bunlardan ilk üçü en baştan bilinir. Son üçü ise tahmin edilmelidir. Bu belirsiz üç parametrenin en önemlisi volatilité, yani oynaklıktır.

Oynaklık öngörülemezlik, belirsizlik ve risk ile ilişkilidir. Genellikle piyasalarda riskle eş anlamlı görülmektedir; çünkü yüksek oynaklık menkul kıymetlerin adil bir şekilde fiyatlandırılmadığı, sermaye piyasasının olması gerektiği gibi işlemediği ve piyasa etkinliğinin bozulmasının bir belirtisi olarak düşünülmektedir. Değişimli olarak kullanılsalar da oynaklık ve risk terimleri eş anlamlı değildir. Oynaklık genellikle beklenen bir değer, fiyat veya modelden sapmayı tanımlamak için kullanılmaktadır. Fiyatların teorik varlık fiyatlandırma modeli değerlerinden sapması ve işlem gören fiyatların örnek ortalamalarından değişkenliği en iyi örneklerdir. Piyasa fiyatlarındaki oynaklık riskten kaçınan yatırımcılar üzerinde önemli derecede olumsuz etkilere sahip olabilmektedir. Böylece risk yerine de kullanılabilir. Çünkü sermaye piyasasındaki yatırımcıların korunması etkin piyasa kavramı ile yakından ilgilidir. Etkin bir portföy yönetimi gerçekleştirmek için getiri, oynaklık ve aralarındaki etkileşimleri dikkate alınmalıdır. Fakat Coronavirus (COVID-19) gibi beklenmedik olaylar finansal varlıkların fiyatlarında

ani deęişikliklere, dięer bir deyişle varlık fiyatlarında önemli ve yüksek oynaklığa neden olabilmektedir.

Oynaklık yayılımı ise, bir finansal piyasada oluşan şokun dięer piyasaların oynaklığını arttırmasıdır veya farklı finansal piyasalar arasındaki risk geçişkenliği olayıdır. Oynaklığın yayılımı uluslararası finansal piyasalarda yer alan yatırımcıların belirledięi fiyatların bilgi akışkanlığından etkilenmesi ile ortaya çıkmaktadır. Amerika Birleşik Devletleri Merkez Bankası (FED) 2013 yılında tahvil alımlarını kademeli olarak azaltmaya başlayacağını açıklamış ve gelişmekte olan ülke ekonomilerine yabancı yatırım fonlarının girişleri azalmaya başlamıştır. Ayrıca FED Aralık 2016'da faiz oranlarını artırmaya başlayarak faiz oranını 19.12.2018 tarihinde % 2,25 - 2,50'e yükseltmiştir. Bu durum gelişmekte olan ülkelerin finansal piyasalarındaki oynaklığı arttırmıştır. Çin Halk Cumhuriyeti'nde Aralık 2019 sonunda başlayan yeni COVID-19 salgını da hisse senedi ve döviz piyasalarındaki oynaklığı artırmış ve piyasalar için önemli bir risk yaratmıştır.

Bu çalışma gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin finansal piyasalarındaki oynaklığın Borsa İstanbul üzerindeki etkisini incelemektedir. Çalışmanın amacı gelişmiş ülkelerden Amerika Birleşik Devletleri (ABD), Fransa, Almanya, Japonya ile gelişmekte olan ülkelerden Çin Halk Cumhuriyeti, Hindistan, Endonezya'nın Borsa İstanbul üzerindeki oynaklık yayılımını EGARCH modeli ile analiz etmektir.

## 2. MOTİVASYON VE LİTERATÜR

Uluslararası finansal piyasalarda son 20 - 25 yılda yaşanan dalgalanmalar ve türev ürünlerin riskten korunma veya spekülatif gelir amaçlı yoğun kullanımı sonucu olarak finansal piyasaların yönünün tahmin edilmesine yönelik büyük bir ilgi duyulmaktadır. Bu nedenle finansal piyasalardaki oynaklığı modellemek için birçok çalışma yapılmaktadır. Oynaklığın bir piyasadan başka bir piyasaya yayılma mekanizmasının belirlenmesi karar verme sürecinin başındaki yatırımcılara yol

göstermektedir. Ayrıca bu kapsamda politika yapıcılara piyasalar arasındaki ilişkilerin değerlendirilmesi ve politika oluşturma konusunda önemli bilgiler sunmaktadır.

Oynaklık, bir serinin belirli bir ortalamadan sapma ritmine göre genişliğinin bir ölçüsüdür. Oynaklık kümesi olarak bilinen finansal zaman serilerindeki değişiklikler önemli göstergelerdir, seride riskinin ortaya çıkmasıyla birlikte oynaklık yapısı bilgisi yatırımcıların kararlarında önemli bir girdi olarak kullanılabilir (Gujarati, 2011). Finansal zaman serilerindeki oynaklığı modellemek için basıklık (curtosis), volatilité kümelenmesi ve ilk olarak Black (1976) tarafından ortaya konan kaldıraç etkisi gibi özelliklerin belirlenmesi gerekmektedir. Çünkü finansal zaman serilerinin hata varyansları sabit değildir, genellikle heteroskedastiktir. Dolayısıyla, sabit varyans varsayımına dayanan geleneksel zaman serisi analiz modelleri yetersiz kalmaktadır. Engle (1982) finansal varlıkların dinamik yapısını dikkate alarak zaman içinde değişkenliği tahmin etmek için Otoregresif Koşullu Değişen Varyans - Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) modelini geliştirmiştir. ARCH modeli üzerindeki çeşitli kısıtlamaların varlığı ve negatif parametre tahminleri gibi dezavantajlar sorunu Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen modelle ortadan kaldırılmış ve ARCH modeli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity - GARCH) modeline dönüştürülmüştür.

Hisse senedi piyasalarında yaşanan oynaklık yayılımı finans yazınında büyük bir yer tutmaktadır. Ancak beklenen getiri ile oynaklık arasındaki ilişki üzerine yapılan çalışmalarda çelişkili sonuçlara ulaşılmıştır. Bu çalışmaların çoğu gelişmiş ülke pazarlarını, özellikle de Amerika Birleşik Devletleri (ABD) borsalarını incelemiş ve genellikle doğrusal zaman serisi modelleri yerine ARCH ve GARCH modellerini kullanmıştır. İlk çalışmalar pozitif ve anlamlı ilişki bulmuştur (French vd. 1987; Eun

ve Shim, 1989). Oynaklık ABD borsalarından Japonya ve İngiltere borsalarına ve İngiltere'den ise Japonya'ya yayılmaktadır (Hamao vd. 1990). Sheng ve Tu (2000) ABD borsa endekslerinin kriz döneminde Asya ülkeleri üzerinde baskın bir etkiye sahip olduğunu vurgulamaktadır. Ancak Baillie ve DeGennaro (1990), Shin (2005) ve Theodossiou ve Lee (1995) olumlu, ancak önemsiz bir etki gözlemlemektedir.

Oynaklık modelleri olarak adlandırılan ARCH modelleri finans yazınında Engle (1982) tarafından zaman serisinde değişen varyans sorununun ortaya çıkmasıyla birlikte kullanılmaya başlanmıştır. Diğer çalışmalar da finansal piyasalarda yayılmış asimetrik oynaklık üzerinedir ve bu çalışmalarda genellikle GARCH modelleri tercih edilmektedir. GARCH modeli ile yapılan çalışmada hisse senedi piyasalarındaki oynaklık ABD, Hong-Kong, Japonya ve İngiltere borsalarından Singapur borsasına doğru yayılmaktadır (Bala ve Premaratne. 2004). Engle vd. (2012) 1995 - 2006 dönemi için sekiz Doğu Asya pazarındaki günlük oynaklığı Çarpım Hatası Model (Multiplication Error Model) ile araştırmıştır. Eylül 2001'de yaşanan terörist saldırısının etkisi çok azdır ve Asya krizi ise oynaklığın yayılmasının asıl nedeni olmuştur. Ayrıca GARCH ve DCC GARCH modeline göre; CAC40 - Fransız Borsa Endeksi, DAX - Alman Borsa Endeksi, FTSE100 - İngiltere Borsa Endeksi ve S&P 500 Endeksinde 05.01.2004 - 01.01.2009 döneminde oynaklık yayılımı ve yayılımın etkileri mevcuttur (Xiao ve Dhesi, 2010).

Joshi (2011) 02.02.2007 - 29.02.2010 verilerini kullanarak GARCH-BEKK modeliyle Asya borsasındaki getiri ve oynaklığı incelemiştir. İki taraflı getiri, şok ve volatilitenin borsaların çoğuna yayıldığı ve oynaklık yayılımlarının çapraz volatilité yayılımlarından daha fazla olduğu görülmüştür. Gelişmekte olan 6 ülkenin (Brezilya, Rusya, Meksika, Hindistan, Çin, Güney Afrika) borsalarında kötü haberlerin fiyatların oynaklığı üzerinde daha fazla etkisi bulunmaktadır ve hisse senedi getirilerindeki olumsuz şoklar oynaklığın orantısız bir şekilde artmasına neden olmaktadır (Tripathy ve Garg, 2013). ABD ve İslam ülkeleri borsalarında

(Türkiye, Endonezya, Pakistan, Katar, Malezya) Ocak 2008 - Ocak 2013 döneminde zayıf bir ilişki mevcuttur (Majdoub ve Mansour, 2014). Ancak 01.01.2007 - 31.12.2013 döneminde ABD piyasa haberleri Brezilya ve Çin dışındaki BRICS (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika) piyasalarını önemli ölçüde etkilemektedir (Kishor ve Singh, 2014). Li ve Giles (2015) ise ABD borsalarından Japonya ve diğer Asya ülkelerinin borsalarına doğru tek yönlü bir dalgalanma gözlemiştir. 1994 - 2016 döneminde hisse senedi getirisi ile gelişmekte olan piyasalar arasındaki ilişkiler gelişmiş piyasalar arasındaki ilişkilerden daha düşüktür ve finansal krizler sırasında artış eğilimindedir (Bala ve Takimoto, 2017).

Borsa İstanbul endekslerinde oynaklık yayılımının belirlenmesi ve oynaklık modellerinin analizi 2001 krizinden sonra yaygınlaşmıştır. Yapılan çalışmalara göre Borsa İstanbul 100 Endeks oynaklığında ARCH etkisi bulunmaktadır (Doğanay, 2003; Akgün ve Sayyan, 2007; Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2006; Atakan, 2009). 2008 Küresel Kriz'den sonra GARCH modelleri ile oynaklığın Borsa İstanbul üzerindeki etkilerini inceleyen çalışmalar önemli ölçüde artmıştır (Çağıl ve Okur, 2010; Yorulmaz ve Ekici, 2010; Güriş ve Saçıldı, 2011; Demir ve Çene, 2012; Evlimoğlu ve Çondur, 2012; Çukur vd. 2012; Kutlar ve Torun, 2013; Er ve Fidan, 2013; Samırkaş ve Düzakın, 2013; Demirhan, 2013; Demirgil ve Gök, 2014; Karabacak vd. 2014; Gürsoy ve Balaban, 2014; Gökbulut ve Pekkaya, 2014; Eryılmaz, 2015, McMillan vd. 2016; Kirkulak ve Ezzat, 2017).

GARCH modellerine ek olarak, EGARCH modeli şokların asimetrisini dikkate alarak oynaklığı tahmin edebilmektedir. Baykut ve Kula, (2018) 2007 - 2016 döneminde BİST - 50 endeksini ARCH, GARCH ve asimetrik modellerden PARCH, EGARCH ve TGARCH ile analiz etmiştir. EGARCH modelinin katsayıları anlamsız çıkmış ve oynaklık yayılımını en iyi GARCH(2,1) modeli açıklamıştır. Duran ve Şahin (2006) ise 2000:07 – 2004: 04 döneminde İMKB alt endeksleri arasındaki oynaklık

yayılımını EGARCH modeli ile incelemişler ve bu endeksler arasında anlamlı bir oynaklık yayılımı mevcut olduğunu belirlenmiştir. Ayrıca Akar (2008) Borsa İstanbul (BİST) endekslerdeki oynaklığı EGARCH modeli ile incelemiştir. BİST - 50 endeksi en çok, BİST - 100 endeksi ise en az oynak endeks olarak bulunmuştur. Yıldız (2016) ise 05 Ocak 2000 ile 9 Aralık 2015 arasındaki günlük verilerle Borsa İstanbul'da koşullu varyans modellerinin geçerliliğini test etmiştir. Borsa getirilerinin piyasaya gelen olumsuz veya kötü haberlerden daha fazla etkilendiği ve endekslerde oynaklık yayılımı olduğu görülmüştür.

Gelişmekte olan piyasalarda yaşanan şokların ardından borsa getirilerinde kalıcı sapmalar meydana gelmektedir. Negatif şoklar, pozitif şoklara kıyasla oynaklığı arttırmakta ve ayrıca piyasalar arasındaki oynaklık yayılma mekanizması da asimetric olmaktadır (Bayramoğlu ve Abasız, 2017). Değirmenci ve Abdioğlu (2017) ise Ocak 2006 ile Haziran 2015 arasında EGARCH modeli ile ABD, Kanada, Çin Halk Cumhuriyeti, Japonya, Güney Kore, Almanya, İngiltere, İsviçre ve Yunanistan ile kırılğan pazarlar (Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika, Türkiye, Macaristan, Polonya ve Şili) arasındaki dalgalanmayı analiz etmiştir. ABD, Asya ve Avrupa borsaları ve Endonezya hariç kırılğan sekizlilerin borsalarında kaldıraç etkisi bulunmaktadır. Ayrıca gelişmiş ülkelerin borsalarından kırılğan sekizlilerin borsalarına doğru oynaklık yayılımı meydana gelmektedir. 2013 - 2017 döneminde Endonezya, Meksika, Nijerya, Filipinler ve Türkiye borsalarının bilgi ve piyasa etkinliği açısından diğerlerine göre hiçbir avantajı bulunmamaktadır. Getirilerin yayılmasına benzer bir şekilde bilgi şokları ülkeler arasında asimetric olarak yayılmaktadır (Çelik vd. 2018). Türkiye ve İngiltere borsaları diğer piyasalardan gelen oynaklık yayılımına maruz kalmamaktadır, ancak 2011 - 2016 döneminde Almanya, Çin ve Rusya'da yayılım görülmektedir (Dedi ve Yavaş, 2016).

### 3. VERİ VE YÖNTEM



### 3.1. Veri ve Değişkenler

Bu çalışma Ocak 2008 - Nisan 2020 dönemi günlük hisse senedi endeksleri kapanış değerlerini kullanarak gelişmiş ülkelerden Amerika Birleşik Devletleri (ABD), Fransa, Almanya, Japonya ve gelişmekte olan piyasalardan Çin Halk Cumhuriyeti, Brezilya, Hindistan, Endonezya ile Türkiye hisse senedi piyasası arasındaki oynaklık yayılımını analiz etmektedir. Ayrıca oynaklığın önemli ölçüde yaşandığı ve Borsa İstanbul üzerinde etkili olduğu düşünülen Şikago Opsiyon Borsası Oynaklık Endeksi (Volatility Index – VIX), ABD Doları Alış Kuru, Türk Lirası faiz oranı yansıtan gösterge olarak TLLIBOR ve Türkiye 5 yıllık tahvillerinin Kredi Temerrüt Swap (Credit Default Swap – CDS) primi değişkenleri çalışmaya eklenmiştir. Çalışmada 3.108 adet gözlem bulunmaktadır. Model değişkenleri ve kısaltmaları Tablo 1’de sunulmuştur.

**Tablo 1. Değişkenler**

| Kısaltma   | Değişken  |
|------------|---|
| BIST100    | Borsa İstanbul 100 Endeksi - Türkiye                  |
| DOW JONES  | Dow Jones Sanayi Endeksi - ABD                        |
| SP500      | S&P 500 Endeksi - ABD                                 |
| NIKKEI 225 | Tokyo Menkul Kıymetler Borsası - Japonya              |
| DAX        | Frankfurt Menkul Kıymetler Borsası - Almanya          |
| CAC40      | Paris Menkul Kıymetler Borsası - Fransa               |
| INDIA      | NIFTY 50 - Hindistan Menkul Kıymetler Borsası         |
| SHANGAI    | Şangay Kompozit Menkul Kıymetler Borsası – Çin H.C.   |
| INDO       | Jakarta Menkul Kıymetler Borsası - Endonezya          |
| BOVESPA    | Brezilya Menkul Kıymetler Borsası                     |
| VIX        | Şikago Opsiyon Borsası Oynaklık Endeksi               |
| USD/TRL    | ABD Doları Alış Kuru                                  |
| TLLIBOR    | Türk Lirası Referans Faiz Oranı                       |
| CDS        | Türkiye 5 Yıl tahvillerinin Kredi Temerrüt Swap Primi |

Gelişmiş ülkelerin borsalarına ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 2’de gösterilmiştir.

**Tablo 2. Gelişmiş Ülke Borsalarına İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler**

|               | SP 500    | DOW      | DAX      | CAC40    | NIKKEI225 |
|---------------|-----------|----------|----------|----------|-----------|
| Ortalama      | 2479.52   | 16611.52 | 8970.97  | 4333.27  | 15225.96  |
| Medyan        | 1846.11   | 16179.37 | 9250.10  | 4318.60  | 15157.20  |
| Maksimum      | 29551.42  | 29551.42 | 13789.00 | 6111.24  | 24270.62  |
| Minimum       | 676.53    | 6547.05  | 3666.41  | 2519.29  | 7054.980  |
| Std. Sapma.   | 4018.68   | 5690.21  | 2678.42  | 795.98   | 5012.80   |
| Çarpıklık     | 5.69      | 0.47     | 0.01     | 0.07     | 0.11      |
| Basıklık      | 34.88     | 2.13     | 1.68     | 2.07     | 1.62      |
| Jarque-Bera   | 148476.70 | 209.92   | 225.82   | 113.71   | 254.29    |
| Toplam        | 7706373   | 51628591 | 27881790 | 13467812 | 47322296  |
| Gözlem Sayısı | 3108      | 3108     | 3108     | 3108     | 3108      |

DOW endeksi en yüksek, CAC40 ise en düşük standart sapmaya sahiptir. Tüm ülkelerin hisse senedi serilerinin çarpıklık katsayıları pozitifdir, yani serilerin dağılımı sağa çarpıktır. Jarque-Bera istatistikleri serinin normal olarak dağılmadığını göstermektedir.

Gelişmekte olan ülkelerin borsalarına ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 3'te sunulmaktadır.

**Tablo 3. Gelişmekte Olan Ülke Borsalarına İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler**

|               | BIST100   | BOVESPA   | INDIA    | INDO    |
|---------------|-----------|-----------|----------|---------|
| Ortalama      | 73487.05  | 64066.48  | 7258.12  | 4401.87 |
| Medyan        | 75476.30  | 60760.50  | 6324.78  | 4584.84 |
| Maksimum      | 123556.10 | 119528.00 | 12362.30 | 6689.28 |
| Minimum       | 21228.30  | 29435.00  | 2524.20  | 1111.36 |
| Std. Sapma.   | 22558.89  | 16755.52  | 2494.26  | 1407.22 |
| Çarpıklık     | - 0,16    | 1.16      | 0.32     | - 0,49  |
| Basıklık      | 2.53      | 4.17      | 2.01     | 2.34    |
| Jarque-Bera   | 42.58     | 868.80    | 177.98   | 179.49  |
| Gözlem Sayısı | 3108      | 3108      | 3108     | 3108    |

Borsa İstanbul, Türkiye en yüksek standart sapmaya ve Jakarta Menkul Kıymetler Borsası, Endonezya en düşük standart sapmaya sahiptir. Borsa İstanbul ve Jakarta Menkul Kıymetler Borsası sola çarpık iken Bovespa ve Hindistan Menkul

Kıymetler Borsası sađa arpıktır. BOVESPA hari tm lkelerin hisse senedi serilerinin basıklık katsayıları 3'ten fazladır, yani leptokurtiktir. Jarque-Bera istatistikleri serinin normal olarak dađılmadıđını gstermektedir.

VIX, USD/TRL, TLLIBOR ve CDS verilerine ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 4'te bulunmaktadır.

**Tablo 4. VIX, USD/TRL, TLLIBOR ve CDS Verilerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler**

|             | VIX      | USD_TL   | TLLIBOR  | CDS      |
|-------------|----------|----------|----------|----------|
| Mean        | 250.6159 | 10.92879 | 19.79036 | 279.9495 |
| Median      | 234.9765 | 10.40000 | 16.62500 | 215.1795 |
| Maximum     | 824.6110 | 25.00000 | 82.69000 | 698.8100 |
| Minimum     | 110.9460 | 2.017500 | 9.140000 | 114.4100 |
| Std. Dev.   | 94.75070 | 4.751667 | 10.07875 | 147.9971 |
| Skewness    | 1.448213 | 1.207429 | 2.465312 | 111.8810 |
| Kurtosis    | 5.795881 | 4.047657 | 10.69711 | 305.9868 |
| Jarque-Bera | 2098.707 | 897.3213 | 10820.57 | 648.8638 |

### 3.2. Yntem

Bu alıřmada EGARCH modeli tercih edilmiřtir. Klasik dođrusal regresyon modellerinin varsayımlarından bir tanesi, tahmini yapılan modellerin hata teriminin varyansının zaman iinde sabit olduđudur. Ancak zaman serisi verilerini kullanan ekonometrik modellerin tahmininde hata teriminin varyansının sabit olmadığı grlmektedir. Bundan dolayı, geleneksel zaman serisi modellerinde sabit varyans varsayımı terk edilmiřtir. Engle (1982) tarafından ekonometri literatrne tanıtılan Otoregresif Kořullu Deđiřen Varyans (ARCH) modeli ile bir dizinin kořullu ortalamasını ve varyansını aynı anda modellemek mmkndr.

Genelleřtirilmiř ARCH (GARCH) modeli ise ARCH modelinin pratik zorluklarının stesinden gelmek iin Bollerslev (1986) tarafından geliřtirilmiřtir. GARCH

modelinin ARCH modelinden farkı,  $i$ , koşullu varyans gecikmelerinin de koşullu varyans denkleminde dâhil edilebilmesidir. Dolayısıyla koşullu varyans modeli, otoregresif ve hareketli ortalamaların özelliklerini bir arada taşımaktadır. Simetrik ARCH ve GARCH modellerinde pozitif ve negatif şokların varyans üzerindeki etkisinin aynı olduğu varsayılmaktadır. Ancak genel olarak finansal piyasalarında kötü haberleri temsil eden olumsuz şokların oynaklığı iyi haberleri temsil eden pozitif şoklardan daha fazla etkilediği görülmektedir. Bu nedenle, Nelson (1991) tarafından üstel GARCH modeli olarak ifade edilen EGARCH modeli simetrik modeller tarafından ihmal edilen zayıflıkların giderilmesi gerektiği noktasından geliştirilmiştir. İlk kez Black (1976) tarafından tanıtılan bu modelin farkı; piyasaya gelen olumsuz haberlerin oynaklığı olumlu haberlerden daha fazla etkilemesi temelinde yapılandırılmış bir kaldıraç etkisinin varlığıdır. Bu modelin GARCH modeline göre birçok avantajı bulunmaktadır. Önce  $[\log(\sigma_t^2)]$  modellendiği için, parametreler negatif olsa bile,  $[(\sigma_t^2)]$  pozitif olacaktır. Bu nedenle model parametrelerine yapay olarak negatif olmayan kısıtlamalar getirmeye gerek yoktur. İkincisi de EGARCH formülü altında asimetrilere izin verilmektedir. Orijinal formülde Nelson (1991) hatalar için Genelleştirilmiş Hata Dağılımı - Generalized Error Distribution (GED) yapısını kullanmaktadır. GED, birçok seri için kullanılabilir çok büyük bir dağıtım ailesidir. Ancak neredeyse tüm EGARCH uygulamaları hesaplama kolaylığı ve sezgisel yorumlama nedeniyle GED kullanmak yerine koşullu normal hatalar kullanır (Brooks, 2008). EGARCH modeli geliştirilerek literatürde çok değişkenli EGARCH modelleri ortaya çıkmıştır. EGARCH modeli aşağıdaki gibi gösterilmiştir:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{k=1}^q \beta_k g(Z_{t-k}) + \sum_{k=1}^p \alpha_k \log \sigma_{t-k}^2$$

Asimetrinin hisse senedi getirilerinde yaygın bir kaldıraç etkisi yaratması ve GARCH modelinin parametreler üzerinde negatif kısıtlamalara sahip olması

nedeniyle Nelson (1991) tarafından geliştirilen EGARCH yöntemi daha anlamlı sonuçlar vermektedir. Hisse senedi getirileri için EGARCH modeli aşağıda gösterilmiştir:

$$R_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i R_{t-i} + \mu_t \quad \mu_t / \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (1)$$

$$\log(h_t) = \exp[\alpha_0 + \sum_{i=1}^q a_i g(Z_{t-i}) + \sum_{i=1}^p b_i \log(h_{t-i})] \quad (2)$$

$$g(Z_t) = \theta z_t + [|z_t| - E|z_t|] \quad (3)$$

1 ve 2 nolu denklemlerdeki,  $R_t$  hisse senedi getirilerini;  $\mu_t$ , stokastik hata terimini;  $\Omega_{t-1}$ , t-1 dönemindeki bilgi setini;  $h_t$ , koşullu varyansı ve  $z_t$  standartlaştırılmış hata terimini ( $\mu_t/\sqrt{h_t}$ ) göstermektedir.  $h_t$ 'nin normal olarak dağıtıldığı varsayılmaktadır.

Denklem (1) koşullu ortalama denklemi ve (2) nolu denklem de koşullu varyans denklemini göstermektedir. EGARCH modelinde varyans kendi gecikmesine ve standart hata teriminin şartına bağlıdır. Denklem (2) 'de gösterilen  $\sum_{i=1}^p b_i$  ise oynaklık yapışkanlığını ölçmektedir.

(3) nolu denklemin ikinci kısmı ARCH etkisini,  $\theta$  parametresi ise asimetric ARCH etkisini göstermektedir.  $\theta = 0$  ise bir pozitif şok benzer büyüklükteki negatif şokla aynı etkiye sahiptir. Başka bir deyişle, ARCH etkisi simetriktir.  $0 > \theta > -1$  ise negatif bir şok volatilitiyi pozitif bir şoktan daha fazla artırmaktadır, yani kötü haber iyi haberden fazla etkilemektedir. İstatistiksel olarak anlamlı ve negatif  $\theta$  kaldıraç etkisinin varlığını göstermektedir. Ülkelerin hisse senedi getiri serilerinin EGARCH modeli seçiminde p ve q gecikmeleri için tahmin edilen modellerin Ljung-Box istatistikleri dikkate alınmaktadır.

### 3.3. Ampirik Bulgular

Bu çalışmada Kanas'ın (1998) önerdiği yöntem tercih edilmiştir. Kanas, 01.01.1984 - 12.07.1993 döneminde ABD, Almanya, Fransa ve Japonya borsalarından gelişen piyasa borsalarına yayılan oynaklığın tespitinde EGARCH modeli kullanmıştır. Londra - Paris ve Paris - Frankfurt borsaları arasında karşılıklı bir ilişki bulunmaktadır. Londra'dan Frankfurt'a tek yönlü yayılma meydana gelmektedir. Bu yaklaşıma göre, gelişmiş piyasaların koşullu ortalama - varyans denkleminin en son hata kareleri, gelişmekte olan piyasaların koşullu ortalama - varyans denklemlerine dışsal bir değişken olarak ilave edilmektedir. Katsayı işaretlerine ve anlamlılığına bakılarak oynaklığın olup olmadığına karar verilmektedir.

Dow Jones'dan Borsa İstanbul'a yayılan oynaklık EGARCH (1,1) modeli aşağıdaki denklemde (4) gösterilmektedir:

$$\log(h_{BIST100,t}) = \alpha_0 + \theta_1 \left( \frac{\mu_{t-i}}{\sqrt{h_{BIST100,t-1}}} \right) + \alpha_1 \left| \frac{\mu_{t-i}}{\sqrt{h_{BIST100-1}}} \right| + \beta_1 \log(h_{BIST100-1}) + \varphi_1 \log(U_{DOW,t})$$

Denklem (4)'de  $\alpha_1$  ARCH etkisini göstermektedir.  $\theta_1$ , asimetrik ARCH etkisini ve  $\beta_1$  oynaklık yapışkanlığını temsil etmektedir,  $U_{DOW,t}$  ise Dow Jones için oluşturulan EGARCH modelinden türetilen hata terimlerinin kareleri anlamına gelmektedir.  $\Phi_t$  katsayısının istatistiksel olarak anlamlılığı oynaklık yayılımı anlamına gelmektedir.  $\phi_t$  katsayısı istatistiksel olarak anlamlıysa, oynaklık Amerika Birleşik Devletleri'nden Türkiye'ye doğru yayılmaktadır.

Şangay Kompozit ve S&P 500 dışındaki tüm borsalar arasında yüksek korelasyon bulunmaktadır ve beklendiği gibi pozitiftir (Tablo 5).

**Tablo 5. Korelasyon Tablosu**

| BIST10 | BOVESP | SHANGA |     |       |      |        |   |       |     |
|--------|--------|--------|-----|-------|------|--------|---|-------|-----|
| 0      | A      | CAC40  | DAX | INDIA | INDO | NIKKEI | I | SP500 | DOW |

|         |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| BIST100 | 1      | 0.6082 | 0.7993 | 0.9156 | 0.9158 | 0.9494 | 0.8076 | 0.1718 | 0.3923 | 0.9073 |
| BOVESPA | 0.6082 | 1      | 0.6206 | 0.5239 | 0.6914 | 0.5435 | 0.5536 | 0.1812 | 0.4414 | 0.7072 |
| CAC40   | 0.7993 | 0.6206 | 1      | 0.9099 | 0.8937 | 0.7699 | 0.9246 | 0.4910 | 0.3365 | 0.8869 |
| DAX     | 0.9156 | 0.5239 | 0.9099 | 1      | 0.9427 | 0.9461 | 0.9188 | 0.9349 | 0.3059 | 0.3323 |
| INDIA   | 0.9158 | 0.6914 | 0.8937 | 0.9427 | 1      | 0.9132 | 0.9147 | 0.2970 | 0.3869 | 0.9729 |
| INDO    | 0.9493 | 0.5435 | 0.7699 | 0.9461 | 0.9132 | 1      | 0.7976 | 0.1337 | 0.2620 | 0.9081 |
| NIKKEI  | 0.8075 | 0.5536 | 0.9246 | 0.9188 | 0.9147 | 0.7976 | 1      | 0.4008 | 0.3503 | 0.9265 |
| SHANGAI | 0.1718 | 0.1812 | 0.4910 | 0.9349 | 0.2970 | 0.1337 | 0.4008 | 1      | 0.0586 | 0.2136 |
| SP500   | 0.3923 | 0.4414 | 0.3365 | 0.3059 | 0.3869 | 0.2620 | 0.3503 | 0.0586 | 1      | 0.4277 |
| DOW     | 0.9073 | 0.7072 | 0.8869 | 0.3323 | 0.9729 | 0.9081 | 0.9265 | 0.2136 | 0.4277 | 1      |

Augmented Dickey Fuller birim kök analiz sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur.

**Tablo 6. ADF Test Sonuçları**

|            | t-Statistic | Prob.* | 1. Diff. | Prob.* |           | t-Statistic | Prob.* | 1. Diff. | Prob.* |
|------------|-------------|--------|----------|--------|-----------|-------------|--------|----------|--------|
| BIST100    | -1,205496   | 0.6743 | -2945833 | 0.0000 | SHANGAI   | -4043100    | 0.0012 | -2502041 | 0.0000 |
| DOW JONES  | -0.621017   | 0.8636 | -1705044 | 0.0000 | INDONESIA | -1367053    | 0.5999 | -5231025 | 0.0001 |
| SP 500     | -10472171   | 0.7382 | -5775788 | 0.0001 | BOVESPA   | -1666819    | 0.4481 | -2004786 | 0.0000 |
| NIKKEI 225 | -10284381   | 0.7452 | -5716508 | 0.0001 | CDS       | 1992170     | 0.9999 | -1130123 | 0.0000 |
| DAX        | -11983821   | 0.6774 | -5489324 | 0.0001 | USD/TRL   | -1691220    | 0.4357 | -1725371 | 0.0000 |
| CAC40      | -20366871   | 0.2711 | -5621374 | 0.0001 | TLLIBOR   | -4766068    | 0.0001 | -3200440 | 0.0000 |
| INDIA      | -0.862377   | 0.8004 | -2330561 | 0.0000 | VIX       | -2298602    | 0.1725 | -2036196 | 0.0000 |

Tablo 6 tüm serilerin % 1 anlamlılık düzeyinde birim kök taşıdığını göstermektedir, yani seriler durağan değildir ve 1. farkta durağan hale gelmektedirler. Serilerde gerekli dönüşümler yapılmış ve sonrasında her seri için uygun ARIMA modeli tahmin edilmiştir. En uygun ARMA modelleri Tablo 7'de sunulmaktadır.

**Tablo 7. ARMA Test Sonuçları**

|         | MODEL | AIC Value |
|---------|-------|-----------|
| BIST100 | 2     | 0         |
|         |       | -5,4172   |

|         |   |   |         |
|---------|---|---|---------|
| BOVESPA | 4 | 0 | -5,1689 |
| INDIA   | 4 | 0 | -5,6717 |
| INDO    | 4 | 0 | -5,8679 |
| SHANGAI | 3 | 0 | -5,4569 |
| NIKKEI  | 2 | 0 | 13,5984 |
| CAC40   | 2 | 0 | -5,3167 |
| DAX     | 4 | 0 | -5,6513 |
| SP500   | 0 | 0 | -3,5191 |
| DOW     | 3 | 0 | -5,9099 |

Değişen varyans ve ARCH etkisi tüm ülkeler için geçerlidir ve test sonuçları Tablo 8'de sunulmuştur.

**Tablo 8. ARCH LM Test Sonuçları**

|         | F-statistic | Prob.  |
|---------|-------------|--------|
| BIST100 | 504912,8    | 0,0000 |
| BOVESPA | 363014,8    | 0,0000 |
| INDIA   | 574535,7    | 0,0000 |
| INDO    | 1126815     | 0,0000 |
| SHANGAI | 201903,6    | 0,0000 |
| NIKKEI  | 296459,5    | 0,0000 |
| CAC40   | 160950,7    | 0,0000 |
| DAX     | 183279,6    | 0,0000 |
| SP500   | 144604,8    | 0,0000 |
| DOW     | 477280,9    | 0,0000 |

ARCH grafikleri EK 1'de sunulmaktadır. Borsa İstanbul, NIFTY 50 - Hindistan, Jakarta, Fransa, Alman ve Tokyo Menkul Kıymetler Borsasındaki değişiklikler simetriktir. Dow Jones Sanayi Ortalama Endeksi ile S&P 500 Endeksi - ABD ve Brezilya Menkul Kıymetler Borsası farklı olsa da, bu borsaların 2020 yılındaki oynaklıkları tamamen aynıdır. Şangay Kompozit Borsası – Çin H.C. tamamen farklı davranmaktadır. Tüm borsalar 2020 yılına yükselerek başlamış ve Coronavirus'un



Dünya Sağlık Örgütü tarafından bir salgın olduğu ilan edildikten sonra çok hızlı bir şekilde düşmüştür. İlginçtir ki, virüs ve salgın Aralık 2019'da Çin'de başlamasına rağmen, Şangay Menkul Kıymetler Borsası'nın oynaklığı sabit kalmaktadır. Korelasyon tablosunda da gösterildiği gibi, Şangay Menkul Kıymetler Borsası ve S&P 500 Endeksi tamamen farklı davranmaktadır.

Borsaların EGARCH modeli tahmin sonuçları Tablo 9'da verilmiştir. Koşullu varyans modeli EGARCH (1,1) olarak belirlenmiştir.

**Tablo 9. EGARCH Model Sonuçları**

| Değişkenler      | Katsayılar | Std. Hata | z-istatistik | Olasılık |
|------------------|------------|-----------|--------------|----------|
| DBIST100 (-1)    | 0,024894   | 0,017951  | 1,386717     | 0,1655   |
| DBOVESPA         | 0,026982   | 0,015453  | 1,746059     | 0,0808   |
| DCAC40           | -0,108079  | 0,284859  | -0,379412    | 0,7044   |
| DCDS             | 41,65704   | 478,1536  | 0,087121     | 0,9306   |
| DDAX             | 0,070379   | 0,143101  | 0,491808     | 0,6229   |
| DDOW             | 1,527785   | 0,141713  | 10,78087     | 0        |
| DINDIA           | 0,828671   | 0,177649  | 4,664663     | 0        |
| DINDO            | 2,038964   | 0,32726   | 6,230411     | 0        |
| DNIKKEI          | 0,102093   | 0,079101  | 1,290676     | 0,1968   |
| DSHANGAI         | 0,504125   | 0,321133  | 1,569833     | 0,1165   |
| DSP500           | 0,058286   | 0,016966  | 3,435383     | 0,0006   |
| DTLLIBOR         | -26,14452  | 12,77683  | -2,046245    | 0,0407   |
| DUSDTRL          | -90,28163  | 38,23606  | -2,361164    | 0,0182   |
| DVIX             | -2,137091  | 1,6108    | -1,326726    | 0,1846   |
| C                | 16,44828   | 16,241    | 1,012763     | 0,3112   |
| Varyans Denklemi |            |           |              |          |
| C(16) = $\phi$   | 0,361785   | 0,072327  | 5,002068     | 0        |
| C(17)            | 0,168943   | 0,014676  | 11,51163     | 0        |
| C(18) = $\theta$ | -0,060414  | 0,008325  | -7,256725    | 0        |
| C(19)            | 0,964396   | 0,005535  | 174,2355     | 0        |

Asimetrik etki parametresinin ( $\theta$ ), % 1 düzeyinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görünmektedir. Bu durum asimetrik etkinin, yani kaldıraç etkisinin Borsa İstanbul'da geçerli olduğunu göstermektedir. Asimetrik etki, kötü haberlerin hisse senedi oynaklığını iyi haberlerden daha fazla artırdığını göstermektedir. Ayrıca oynaklık yapışkanlık parametresi sifıra çok yakındır. EGARCH için Ljung-Box (LB) standart hata terimleri ve kareler istatistikleri hata terimlerinde otokorelasyon bulunmadığını ve ARCH etkisinin sırasıyla hata terimlerinde kalmadığını göstermektedir. Ayrıca  $\phi$  katsayısı istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır, yani oynaklık Dow Jones Sanayi Borsasından Borsa İstanbul'a doğru yayılmaktadır. İlginç bir şekilde Avrupa, Çin, Brezilya ve Tokyo borsalarından kaynaklanan bir oynaklık yayılımı olmamasına rağmen, Hindistan ve Endonezya Borsasından Borsa İstanbul'a doğru bir oynaklık yayılımı bulunmaktadır.

Modele eklenen VIX, USD/TRL, TLLIBOR ve CDS değişkenlerinden sadece USD/TRL alış kuru ve TLLIBOR değişkenleri Borsa İstanbul'un oynaklığı üzerinde etkilidir.

#### 4. TARTIŞMA ve SONUÇ

Bu makale oynaklığın yayılması üzerine ampirik bir çalışma sunmaktadır. 1990'larda teknoloji ve iletişim alanında yaşanan hızlı gelişmeler finansal piyasaların entegrasyonuna önemli bir ivme kazandırmıştır. Böylece pazarlar arasındaki etkileşimin yönü ve büyüklüğü her geçen gün artmaktadır. Bu durum da piyasalarda artan risk faktörleri nedeniyle yatırımcıların risk ve getiri algılarında farklılaşmaya yol açmaktadır. Literatürde oynaklık olarak da tanımlanan risk finansal varlıkların fiyatlarında dalgalanmalara neden olmaktadır. Finansal piyasalarda yaşanan oynaklık ve belirsizlikler özellikle hisse senedi getirilerini de etkilemektedir. Piyasadan gelen olumsuz haberlerin, olumlu haberlere göre daha büyük bir etkisi olması çarpan etkisini, yani kaldıraç etkisini yaratmakta ve yatırımcılar için riskleri arttırmaktadır. ABD'de ortaya çıkan ve

2008'de küreselleşen finansal krizden sonra piyasalarda belirgin bir dalgalanma seviyesi olduğu dikkat çekicidir. Ayrıca Aralık 2019'da Çin Halk Cumhuriyeti'nde ortaya çıkan ve tüm dünyayı etkileyen COVID-19 salgını borsalardan petrol fiyatlarına, faiz oranlarından altın fiyatlarına kadar tüm piyasaları tersine çevirmiştir. EK 1'deki ARCH grafikleri de tüm pazarlarda büyük bir dalgalanmanın yaşandığını göstermektedir. Türkiye dâhil bütün ülkeler COVID-19 önleyici günlük yaşamla ilgili tedbirleri sürdürmektedir. Yaşanan salgın sonucunda ABD ve Avrupa yıllık büyüme beklentilerini aşağı yönlü revize etmiştir. Faiz oranlarının uzun süre düşük ve negatif kalacağı aşıkardır. Düşük faiz ve bol likidite bu sefer çözüm olmayacaktır. Yeni çözümler ve yeni modeller düşünmenin zamanı gelmiştir.

Asimetrik etki parametresi ( $\theta$ ), % 1 düzeyinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu durum asimetrik etkinin, yani kaldıraç etkisinin Borsa İstanbul'da geçerli olduğunu göstermektedir. Oynaklık Dow Jones Borsasından Borsa İstanbul'a doğru yayılmaktadır. İlginç bir şekilde Avrupa, Çin, Brezilya ve Tokyo borsalarından kaynaklanan oynaklık yayılımı olmamasına rağmen, Hindistan ve Endonezya Borsasından Borsa İstanbul'a doğru bir oynaklık yayılımının olduğu görülmüştür. Çalışma bulguları literatür ile uyumludur (Yıldız, 2016; Bayramoğlu ve Abasız, 2017; Çelik vd. 2018). Ayrıca, USD/TRL alış kuru ve TLLIBOR değişkenleri Borsa İstanbul'un oynaklığı üzerinde etkilidir. Borsa İstanbul ile ABD Dolar kuru ve faiz oranı arasında doğrudan ilişkisi olduğu yapılan önceki çalışmalarda da bulunmuştur. Borsa İstanbul'da işlem yapanların önemli bir kısmını yabancılar oluşturmaktadır. 2020 Mayıs ayı itibariyle yabancı yatırımcıların payı % 52 olmuştur. Kurun ve faizin artması veya bu iki piyasada yüksek oynaklıklar yaşanması yatırımcı güvenini ve tüketici harcamalarını düşürmektedir. Ayrıca Türkiye gibi dolarizasyonun yüksek olduğu ülkelerde kurdaki oynaklık makroekonomik temelleri bozmaktadır. Kur artışından kaynaklanan maliyet enflasyonu faizleri yükseltmektedir ve kırılganlık yaratmaktadır. Bu itibarla Borsa İstanbul'da hisse senedi yatırımı bulunan

yatırımcıların Dow Jones Sanayi Endeksi, ABD Dolar/TRL kuru ve faiz oranlarını takip etmesinde fayda bulunmaktadır.

Gelecekteki çalışmalarda yükselen piyasaların tümü veya birkaçı için oynaklığın belirlenmesi ve/veya Coronavirüs (COVID-19) salgını öncesinde ve salgın döneminde olmak üzere oynaklık yayılımı ve finansal bulaşmanın gözlemlenmesi yararlı olacaktır.

## KAYNAKÇA

- Akar, C. (2008). Hisse senedi getirilerinde volatilité ve otokorelasyon ilişkisi: EAR-GARCH modeli. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 7, 23, 134-142.
- Akgün, I. ve Sayyan, H. (2007). İMKB-30 hisse senedi getirilerinde volatilitenin kısa ve uzun hafızalı asimetrik koşullu değişen varyans modelleri ile öngörüsü. *Iktisat İşletme ve Finans*, 22 (250), 127-141.
- Atakan, T. (2009). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında değişkenliğin (volatilitenin) ARCH-GARCH yöntemleri ile modellenmesi. *Yönetim Dergisi*, 62, 48-61.
- Baillie, R. T. ve DeGennaro, R. P. (1990). Stock returns and volatility. *Journal of financial and Quantitative Analysis*, 25(2), 203-214.
- Bala, D. A. ve Takimoto, T. (2017). Stock markets volatility spillovers during financial crises: A DCC-MGARCH with skewed-t density approach. *Borsa İstanbul Review*, 17(1), 25-48.
- Bala, L. ve Premaratne, G. (2004). *Volatility spillover and co-movement: some new evidence from Singapore*. In Midwest Econometrics Group (MEG) Fall Meetings North Western University Evanston.
- Baykut, E. ve Kula, V. (2018). Borsa İstanbul pay endekslerinin volatilité yapısı: BİST-50 örneği (2007-2016 yılları). *Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 20(1), 279-303.

- Bayramoglu, M. F. ve Abasiz, T. (2017). Gelismekte Olan Piyasa Endeksleri Arasinda Volatilite Yayilim Etkisinin Analizi/Analysis of Volatility Spreading Effect Between Developing Market Indices. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (74).
- Black, F. (1976). Studies of stock market volatility changes. *Proceedings of the American Statistical Association Business and Economic Statistics Section*.
- Black, F., & Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of political economy*, 81(3), 637-654.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
- Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge university press.
- Çağıl, G., ve Okur, M. (2010). 2008 Küresel Krizinin İmkb Hisse Senedi Piyasasi Üzerindeki Etkilerinin Garch Modelleri İle Analizi. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 28(1), 573-585.
- Çelik, İ., Özdemir, A., ve Gülbahar, S. D. (2018). Gelişmekte Olan Ülkelerde Getiri ve Volatilite Yayılımı: NIMPT Ülkelerinde VAR-EGARCH Uygulaması. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 55(636), 9-24.
- Çukur, S., Gümrah, Ü., ve Üstün Gümrah, M. (2012). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Hisse Senedi Getirileri Ve İşlem Hacmi İlişkisi. *Academic Review of Economics ve Administrative Sciences*, 5(1).
- Dedi, L. ve Yavaş, B. F. (2016). Return and volatility spillovers in equity markets: An investigation using various GARCH methodologies. *Cogent Economics ve Finance*, 4(1), 1266788.
- Değirmenci, N. ve Abdioğlu, Z. (2017), Finansal piyasalar arasındaki oynaklık yayılımı. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (54), 107-125.
- Demir, İ., ve Çene, E. (2012). İMKB 100 endeksindeki kaldıraç etkisinin ARCH modelleriyle iki alt dönemde incelenmesi/Investigating leverage effect

- on Turkish stock market with ARCH models within two sub-groups. *Istanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 41(2), 214.
- Demirgil, H., ve Gök, İ. Y. (2014). Türkiye Ve Başlıca AB Pay Piyasaları Arasında Asimetrik Volatilite Yayılımı. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 12(23), 315-340.
- Demirhan, D. (2013). Stock market reaction to national sporting success: case of Borsa Istanbul. *Pamukkale Journal of Sport Sciences*, 4(3).
- Doğanay, M. M. (2003). İMKB DİBS Fiyat Endekslerinin Volatilite ve Kovaryanslarının Öngörülmesi. *İMKB Dergisi*, 27, 17-37.
- Duran, S. ve Şahin, A. (2006). İMKB Hizmetler, Mali, Sınai ve Teknoloji Endeksleri Arasındaki İlişkinin Belirlenmesi. *Gaziosmanpaşa Üniversitesi Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 13, 1,57-70.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.
- Engle, R. F., Lilien, D. M. ve Robins, R. P. (1987). Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 391-407.
- Engle, R. F., Gallo, G. M., ve Velucchi, M. (2012). Volatility spillovers in East Asian financial markets: a MEM-based approach. *Review of Economics and Statistics*, 94(1), 222-223.
- Er, Ş. ve Fidan, N. (2013). Modeling Istanbul Stock Exchange-100 Daily Stock Returns: A Nonparametric GARCH Approach. *Journal of Business, Economics ve Finance*, 2 (1), 36-50.
- Eryılmaz, F. (2015). Modelling Stock Market Volatility: The Case Of BIST-100. *Annals of Constantin Brancusi University of Targu-Jiu. Economy Series*, (5).

- Evlimođlu, U. ve ondur, F. (2012). İMKB ile Bazı Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülke Borsaları Arasındaki Karşılıklı Bağlantıların Küresel Kriz Öncesi ve Sonrası Dönem İçin İncelenmesi. *Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 31(1): 31-58.
- Eun, C. S., ve Shim, S. (1989). International transmission of stock market movements. *Journal of financial and quantitative Analysis*, 24(2), 241-256.
- French, K. R., Schwert, G. W., ve Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of financial Economics*, 19(1), 3.
- Gökbulut, R. ve Pekkaya, M. (2014). Estimating and Forecasting Volatility of Financial Markets Using Asymmetric GARCH Models: An Application on Turkish Financial Markets. *International Journal of Economics and Finance*, 6 (4), 23-33. <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v6n4p23>
- Gujarati, D. (2011). *Econometrics by Example*. Palgrave Macmillan.
- Güriş, S. ve Saçıldı, İ. S. (2011). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Hisse Senedi Getiri Volatilitésinin Klasik Ve Bayesyen Garch Modelleri İle Analizi. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 13(2), 153-171.
- Gürsoy, M. ve Balaban, M. (2014). Hisse Senedi Getirilerindeki Volatilitenin Tahminlenmesinde Destek Vektör Makinelerine Dayalı Garch Modellerinin Kullanımı. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(8), 167-186.
- Hamao, Y., Masulis, R. W. ve Ng, V. (1990). Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *The review of financial studies*, 3(2), 281-307.
- Joshi, P. (2011). Return and volatility spillovers among Asian stock markets. *Sage Open*, 1(1), 1-8.
- Kanas, A. (1998). Volatility spillovers across equity markets: European evidence. *Applied financial economics*, 8(3), 245-256.

- Karabacak, M., Meçik, O., ve Genç, E. (2014). Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile BİST 100 Endeks Getirisi ve Altın Getiri Serisi Volatilitésinin Tahmini. *Journal of Alanya Faculty of Business/Alanya Isletme Fakóltesi Dergisi*, 6(1), 79-90.
- Kirkulak Uludag, B., ve Ezzat, H. (2017). Volatility Spillover Effect in MENA Stock Markets: Evidence from Pre-and Post-Egyptian Revolution. *Journal of Yasar University*, 12(45), 32-47.
- Kishor, N., ve Singh, R. P. (2014). Stock return volatility effect: Study of BRICS. *Transnational Corporations Review*, 6(4), 406-418.
- Kutlar, A. ve Torun, P. (2013). İMKB 100 Endeksi Günlük Getirileri İçin Uygun Genelleştirilmiş Farklı Varyans Modelinin Seçimi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakóltesi Dergisi*, (42), 1-24.
- Li, Y., ve Giles, D. E. (2015). Modelling volatility spillover effects between developed stock markets and Asian emerging stock markets. *International Journal of Finance ve Economics*, 20(2), 155-177.
- Majdoub, J., ve Mansour, W. (2014). Islamic equity market integration and volatility spillover between emerging and US stock markets. *The North American Journal of Economics and Finance*, 29, 452-470.
- McMillan, D. G., Berke, B., ve Bajo-Rubio, O. (2016). The Behaviour of Asset Return and Volatility Spillovers in Turkey: A Tale of Two Crises. *Available at SSRN 2832803*.
- Nelson D. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59(2), 347 – 370.
- Samırkaş, M. C. ve Düzakın, H. (2013). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasının Avrasya Borsaları ile Entegrasyonu. *Akademik Bakış Dergisi*, 35(25): 1-19.



- Sevüktekin, M., ve Nargeleşekenler, M. (2006). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Getiri Volatilitésinin Modellenmesi Ve Önráporlanması. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 61(4), 243-265.
- Sheng, H. C. ve Tu, A. H. (2000). A study of cointegration and variance decomposition among national equity indices before and during the period of the Asian financial crisis. *Journal of Multinational Financial Management*, 10(3-4), 345-365.
- Shin, J. (2005). Stock returns and volatility in emerging stock markets. *International Journal of Business and economics*, 4(1), 31.
- Theodossiou, P. ve Lee, U, (1995). Relationship between Volatility and Expected Returns across International Stock Markets. *Journal of Business Finance and Accounting*, 22(2), 289-300.
- Tripathy, N., ve Garg, A. (2013). Forecasting stock market volatility: Evidence from six emerging markets. *Journal of International Business and Economy*, 14(2), 69-93.
- Xiao, L., ve Dhesi, G. (2010). Volatility spillover and time-varying conditional correlation between the European and US stock markets. *Global Economy and Finance Journal*, 3(2), 148-164.
- Yıldız, B. (2016). Oynaklık Tahmininde Simetrik ve Asimetrik GARCH Modellerinin Kullanılması: Seçilmiş BİST Alt Sektör Endeksleri Üzerine Bir Uygulama. *Journal of Accounting ve Finance*, 72.
- Yorulmaz, Ö. ve Ekinci, O. (2010). İMKB'nin Latin Amerika Borsalarıyla İlişkisi Üzerine Çok Değişkenli GARCH Modellemesi. *Sosyal Bilimler Dergisi*, (1), 25-32.

## EXTENDED ABSTRACT

### Introduction

Volatility in stock markets becomes a concern for investors, regulators and financial institutions. Especially after the global crisis emerged in 2008, stock return volatility prevents economic and financial performance by reducing consumer confidence and consumer spending. Volatility is associated with unpredictability, uncertainty, and risk. It is generally seen as synonymous with risk in the markets; because high volatility is considered as a sign of unfaired priced securities, capital market not functioning properly, and deterioration of market efficiency.

Volatility measures variability or distribution around a trend. It is a measure of a degree of price movement in a stock, futures contract or other market. In addition, volatility makes it difficult to analyze and apply. Volatility means sudden jumps up or down, change or variability. Volatility in finance generally refers to the rate of a financial variable such as stock price moving up or down over time. It is also defined as the deviation of an asset from its averages.

The volatility spread is also that the shock in one financial market increases the volatility of other markets or is the risk pass-through between different financial markets. The spread of volatility occurs when the prices determined by investors in the international financial markets are affected by the fluidity of information.

### Method

This study analyzes the volatility spread between United States (USA), France, Germany, Japan from developed countries and China, India, Turkey, Indonesia from emerging stock markets using January 2008 - April 2020 period daily stock returns. In addition, Chicago Board Options Exchange Volatility Index (VIX), US Dollar Buying Rate, the Turkish lira interest rate (TLLIBOR) and Turkey 5-year bond's Credit Default Swaps (CDS) rate are added to the model. There are 3,108 observations in the study.

In symmetrical ARCH and GARCH models, it is assumed that the effect of positive and negative shocks on variance is the same. However, negative shocks, which represent bad news in financial markets in general, affect volatility more than positive shocks representing good news. Thus, EGARCH model expressed as exponential GARCH model by Nelson (1991), has been developed from the point that weaknesses neglected by symmetrical models should be eliminated.

In this study, the methodology proposed by Kanas (1998) is preferred. The statistical significance of the  $\phi_t$  coefficient means volatility spread.  $\phi_t$  coefficient is statistically significant, volatility spreads from the United States to Turkey.

### Findings (Results)

There is a high correlation between all exchanges except Shanghai Composite and S&P 500 Stock Exchange and it is positive as expected. At 1% significance level, all series have unit roots, so the series are not stationary and become stationary at the first difference. The necessary transformations are made in the series and then the appropriate ARIMA model is estimated for each series.

According to the ARCH graphics in Appendix 1; Borsa İstanbul, NIFTY 50 - The Stock Exchange in India, Jakarta, France, German and Tokyo Stock Exchange are symmetrical. Although the Dow Jones Industrial Average Index and the S & P 500 Index - the US and Brazilian Stock Exchange are different, the volatility of all stock markets' in 2020 is exactly the same. Shanghai Composite Exchange – China, behaves completely different. All exchanges started by rising to 2020 and dropped very quickly after Coronavirus was declared an epidemic by the World Health Organization. Interestingly, although the virus and epidemic started in China in December 2019, the volatility of the Shanghai Stock Exchange remains stable. As shown in the correlation table, the Shanghai Stock Exchange and the S&P 500 Index behave completely differently.

The asymmetric effect parameter ( $\theta$ ) appears to be negative and statistically significant at the 1% level. This shows that the asymmetric effect, that is the leverage effect, is valid in Borsa İstanbul. The asymmetrical effect shows that bad news increases stock return volatility more than good news. Also, the volatility stickness parameter is very close to zero. Ljung-Box (LB) standard error terms and squares statistics for EGARCH show that there are no autocorrelations in the error terms and the ARCH effect does not remain in the error terms, respectively. In addition, volatility spreads from Dow Jones Exchange to Borsa İstanbul. Interestingly. Although the volatility from the European, Chinese, Brazilian and Tokyo stock exchanges has no relationship, there is a volatility spread from the Indian and Indonesian Stock Exchange towards Borsa İstanbul. Only the USD / TRY and TLLIBOR variables affect the volatility of Borsa İstanbul.

### Conclusion and Discussion

This article presents an empirical study on the volatility spread in Borsa İstanbul and Turkey. Previous studies show that Borsa İstanbul returns have a direct relationship with the US Dollar rate and interest rate. Non-resident investors have a significant portion of the trade in Borsa İstanbul. As of May 2020, the share

of foreign investors is 52%. Increasing exchange rates and interest rates or high volatility in these two markets reduce investor confidence and consumer spending. Moreover, in countries like Turkey where high dollarization takes place, volatility in exchange rates and interest rates distort macroeconomic fundamentals. Cost inflation arising from the increase in exchange rates increases the interests and creates fragility. In this respect, it is beneficial for investors who have stock investments in Borsa Istanbul to follow Dow Jones Industrial Index, US Dollar rate and interest rates.

For future studies, it will be useful to identify volatility for all or some of the emerging markets and / or to monitor volatility spread and financial contamination, prior to and during the epidemic of Coronavirus (COVID-19).

## EK 1. ARCH LM Test Grafikleri

