



## BİST 30 endeksi ve uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki volatilitate etkileşiminin çok değişkenli stokastik volatilitate modeli ile araştırılması<sup>1</sup>

### Investigation of volatility interaction between BIST 30 index and international stock markets with multivariate stochastic volatility model

<sup>1</sup> Bu çalışma ikinci yazar danışmanlığında birinci yazarın Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalında tamamladığı "Finans biliminde temel teoriler ve geçerliliklerinin testi üzerine denemeler: Borsa İstanbul örneği" başlıklı doktora tezinden üretilmiştir.

Salih Mutlu<sup>2</sup> 

Rabia Aktaş<sup>3</sup> 

Koray Kayalidere<sup>4</sup> 

<sup>2</sup> Arş. Gör. Dr., Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi, Bilecik, Türkiye,  
[salih.mutlu@bilecik.edu.tr](mailto:salih.mutlu@bilecik.edu.tr)

ORCID: 0000-0001-8162-6774

<sup>3</sup> Prof. Dr., Manisa Celal Bayar Üniversitesi, Manisa, Türkiye,  
[rabia.aktas@cbu.edu.tr](mailto:rabia.aktas@cbu.edu.tr)

ORCID: 0000-0002-7006-5235

<sup>4</sup> Doç. Dr., Manisa Celal Bayar Üniversitesi, Manisa, Türkiye,  
[koray.kayalidere@cbu.edu.tr](mailto:koray.kayalidere@cbu.edu.tr)

ORCID: 0000-0003-4073-1644

#### **Sorumlu Yazar/Corresponding Author:**

Salih Mutlu,

Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi, Bilecik, Türkiye, [salih.mutlu@bilecik.edu.tr](mailto:salih.mutlu@bilecik.edu.tr)

**Başvuru/Submitted:** 13/11/2023

**Revizyon/ Revised:** 4/12/2023

**Kabul/Accepted:** 6/12/2023

**Yayın/Online Published:** 25/12/2023

**Atıf/Citation:** Mutlu S., & Aktaş R., & Kayalidere K., BİST 30 Endeksi ve uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki volatilitate etkileşiminin çok değişkenli stokastik volatilitate modeli ile araştırılması, bmij, (2023) 11 (4): 1321-1337, doi: <https://doi.org/10.15295/bmij.v11i4.2324>

#### **Öz**

Piyasaların küresel bir boyut kazanması piyasalar arası entegrasyonu arttırmakta bunun sonucunda ise söz konusu piyasalar arasında yüksek volatilitate etkileşimleri gözlemlenmektedir. Piyasaların volatilitate etkileşimlerinin incelenmesi portföy yaklaşımı açısından yatırımcının kararlarını etkilemektedir. Bu çalışmanın amacı, Türkiye hisse senedi piyasasının uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki volatilitate etkileşimlerini araştırmaktır. Bu bağlamda BİST 30 Endeksi ile 7 farklı ülkenin (ABD, İngiltere, Almanya, Fransa, Çin, Brezilya ve Yunanistan) hisse senedi endeksi çok değişkenli stokastik volatilitate modeli kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmanın sonucunda Türkiye hisse senedi piyasasına sadece ABD ve Çin piyasalarından volatilitate yayılımı olduğu tespit edilmiştir. Türkiye hisse senedi piyasasından ise araştırılan piyasaların hiç birisine bir aktarım söz konusu değildir.

**Anahtar Kelimeler:** Volatilitate Yayılımı, Uluslararası Portföy Teorisi, Çok Değişkenli Stokastik Volatilitate Modeli

**Jel Kodları:** G14, G15

#### **Abstract**

The globalization of markets increases the integration between markets, and as a result, high volatility interactions can be observed among these markets. Analyzing the volatility interactions of markets impacts investors' decisions regarding portfolio approach. This study aims to investigate the volatility interactions between the Turkish stock market and international stock markets. The BIST 30 Index and the stock indices of 7 countries (USA, UK, Germany, France, China, Brazil and Greece) are analyzed using a multivariate stochastic volatility model. As a result of the study, only volatility spillovers from the US and Chinese markets to the Turkish stock market were found. There is no transmission from the Turkish stock market to any analysed markets.

**Keywords:** Volatility Spillover, International Portfolio Theory, Multivariate Stochastic Volatility Model

**Jel Codes:** G14, G15

## Extended Abstract

### Investigation of volatility interaction between bist 30 index and international stock markets with multivariate stochastic volatility model

#### Literature

Within the scope of the literature on volatility spillovers between stock market indices, firstly, when the studies including the Turkish stock market index as a variable are examined, it is seen that there is volatility spillover from the US stock market to the Turkish stock market (Choudhry, 2004; Gök and Kalaycı, 2015; Karğın et al., 2018; Ergün and Karabıyık, 2020; Yağcılar, 2021), that this effect intensified during the 2008 crisis period (Akça and Öztürk, 2016; Bajo-Rubio et al., 2017) and became widespread after liberalization (Darrat and Benkato, 2003). Some studies detect bidirectional volatility spillovers between the markets of the two countries (Akçalı et al., 2019; Sezen, 2021), find a limited relationship (Polat, 2018) and conclude that there is no interaction between them (Gürsoy and Gövdere, 2020). Çelik et al. (2018) investigated the stock markets of 5 emerging economies, including Turkey (Turkey, S. Africa, Brazil, India and Indonesia), regarding volatility interaction and concluded that the BIST 100 Index is unaffected by other country indices. Demirgil and Gök (2014) focus on the stock markets of Turkey, Germany, the UK and France and find that there is volatility transmission from all three country markets to the BIST 100. In studies investigating the volatility spillover relationship between foreign markets, it is concluded that there is volatility transmission from the US stock market to the markets under investigation (Hammao et al., 1990; Kim and Rogers, 1995; Polat, 2018) and that the markets interact (Savva, 2009; Sezen, 2021). The literature shows that "multivariate ARCH/GARCH" class models and "spillover index model of Diebold Yılmaz" are generally used to investigate the volatility interaction between stock markets. This study aims to investigate the volatility interactions of the Turkish stock market with international stock markets using a relatively new method, the multivariate stochastic volatility model. In this context, the BIST 30 Index and the stock indices of 7 countries (USA, UK, Germany, France, China, Brazil and Greece) are analyzed using the multivariate stochastic volatility model.

#### Design and method

This study type is a research paper that uses econometric analysis and theoretical background. The stock market data of BIST 30 index and 7 alternative countries are obtained daily from Borsa Istanbul and Investing.com platforms between 11.04.2013 and 31.08.2022. These data are tested with the ADF Unit Root Test and then analyzed with the multivariate stochastic volatility model (DCC-MSV) that allows for the dynamic conditional correlation structure proposed by Yu and Meyer (2006). WinBUGS package program is used to estimate the models. Return series are mean adjusted before estimating the model. In the estimation phase, 55,000 iterations were performed for each model, and 50,000 samples were taken as the basis, ignoring the first 5,000 to avoid the initialization effect.

#### Findings and discussion

According to the volatility interaction between international indices and the BIST 30 Index, only a unidirectional and significant volatility spillover from the S&P 500 Index and the SHANGHAI Index to the BIST 30 Index is found. There is no transmission from the BIST 30 to any of the indices. These results are in line with the results of studies (Choudhry, 2004; Gök and Kalaycı, 2015; Karğın et al., 2018; Ergün and Karabıyık, 2020; Yağcılar, 2021; Sezen, 2021) that found volatility spillovers from the US stock market to the Turkish stock market and Çelik et al. (2018)'s conclusion that there is no volatility relationship between the Brazilian stock market and the BIST 100 Index. The values obtained are quite high according to the dynamic conditional correlation results. Therefore, there is a strong and same-directional correlation between the BIST 30 Index and the returns of other financial assets included in the study. The predictability of the volatility of alternative financial assets is important in terms of the controllability of the risk to be assumed by the financial investor when making investment decisions. In this context, the results include the volatility predictability of the series.

Regarding portfolio theory, the existence of volatility transmission between markets will restrict markets from acting independently. Therefore, the absence of volatility transmission among alternative financial assets to be included in the portfolio is an approach in line with the theory. As a result of the analysis, FTSE 100, DAX, CAC40, ATHINA and BOVESPA markets, which are the markets where no volatility spillover effect is observed with the BIST 30 Index, can be evaluated in this context. In terms of international portfolio theory, the fact that the correlation results between the BIST 30 Index and other international indices are very close to 1 will cause the diversification strategy to be ineffective.

#### Conclusion, recommendation and limitations

In addition to the correlation value, which measures the integration between markets, volatility spillovers are also seen as an indicator of whether the efficient market theory is supported or not, as well as an opportunity to evaluate diversification opportunities. The Turkish equity market and alternative markets are evaluated in terms of international diversification opportunities in the context of volatility spreads and dynamic conditional correlation value, and it is seen that this strategy alone will not be sufficient to reduce risk as financial markets generally act together. The results also suggest that markets are not efficient. Although 2442 observations were utilized in the series between 11.04.2013 and 31.08.2022, 2311 observations were included in this series since the starting date of the index data on the source platform for the Greek stock market was 14.10.2013. Although the literature generally supports the study's results, the analysis methods have been questioned over time. Therefore, in future studies, alternative methods to be used by researchers for a similar data set and period are considered useful to determine whether the results are stable.

## Giriş

Finansal piyasalardaki dijitalleşmenin hızla yaygınlaşması, yatırım sürecini oldukça kolay ve cazip bir noktaya taşımakla kalmamış, aynı zamanda piyasaların ait oldukları coğrafi sınırları aşarak küresel bazda yatırımcılara hitap etmesinin yolunu açmıştır. Piyasaların küresel bir boyut kazanması piyasalar arası getiri ve volatilitate etkileşimlerini de artırmaktadır. Finans alanında yaygın kullanımı olan volatilitate kavramı, bir ekonomik varlığın fiyatında görülen ani fiyat değişiklikleri olarak ifade edilir. Volatilitenin yüksek olma durumu ve öngörülememesi riske işaret edeceğinden, finansal yatırımcının tercihini doğrudan etkileyecektir. Piyasalar arasındaki uluslararası etkileşimler bir piyasadaki diğer bir piyasaya olabileceği gibi, karşılıklı yani çift yönlü de olabilir. Bu durum piyasaların bilgiyi işleme seviyeleri ile ilgilidir (Demirgil ve Gök, 2014, s. 316-317). Dolayısıyla volatilitate yayılımı piyasaların etkinlik yapıları hakkında önemli bilgi sağlamaktadır. Volatilitate yayılım ilişkisinin tespiti, finansal varlıkların en az birinde meydana gelecek bir şokun diğer piyasaya taşınması anlamına geldiği için, yatırımcıya portföy oluşturma kararı aşamasında önemli bilgi verecektir.

Finansal varlık volatilitelerinin modellenmesi konusunda, literatürde deterministik ve stokastik modellerden sıklıkla yararlanılmaktadır. Deterministik modeller, değişen varyans sorunu içeren finansal zaman serilerine ait volatilitate sürecini sağlıklı bir şekilde tespit edebilmek için Engle (1982) tarafından önerilen Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) grubu modellerdir. Stokastik volatilitate modelleri ise yine benzer özellikteki finansal serilere uygulanabilmesi yanı sıra, ARCH tipi volatilitate modellerine göre daha üstün ve güçlü alternatifler sunmaktadır. Söz konusu üstünlük, ARCH tipi modeller volatilitenin yalnızca koşullu özellikleri ile ilgilenirken, stokastik modellerde volatilitenin hem koşullu hem de koşulsuz özelliklerini dikkate almasından kaynaklanmaktadır (Hepsağ, 2013, s. 88).

Çalışmanın sonraki kısmında, konunun teorik çerçevesi ve yöntem olarak kullanılacak olan stokastik volatilitate modelleri açıklanacaktır. Analiz kısmında ise, Türkiye hisse senedi piyasası ile çeşitli uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki volatilitate yayılım ilişkisi ve koşullu korelasyon yapıları araştırılacaktır.

## Teorik çerçeve

### Volatilitate yayılımı

Volatilitate, ekonomik bir varlığın fiyatında ani olarak meydana gelen fiyat değişimleri olarak tanımlanabilir. Finansal piyasalar için sıklıkla kullanılan bu kavram, ortalama fiyata göre önemli derecede düşüş ve yükseliş hareketlerini barındırmaktadır. Volatilitate kavramı literatürde “oyunluk” olarak da isimlendirilmektedir. Bir finansal varlıkta volatilitenin yüksek olması, o finansal varlık yatırımcısının risk ile karşı karşıya olduğu anlamına gelmektedir (Sevüktekin ve Nargelecekenler, 2006, s. 244). Diğer bir ifadeyle, volatilitate ne derece yüksekse, söz konusu varlık o kadar risklidir. Dolayısıyla volatilitenin dikkate alınması, yatırımcı açısından gelecekte getiri beklentisi bulunan finansal varlığa güvenilebilmesi açısından önem taşımaktadır. Volatilitate yayılımı, bir piyasadaki şoklar neticesinde meydana gelen oynaklığın başka bir piyasaya yansıdığı ya da taşındığı süreçtir (Verma ve Jackson, 2012, s. 2-3; Akel, 2011, s. 54; Topaloğlu, 2019, s. 576). Bu süreç, finansal piyasadaki bozulmaların bir ülkedeki finansal piyasanın bir noktasından başka bir ülkeye veya yerel olarak ilgili bir finansal varlıktan başka bir finansal varlığa yayılması, hisse senedi fiyatları ve borsadaki birlikte hareket etme yoluyla gözlemlenmektedir (Mwambuli, Xianzhi ve Kisava, 2016, s. 344). Tüm dünyada finans piyasalarının hızla küreselleşmesi ve entegrasyonu finansal piyasaların karşılıklı etkileşimlerini artırmış, bu durum da finansal varlıklar arasında volatilitate yayılımını güçlendirmiştir (Verma ve Jackson, 2012, s. 2). Yayılıma konu olan volatilitenin anlamlı olup olmadığının ekonometrik modeller kullanılarak test edilmesi ise volatilitate yayılma etkisi olarak ifade edilmektedir (Akel, 2011, s. 54). Bir finansal piyasadaki meydana gelen şokun başka bir finansal piyasaya yansıyıp yansımadığını, diğer bir ifadeyle ne boyutta bir volatilitate yayılımı olduğunu tespit edebilmek için literatürde korelasyon katsayısı, eşbütünlük analizleri, volatilitate modelleri ve yayılma mekanizmasının doğrudan tahmin edilmesi olmak üzere dört farklı yaklaşım benimsenmiştir (Forbes ve Rigobon, 2002, s. 2227-2228).

Volatilitate yayılımı, yatırımcıların yatırım stratejilerini kurgulamada ve karar alma aşamalarında kritik seviyede etkili olmaktadır. Yatırımcılar volatilitenin piyasalarda meydana getirdiği etkiyi dikkate alarak finansal varlık getirileri hakkında öngöründe bulunmayı tercih edebilmektedir. Buradan da anlaşılacağı üzere volatilitate yayılımının belirlenebilmesi, yatırım potansiyeli taşıyan finansal varlıklardan sağlanabilecek getirilerin analiz edilmesi sürecinde önemlidir (Değirmenci ve Abdioglu, 2017, s. 105). Uluslararası boyutta düşünüldüğünde, dünya piyasalarında volatilitate yayılım etkisini ve bu davranışın kaynaklarını anlamak, uluslararası çeşitlendirilmiş portföyler üzerine yatırım politikaları ve riskten korunma stratejileri geliştirmeye imkan tanıyabilmektedir (Lee, 2013, s. 1).

## Literatür taraması

Bu bölümde hisse senetleri piyasaları arasında volatilité yayılımının araştırıldığı geçmiş çalışmalara yer verilmiştir.

**Tablo 1:** Hisse Senetleri Piyasaları Arasındaki Volatilité Yayılımlarına Ait Literatür

Yazar ve Tarih	Değişkenler	Dönem ve Frekans	Yöntem	Bulgular
Hamao, Masulis ve Ng (1990)	S&P500 FTSE-100 ve Nikkei 225	01.04.1985-31.03.1988 (Günlük)	GARCH-M	ABD hisse senedi piyasasından araştırılan diğer piyasalara volatilité yayılımı olduğu belirlenmiştir.
Kim ve Rogers (1995)	S&P500, Nikkei 225 ve KOSPI (Kore)	02.10.2985-23.03.1992 (Günlük)	GARCH	ABD hisse senedi piyasasından diğer piyasalara volatilité yayılımı tespit edilmiştir.
Darrat ve Benkato (2003)	BİST 100, S&P500, FTSE 100 ve NIKKEI-225 ve Almanya Endüstriyel Endeks	01.01.1986-10.03.2000 (Aylık)	GARCH	Liberalleşme öncesi dönemde (Ocak 1986-Ağustos 1989) diğer piyasalardan BİST 100'e volatilité yayılımı yok iken, liberalleşme sonrasında (Ağustos 1989-Mart 2000) S&P 500 ve FTSE 100 endekslerinden volatilité aktarımı mevcuttur.
Choudhry (2004)	ABD, Türkiye, Yunanistan, Hindistan-Pakistan, İsrail-Ürdün hisse senedi piyasaları	01.01.1991-30.06.2001 (Günlük)	Non-Linear MA-GARCH-t	ABD piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına, Türkiye'den de Yunanistan borsasına tek yönlü volatilité yayılımları belirlenmiştir.
Savva (2009)	S&P500 ve Avrupa'nın 5 endeksi	03.08.1990-12.04.2005 (Günlük)	EGADC	ABD hisse senedi piyasası ile Avrupa hisse senedi piyasaları arasında çift yönlü bir volatilité etkileşimine rastlanmıştır.
Demirgil ve Gök (2014)	BİST 100, FTSE 100, DAX ve CAC 40	02.01.2002-30.09.2013 (Günlük)	Çok değişkenli VAR-EGARCH	İncelenen 3 ülke piyasasından da BİST 100'e bir volatilité yayılım etkisi bulunmuştur. Ayrıca koşullu korelasyon katsayıları açısından BİST 100 ile diğer piyasa getirileri arasında görece düşük bir ilişki (ortalama 0.41) vardır.
Gök ve Kalaycı (2015)	BİST 30 Futures ve S&P 500 Futures	04.01.2010-31.12.2012 (Günlük)	İki Değişkenli VAR-GARCH(1,1)	ABD vadeli piyasadan TR vadeli piyasasına doğru hem getiri hem de volatilité yayılımının tek yönlü olarak varlığı belirlenmiştir.
Dedi ve Yavas (2016)	Almanya, İngiltere, Çin, Rusya, Türkiye ETF getirileri	31.3.2011-13.03.2016 (Günlük)	MARMA ve GARCH Modelleri	En yüksek oynaklıklar Türkiye ve Rusya'da görülmüştür. İngiltere ve Türkiye dışındaki ülkelere örnekleme dahil edilen ülkelerden volatilité yayılımı mevcuttur.
Akça ve Öztürk (2016)	Türkiye, ABD, Almanya, İngiltere, İspanya ve Yunanistan hisse senedi piyasası	03.01.2003-30.12.2014 (Günlük)	Diebold ve Yılmaz Yayılım End.	Ülke endeksleri arasında volatilité yayılımı olmakla birlikte, 2008 küresel finansal krizi döneminde bu etkinin çok arttığı belirlenmiştir.
Bayramoğlu ve Abasız (2017)	MSCI veri tabanından elde edilen 4 ülke endeksi (Türkiye, Brezilya, Rusya ve Meksika) ile gelişen ülke endeksi (MSCI EM)	12.03.2013-30.12.2016 (Günlük)	VAR-EGARCH	Gelişen piyasalar (EM) endeksinden incelenen tüm ülke endekslerine doğru bir volatilité aktarımı olduğu, yani EM endeksin öncül özellik taşıdığı tespit edilmiştir. Ayrıca elde edilen R <sup>2</sup> istatistik değerinin oldukça düşük olması, piyasalara ait öngörülebilirliği kısıtladığından ülke borsalarının zayıf formda etkindir.
Bajo-Rubio, Berke ve McMillan (2017)	Türkiye, ABD ve Almanya hisse senedi piyasaları endeksi, Emtia Piyasa Endeksi, Dolar/TL ve Euro/TL	01.01.1999-12.03.2015 (Günlük)	Diebold ve Yılmaz Yayılım Endeksi	Dotcom çöküş dönemini (1999-2006) içeren periyotta değişkenler arası volatilité yayılım etkisi daha çok varlık sınıfı içerisinde (özellikle S&P-DAX endeksleri ile USD-EURO kurları arasında) yaygınken, likidite kaynaklı mali kriz döneminde (2007-2015) değişkenler arası genel ve güçlü bir yayılım saptanmıştır.
Çelik, Özdemir, Gürsoy ve Ünlü (2018)	Gelişmekte olan 5 ülkenin hisse senetleri piyasa endeksi ile altın ve Brent petrol	01.02.2006-30.07.2015 (Günlük)	Çok D.VAR-EGARCH	Gelişmekte olan 5 ülkeye ait borsa endeksleri arasındaki volatilité yayılımına ilişkin olarak BİST 100 endeksinin diğer ülke endekslerinden etkilenmediği görülmüştür.
Karğın, Kayalidere, Güleç ve Erer (2018)	BİST 100, DAX 30 ve CAC 40 ve S&P 500	02.01.2004-31.01.2017 (Günlük)	Threshold VAR (TVAR)	Gelişmiş ülke endekslerinden BİST 100 endeksinde volatilité yayılımı olduğu, özellikle küresel riskin yoğun olduğu dönemlerde bu etkinin arttığı, görece en çok güçlü etkinin S&P500 endeksinden yayıldığı belirlenmiştir.

Polat (2018)	Türkiye, ABD, Almanya, İngiltere, Fransa, Japonya, İtalya, Kanada, Norveç hisse senedi piyasa endeksleri	01.01.1998-27.02.2018 (Günlük)	Diebold ve Yılmaz Yayılım Endeksi	ABD'nin 1. İngiltere'nin de 2. derecede büyük net volatilité yayıcısı ülke olduđu, Türkiye'nin hem volatilité yayma hem de alma açısından etkisi en düşük ülke olduđu belirlenmiştir.
Topalođlu (2019)	CBOE VIX Endeksi ile OECD'nin 19 kurucu ülke borsa endeksleri	25.03.2015-21.09.2008 (Günlük)	CCC-MGARCH	VIX Volatilité Endeksinden İzlanda OMX Endeksi haricindeki tüm borsa endekslerine negatif yönde volatilité yayılımı olduđu saptanmıştır.
Akçalı, Mollaahmetođlu ve Altay (2019)	BİST 100, petrol, Dow Jones, VIX, Dolar Endeksi ve JP EMBI	30.09.2009-05.07.2018 (Günlük)	DCC-GARCH	Dow Jones ve BİST 100 endeksleri arasında çift yönlü bir volatilité yayılım ilişkisine rastlanmıştır.
Topalođlu (2020)	BİST Sınai ve Mali Endeksleri	14.03.2001-10.08.2018 (Günlük)	Çok D. MGARCH	BİST Mali Endeks'ten Sınai endeksine dođru pozitif yönde bir volatilité yayılımı bulunmuştur.
Gürsoy ve Gövdere (2020)	Gelişmiş ve gelişmekte olan ülke endeksleri	02.01.2006-15.09.2017 (Günlük)	Çok Deđişkenli VAR-EGARCH	Türkiye pay piyasasına; İngiltere, Fransa'dan güçlü, Japonya ve Almanya'dan zayıf bir volatilité aktarımı tespit edilmiştir. Fransa'dan gelen etki negatiftir. ABD'den gelen anlamlı bir volatilité etkileşimi görülmemiştir.
Ergün ve Karabıyık (2020)	BİST 100, S&P500, FTSE 100, BOVESPA'nın dahil olduđu toplam 19 hisse senedi piyasa endeksi	17.01.2000-17.06.2019 (Haftalık)	Diebold ve Yılmaz Yayılım Endeksi	S&P 500 ve FTSE 100 endekslerinden diđer endekslere yüksek düzeyde volatilité yayılımı belirlenmiştir. S&P 500'den BİST 100'e görece en az düzeyde (%0.03) yayılım hesaplanmıştır.
Sezen (2021)	G-20 ülkelerinin hisse senedi piyasaları	02.01.2002-29.01.2021 (Günlük)	Varyansta Nedensel-lik Testi Hong (2001)	Tüm hisse senedi piyasaları arasında çift yönlü ve kuvvetli derecede bir volatilité yayılımı tespit edilmiştir.
Yağcılar (2021)	MSCI'nin oluşturduđu 7 farklı bölge endeksi ile MSCI Dünya ve MSCI Gelişen piyasalar	09.07.2012-19.02.2021 (Günlük)	Diebold ve Yılmaz Yayılım End.	Araştırılan endeksler içerisinde Türkiye'ye en yüksek volatilité etkisi Amerika Piyasasından gelmektedir.
Akarsu (2022)	BİST sektör endeksleri, S&P500 ve Dolar/TL	27.01.2012-31.12.2021 (Haftalık)	DCC-MSV	S&P 500 Endeksi'nden BİST Hizmetler Endeksi'ne, BİST Finansal Endeks'ten S&P500 Endeksi'ne dođru bir volatilité yayılımı bulunurken, BİST Sanayi Endeksi ve S&P 500 arasında yayılım yoktur.

Hisse senedi piyasa endeksleri arasındaki volatilité yayılımına dair literatür kapsamında ilk olarak Türkiye hisse senedi piyasası endeksinin de deđişken olarak yer aldıđı çalışmalar incelendiđinde, ABD hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına volatilité yayılımı olduđu (Choudhry, 2004; Gök ve Kalaycı, 2015; Karđın vd., 2018; Ergün ve Karabıyık, 2020; Yağcılar, 2021), söz konusu etkinin 2008 kriz döneminde yoğunlaştıđı (Akça ve Öztürk, 2016; Bajo-Rubio vd., 2017) ve liberalleşme sonrası yaygınlaştıđı (Darrat ve Benkato, 2003) sonucuna varan çalışmalara rastlanmıştır. Yine iki ülke piyasaları arasında çift yönlü volatilité yayılımını tespit eden (Akçalı vd., 2019; Sezen, 2021), ilişkinin kısıtlı derecede bulunduđunu belirten (Polat, 2018) ve aralarında etkileşim olmadıđı sonucuna varan (Gürsoy ve Gövdere, 2020) çalışmalar mevcuttur. Çelik vd. (2018), Türkiye'nin de aralarında olduđu gelişmekte olan 5 ülkenin (Türkiye, G. Afrika, Brezilya, Hindistan ve Endonezya) hisse senedi piyasasını volatilité etkileşimi açısından araştırmış ve BİST 100 Endeksi'nin diđer ülke endekslerinden etkilenmediđi sonucuna ulaşmıştır. Demirgil ve Gök (2014) Türkiye, Almanya, İngiltere ve Fransa hisse senedi piyasalarına odaklanmış ve üç ülke piyasasından da BİST 100'e volatilité aktarımı olduđunu belirtmiştir.

Yurt dışı piyasalar arasındaki volatilité yayılım ilişkisinin araştırıldıđı çalışmalarda ise, ABD hisse senedi piyasasından, araştırılan piyasalara volatilité aktarımı bulunduđu (Hammao vd., 1990; Kim ve Rogers, 1995; Polat, 2018) ve piyasaların karşılıklı etkileşimde olduđu (Savva, 2009; Sezen, 2021) sonucuna ulaşılmıştır.

Literatürde hisse senedi piyasaları arasında volatilité etkileşimi araştırılırken yöntem olarak genellikle "çok deđişkenli ARCH/GARCH" sınıfı modeller ve "Diebold Yılmaz yayılım endeksi" kullanıldıđı dikkat çekmektedir. Bu kapsamda stokastik volatilité modellerinin de piyasalar arasındaki volatilité yayılım ilişkilerinin tespit edilmesinde kullanılması yararlı görülmektedir.

## Yöntem

### Stokastik volatilité modelleri

Finansal zaman serileri analiz edilirken genellikle zaman boyutuna bađlı olarak deđişen varyansa sahip oldukları görülmektedir. Bu yapıdaki serilerin deđişen varyans özelliđini esas alarak volatilitenin

modellemesinde literatüre Engle (1982) tarafından kazandırılan otoregresif koşullu değişen varyans modelleri (ARCH) sıklıkla kullanılmaktadır. Adından da anlaşılacağı üzere bu model yapısında koşullu varyans, geçmiş dönem verilerine binaen modellenmektedir. Volatilitenin modellenmesinde ARCH sınıfı modellere alternatif olarak geliştirilen stokastik volatilitite modelleri Taylor (1986) tarafından literatüre kazandırılmıştır.

Stokastik volatilitite modellerini deterministik (ARCH sınıfı) volatilitite modellerinden ayıran temel farklılığı volatilitiyi gözlenemeyen, gizli bir değişken olarak modele dahil etmesidir (Broto ve Luiz, 2004, s. 613). ARCH ve GARCH modellerinde deterministik bir yapıda yani gözlemlenebilir bir değişken olarak modellenen volatilitenin, stokastik volatilitite yapısında ise öngörülemez bir şok tarafından belirlendiği varsayılmaktadır (Hepsağ, 2013, s. 37-38).

Stokastik volatilitite modelleri deterministik volatilitite modellerine göre bir takım avantajlar taşımaktadır. Bu avantajlar şu şekilde sıralanabilir (Pellegrini ve Rodriguez, 2007, s. 8):

- İstatistiksel özelliklerini bulmak ve belirlemek daha basittir.
- Çok değişkenli yapılara kolaylıkla genişletilebilirler.
- Varlık fiyatlama modellerine yakın modeller olduklarından finans teorileri kapsamında kullanılmaları caziptir.
- Finansal varlık getirilerinin sıklıkla gözlenen ampirik özelliklerini daha iyi biçimde kapsarlar.

Çalışmaya tek değişkenli ve çok değişkenli stokastik volatilitite modellerine yer verilerek devam edilecektir.

### Tek değişkenli stokastik volatilitite (SV) modelleri

Klasik yapı itibarıyla,  $r_t$  gibi bir getiri serisine ait volatilitenin tahmin edilmesi için kullanılan modelin genel yapısı şöyledir:

$$r_t = \mu_t + y_t \quad (1)$$

$$y_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada  $\mu_t$  sabit terimi veya otoregresif bir değişkeni;  $y_t$  stokastik bir süreç olan hata terimini (ortalama modelinden elde edilen kalıntılar) diğer bir ifadeyle ortalamadan arındırılmış (demeaned) getiri serisini;  $\varepsilon_t$  sıfır ortalama ve birim varyansa sahip tesadüfi bir değişkeni;  $\sigma_t$  ise  $r_t$  getiri serisinin geçmiş değerlerine bağlı olan deterministik veya stokastik bir sürece sahip parametreyi ifade etmektedir. Dolayısıyla volatilitite modelinin deterministik ya da stokastik olarak değerlendirilirken  $\sigma_t$ 'nin izlediği sürece odaklanılmaktadır (Pellegrini ve Rodriguez, 2007, s. 6; Göktaş ve Hepsağ, 2016, s. 7). Stokastik volatilitite modelinin klasik gösterimi şöyledir:

$$y_t = \exp(h_t/2)\varepsilon_t \quad (3)$$

$$h_t = \gamma + \theta h_{t-1} + \eta_t \quad (4)$$

Denklem 3 ve 4'te yer alan  $\varepsilon_t$  ve  $\eta_t$  parametreleri birbirlerinden bağımsız, aynı zamanda homojen (i.i.d) dağılıma sahip tesadüfi değişkenlerdir.  $h_t$  parametresi gözlenemeyen (gizli) volatilitiyi ifade ederken,  $\theta$  parametresi ise volatiliteye gelen şokların sürekliliğini (kalıcılığını) ölçmektedir. Stokastik volatilitite modelinin durağanlık koşulu gereğince hesaplanan  $\theta$  değerinin 0 ile 1 arasında olması beklenir. Ayrıca bu değer 1'e ne derece yakınsa ilgili finansal varlıkta volatilitite kümelenmeleri oluştuğu ve herhangi bir volatilitite şokunun kalıcı etkilere sahip olduğu ifade edilebilecektir<sup>1</sup>. Volatilitite denklemindeki kalıntıyı gösteren  $\eta_t$ 'nin Gausyan süreç içerdiği varsayılmaktadır. Bu kalıntı parametresinin varyansı olan  $\sigma_\eta^2$  ise gelecek dönemde volatilitiyeye ait belirsizliğin ölçüsü olarak değerlendirilmektedir.  $\theta$  parametresi ile  $\sigma_\eta^2$  arasında negatif yönlü bir ilişki söz konusudur.  $\theta$  parametresi 1 değerine yaklaştıkça,  $\sigma_\eta^2$  de 0'a yaklaşmaktadır. Böylelikle,  $\theta = 1$  ve  $\sigma_\eta^2 = 0$  durumunda koşullu varyans zamana bağlı olarak değişme göstermeyecek ve  $y_t$  getiri serisi sabit varyanslı (homoskedastik) bir yapıda olacaktır (Göktaş ve Hepsağ, 2016, s. 8).

### Çok değişkenli stokastik volatilitite (MSV) modelleri

Klasik deterministik modellerin de çok değişkenli hale evrilmesi sürecinde olduğu gibi tek değişkenli stokastik volatilitite modellerinin yapısına ilave bir değişken eklenmesiyle elde edilen model yapısı çok değişkenli stokastik volatilitite modeli olarak ifade edilmektedir. Bu modeller birden fazla finansal varlığın volatilitelerini ve volatilitite etkileşimini aynı anda tahmin etmeye imkân sağlar.

<sup>1</sup> ARCH/GARCH tipi modellerde ise kalıcılığa ait değerlendirmeler  $\alpha$  ve  $\beta$  parametreleri üzerinden yapılmaktadır.

Çok değişkenli volatilité modellerindeki korelasyon yapılarına ait bilgi; varlık fiyatlama, optimal portföyün risk yönetimi ve portföy dağılımı başta olmak üzere birçok finansal uygulama çerçevesinde alınacak kararlarda kritik önem taşımaktadır. Ayrıca finansal volatilitenin birden fazla finansal varlık (veya piyasa) arasındaki etkileşimi ve ortak hareketi bilindiğinden, söz konusu volatilitéyi birden fazla değişkenli yapıda modellemek istatistiksel açıdan çok daha etkin sonuçlar sağlamaktadır (Asai, McAleer ve Yu, 2006, s. 146).

Temel yapıda çok değişkenli stokastik volatilité modeli Harvey, Ruiz ve Shephard (1994) tarafından geliştirilmiştir. Modelde yer alan  $\mathbf{y}_t$   $N \times 1$  boyutunda bir vektöre karşılık geldiğinde ( $N$  değişken sayısıdır) model şu şekilde ifade edilebilmektedir:

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_t &= \mathbf{H}_t^{1/2} \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad t=1, \dots, T \\ \mathbf{h}_{t+1} &= \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Phi}(\mathbf{h}_t - \boldsymbol{\mu}) + \boldsymbol{\eta}_t \quad t=1, \dots, T-1 \\ \mathbf{H}_t^{1/2} &= \text{diag}(\exp(h_{1t}/2), \dots, \exp(h_{Nt}/2)) \quad (5) \\ \mathbf{h}_1 &\sim N_N(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}_0) \\ \begin{pmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_t \\ \boldsymbol{\eta}_t \end{pmatrix} \mid \mathbf{h}_t &\sim N_{2N}(0, \boldsymbol{\Sigma}) \quad \boldsymbol{\Sigma} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}} & 0 \\ 0 & \boldsymbol{\Sigma}_{\boldsymbol{\eta}\boldsymbol{\eta}} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

Modelde  $\mathbf{h}_t = (h_{1t}, \dots, h_{Nt})'$   $m \times 1$  boyutlu ve gözlenemeyen log-oynaklık vektörünü,  $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \dots, \mu_N)'$  volatilité modelindeki sabitler vektörünü,  $\boldsymbol{\Phi} = \text{diag}(\phi_1, \dots, \phi_N)$  parametre matrisinin köşegen elemanlarını,  $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$  ortalama denkleminin çok değişkenli sıfır ortalamaya sahip ve normal dağılım gösteren hata terimini,  $\boldsymbol{\eta}_t$  ise volatilité denkleminin çok değişkenli normal gösteren hata terimini ifade etmektedir.  $\boldsymbol{\Sigma}_{\boldsymbol{\eta}\boldsymbol{\eta}} = \{\sigma_{\eta,ij}\}$  pozitif tanımlı kovaryans matrisini ve  $\boldsymbol{\Sigma}_{\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}} = \{\rho_{ij}\}$  ise korelasyon matrisi olarak tanımlanmaktadır. Bu korelasyon matrisinde  $\rho_{ii} = 1$  ve  $i \neq j$  koşulunda  $|\rho_{ij}| < 1$  olan pozitif bir matristir (Asai vd., 2006, s. 148). Bu temel çok değişkenli modelde, finansal varlıklara ait getirilerin volatiliteleri arasındaki etkileşim incelenmemektedir (Hepsağ, 2013, s. 92). Model yapısı itibarıyla finansal varlıklara ait getirilerin volatiliteleri arasındaki nedensellik bağına, karşılıklı korelasyonlar ve getirilerin birbirleriyle etkileşimlerine izin vermemektedir (Yu ve Meyer, 2006, s. 365).

Bollersev (1990) tarafından önerilen CCC-GARCH modelin stokastik versiyonu olan CCC-MSV modeli, getiri şoklarının korelasyonuna olanak sağlamaktadır. Bu modelde, getiriler çarpraz bağımlı olmaktadır (Yu ve Meyer, 2006: 365). Model şu şekilde ifade edilebilmektedir:

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_t &= \mathbf{H}_t^{1/2} \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N_2(0, \boldsymbol{\Sigma}_{\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon},t}) \\ \mathbf{h}_{t+1} &= \boldsymbol{\mu} + \text{diag}(\phi_1, \phi_2)(\mathbf{h}_t - \boldsymbol{\mu}) + \boldsymbol{\eta}_t \\ \boldsymbol{\eta}_t &\sim N_2(0, \text{diag}(\sigma_1^2, \sigma_2^2)) \\ \mathbf{H}_t^{1/2} &= \text{diag}(\exp(h_{1t}/2), \exp(h_{2t}/2)) \quad (6) \\ \boldsymbol{\Sigma}_{\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}} &= \begin{pmatrix} 1 & \rho_t \\ \rho_t & 1 \end{pmatrix} \\ \rho_t &= \text{COV}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) \end{aligned}$$

Burada  $\text{diag}(\phi_1, \phi_2)$  ya da matrisi ifade eden ( $\boldsymbol{\Phi}$ ) ile köşegen elemanları her bir piyasadaki volatilitéyi yakalamaktadır. Modelde değişkenler arası volatilité etkileşimlerinin yanı sıra,  $\rho_t$  parametresi ile değişkenler arasında sabit korelasyon değeri de hesaplanabilmektedir.

Yu ve Meyer (2006) tarafından önerilen dinamik koşullu korelasyon yapısına izin veren çok değişkenli stokastik volatilité modeli (DCC-MSV) ise şu şekilde ifade edilebilmektedir:

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_t &= \mathbf{H}_t^{1/2} \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N_2(0, \boldsymbol{\Sigma}_{\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon},t}) \\ \mathbf{h}_{t+1} &= \boldsymbol{\mu} + \text{diag}(\phi_1, \phi_2)(\mathbf{h}_t - \boldsymbol{\mu}) + \boldsymbol{\eta}_t \\ \boldsymbol{\eta}_t &\sim N_2(0, \text{diag}(\sigma_1^2, \sigma_2^2)) \\ \mathbf{H}_t^{1/2} &= \text{diag}(\exp(h_{1t}/2), \exp(h_{2t}/2)) \quad (7) \\ \boldsymbol{\Sigma}_{\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon},t} &= \begin{pmatrix} 1 & \rho_t \\ \rho_t & 1 \end{pmatrix} \\ q_{t+1} &= \Psi_0 + \Psi_1(q_t - \Psi_0) + \sigma_p v_t \\ \rho_t &= \frac{\exp(qt) - 1}{\exp(qt) + 1} \end{aligned}$$

Modelde  $h_0 = \mu$  ve  $q_0 = \Psi_0$  olarak kabul edilmektedir.  $\Sigma_{\epsilon\epsilon,t}$ 'nin iyi tanımlanmış bir korelasyon matrisi olabilmesi için  $\rho t$ 'nin -1 ile 1 arasında değerler alması gerekmektedir. Bu model kapsamında sadece oynaklıklar değil, değişkenler arasındaki getiri yapısı da zamana bağlı olarak değişmektedir. Modelde  $\rho t$  korelasyon katsayısı, Fisher dönüştürmesinden yararlanılarak  $qt$  aracılığıyla hesaplanabilmektedir. Burada zamana bağlı olarak değişim özelliğini gösteren yapı da  $\Psi_0$  ve  $\Psi_1$  parametreleri ile sağlanmaktadır. (Yu ve Meyer, 2006, s. 366).

Çalışmada değişkenler arasındaki volatilité yayılımının araştırılması kapsamında deterministik modellere göre daha yeni bir yöntem olan ve sonuçlar hakkında daha fazla yorum yapabilme olanağı sağlayan stokastik volatilité yapısı kullanılmıştır. Stokastik volatilité modellerinin türleri içerisinde araştırmanın veri seti kısmında açıklanan değişkenlerin pratik hayatta dinamik ilişkiler taşıdığından yola çıkarak, dinamik korelasyon yapısına izin veren (7 numaralı denklem grubunda gösterilen) DCC-MSV modeli tercih edilmiştir.

## Veri seti

Analizde kullanılan veri setine ait bilgiler Tablo 2'de sunulmuştur. Türkiye hisse senedi piyasasında hesaplanan çeşitli endeksler olmakla birlikte bu endeksler içerisinde yüksek işlem hacmi göz önüne alındığında piyasayı en iyi temsil ettiği değerlendirilen BİST 30 Endeksi kullanılmıştır. Her bir zaman serisi için günlük logaritmik getiri serileri  $Y_t = \ln(P_t/P_{t-1}) \times 100$  formülü ile hesaplanmıştır. Serilerin genelinde 11.04.2013-31.08.2022 aralığında 2442 adet gözlemden yararlanılmış olmakla birlikte, Yunanistan borsası için kaynak platformda endeks verisi başlangıç tarihinin 14.10.2013 olması sebebiyle, bu seride 2311 gözleme yer verilmiştir. Modellerin tahmini için WinBUGS paket programı kullanılmıştır. Model tahmin edilmeden önce getiri serileri ortalamaya göre düzeltilmiştir. Tahminleme aşamasında her bir model için 55.000 adet yineleme yapılmış olup, başlangıç etkisinden kaçınmak için ilk 5.000'i göz ardı edilerek 50.000 örneklem esas alınmıştır.

**Tablo 2:** Veri Setine Ait Bilgiler

SERİ GRUBU	Seri Kodu	Tanımı	Kaynak	Dönem
ANA ENDEKS	BİST 30	Borsa İstanbul 30 Endeksi	BİST Datastore	11.04.2013- 31.08.2022 (2442 Gözlem)
ULUSLARARASI HİSSE SENEDİ ENDEKSLERİ	S&P 500	ABD S&P 500 Endeksi	Investing.com	
	FTSE100	Londra Borsa Endeksi	Investing.com	
	DAX	Almanya Bileşik Borsa Endeksi	Investing.com	
	CAC40	Paris Borsası Endeksi	Investing.com	
	ŞANGHAY	Çin-Shangay Kompozit Endeksi	Investing.com	
	BOVESPA	Brezilya Borsa Endeksi	Investing.com	
ATİNA	Yunanistan Borsa Endeksi (AGC)	Investing.com	2311 Gözlem	

## Bulgular

Analiz edilen değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler aşağıda yer almaktadır.



**Tablo 3:** Tanımlayıcı İstatistikler

<i>Fiyat</i>	<b>Ort.</b>	<b>Medyan</b>	<b>Max</b>	<b>Min</b>	<b>Std. Sap.</b>	<b>Çarpık.</b>	<b>Basık.</b>	<b>J-B.</b>	<b>Prob</b>
BİST 30	1 267.8	1 168.7	3 460.8	741.72	47.7300	2.2070	8.2784	4 817.5	0.0000
S&P 500	2738.99	2581.5	4796.56	1541.6	850.703	0.7952	2.5539	277.640	0.0000
FTSE100	6891.8	6938.4	7877.45	4993.9	513.364	-0.4816	2.5977	110.901	0.0000
DAX	11781.4	11447.5	16271.0	7460.0	1991.65	0.1874	2.4110	49.5907	0.0000
CAC40	5140.11	5061.7	7376.37	3595.6	803.730	0.5895	2.6771	152.070	0.0000
ŞANGHAY	3029.98	3099.2	5166.35	1950.0	527.310	0.0191	3.8765	78.3180	0.0000
BOVESPA	77944.4	74381.0	130776	37497.0	25674.0	0.2948	1.6533	219.900	0.0000
ATİNA	804.990	797.300	1369.56	440.88	182.870	0.8901	3.6107	341.080	0.0000
<i>Log-Getiri</i>	<b>Ort.</b>	<b>Medyan</b>	<b>Max</b>	<b>Min</b>	<b>Std. Sap.</b>	<b>Çarpık.</b>	<b>Basık.</b>	<b>J-B.</b>	<b>Prob</b>
BİST 30	0.0494	0.0299	6.9095	-10.9019	1.5230	-0.7348	8.0989	2 864.0160	0.0000
S&P 500	0.0372	0.0373	8.9683	-12.7652	1.0866	-0.9543	21.6321	35 679.320	0.0000
FTSE100	0.0051	0.0288	8.6668	-11.5124	1.0014	-0.8730	16.1799	17 977.910	0.0000
DAX	0.0200	0.0544	10.4142	-13.0548	1.2340	-0.6028	13.2982	10 934.500	0.0000
CAC40	0.0198	0.0443	8.0560	-13.0983	1.2090	-0.8426	14.0582	12 726.200	0.0000
ŞANGHAY	0.0150	0.0000	5.6036	-8.8729	1.3031	-1.1330	10.9831	7 004.193	0.0000
BOVESPA	0.0279	0.0000	13.0222	-15.9930	1.5734	-0.9671	16.9203	20 089.260	0.0000
ATİNA	-0.0115	0.0000	10.8501	-17.7128	1.8585	-1.0688	15.9528	16 588.230	0.0000

Tablo 3 içerisinde serilerin hem fiyat hem de logaritmik getiri değerleri yer almaktadır. Logaritmik getiri değerleri incelendiğinde, Yunanistan borsası haricinde tüm serilerde pozitif getiri durumu olduğu görülmektedir. Çarpıklık katsayısı açısından tüm seriler sağa çarpık (değer <0) özelliğindedir. Bununla birlikte basıklık değerleri incelendiğinde tüm serilerin şişman kuyruk (leptokurtic) özelliği (değer >3) taşıdığından, araştırılan serilerin normal dağılıma sahip olmadıkları ifade edilebilmektedir.

Analiz kapsamına alınan değişkenlerin birbirleri arasındaki ilişkilerin görülmesi için Tablo 4'te korelasyon analizinin sonuçları sunulmuştur.

**Tablo 4:** Değişkenler Arasındaki Korelasyon Değerleri

<b>Seri</b>	<b>B30</b>	<b>FIS</b>	<b>DAX</b>	<b>CAC</b>	<b>SHA</b>	<b>BOV</b>	<b>ATİ</b>
B30	1.00						
	----						
	0.00						
S&P	0.80						
	0.00						
FIS	0.43	1.00					
	0.00	----					
DAX	0.68	0.54	1.00				
	0.00	0.00	----				
CAC	0.77	0.62	0.95	1.00			
	0.00	0.00	0.00	----			
SHA	0.35	0.20	0.65	0.56	1.00		
	0.00	0.00	0.00	0.00	----		
BOV	0.69	0.40	0.84	0.83	0.36	1.00	
	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	----	
ATİ	0.08	0.26	-0.01	0.11	-0.42	0.02	1.00
	0.00	0.00	0.53	0.00	0.00	0.32	----

Tablo 4 incelendiğinde, BİST 30 Endeksi'nin alternatif uluslararası hisse senedi piyasaları arasında en yüksek korelasyon değeri ABD piyasası, en düşük korelasyon değeri de Yunanistan piyasası ile hesaplanmıştır.

Değişkenlere ait ADF birim kök testi sonuçları Tablo 5'te sunulmuştur.

**Tablo 5:** ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Seri	DÜZEY			LOGARİTMİK GETİRİ (1. FARK)		
	S	S&T	S&T'siz	S	ST	S&T'siz
BİST 30	3.3030	1.6433	3.0296	-33.0819***	-33.1629***	-33.0382***
S&P 500	-0.6406	-2.3311	1.4803	-10.7367***	-10.7372***	-10.5221***
FTSE100	-3.1782**	-3.3417*	0.0917	-14.8795***	-14.8764***	-14.8797***
DAX	-2.2647	-3.2511*	0.3233	-13.3573***	-13.3813***	-13.3346***
CAC40	-2.0422	-3.4188**	0.4631	-13.6145***	-13.6144***	-13.5915***
ŞANGHAY	-2.5264	-2.6240	-0.0057	-9.7860***	-9.8001***	-9.7742***
BOVESPA	0.3868	-3.7468**	0.3868	-13.3529***	-13.3529***	-13.3274***
ATİNA	-2.3998	-2.2273	-0.9596	-18.0874***	-18.1087***	-18.0881***
*, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.						
	Sabitli (S)	Sabitli ve Trendli (S&T)		Sabitli ve Trendsiz		
0.01	-3.4328	-3.9618		-2.5659		
0.05	-2.8625	-3.4116		-1.9409		
0.1	-2.5673	-3.1276		-1.6166		

Birim kök testi sonuçlarına göre, serilerin düzey değerlerinde tüm yapılarda durağanlığın sağlanmadığı görülmektedir. Birinci derece fark almak suretiyle seriler getiri formatına dönüştürülmüş ve durağanlık koşulu sağlanmıştır. Bu kapsamda analize getiri serileri ile devam edilecektir. Getiri serileri ile tahmin edilen dinamik koşullu korelasyona izin veren stokastik volatilité (DCC-MSV) modelinin tahmin sonuçları aşağıdadır.

**Tablo 6:** BİST 30 ve S&P 500 Endeksleri İçin DCC-MSV Model Tahmin Sonuçları

Parametre	Ortalama	Standart Sapma	Test İstatistiği
$\mu_{30}$	0.54570*	0.07859	6.94363
$\mu_{SP500}$	-0.53490*	0.16420	-3.25761
$\theta_{30-30}$	0.87460*	0.03211	27.23762
$\theta_{30-SP500}$	0.02228*	0.01039	2.14437
$\theta_{SP500-SP500}$	0.95400*	0.01000	95.40000
$\theta_{SP500-30}$	0.02385	0.01527	1.56189
$\psi_1$	0.89230*	0.07524	11.85938
$\psi_0$	0.57440*	0.04881	11.76808
$\sigma_{\eta 30}$	0.34090*	0.05062	6.73449
$\sigma_{\eta SP500}$	0.31970*	0.03000	10.65667

\*İstatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir.

BİST 30 ve S&P 500 endeksleri için tahmin edilen stokastik volatilité modeline ait sonuçlar Tablo 6'da incelenebilmektedir. S&P 500 endeksi getiri serisinin kendi volatilitésini ifade eden  $\theta_{SP500-SP500}$  parametresi 0.95 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuca göre S&P 500 endeksi volatilitésinde yüksek kalıcılık mevcuttur.  $\theta_{30-SP500}$  parametresinin sonucu 0.02'dir ve sonuç istatistiksel açıdan anlamlıdır. S&P 500 endeksi volatilitésinde meydana gelebilecek %1'lik bir şok ertesi gün BİST 30 endeks volatilitésini % 0.02 oranında arttıracaktır. Ters yönde bir volatilité etkileşimi ise anlamsızdır. Endekslerin getirileri arasındaki korelasyon sonucu 0.89 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuç her iki getiri serisi arasında pozitif yönlü ve yüksek düzeyde bir dinamik ilişki bulunduğuna işaret etmektedir. S&P 500 endeksi getiri serisinin volatilité değişkenliğini gösteren değer ( $\sigma_{\eta SP500}^2$ ) 0.10 olarak hesaplanmıştır. S&P 500 volatilitésinin öngörülebilir seviyede olduğu saptanmıştır.

**Tablo 7:** BİST 30 ve FTSE 100 Endeksleri İçin DCC-MSV Model Tahmin Sonuçları

Parametre	Ortalama	Standart Sapma	Test İstatistiği
$\mu_{30}$	0.51860*	0.07025	7.38221
$\mu_{FTSE100}$	-0.52950*	0.11910	-4.44584
$\theta_{30-30}$	0.86610*	0.03268	26.50245
$\theta_{30-FTSE100}$	0.02027	0.01352	1.49926
$\theta_{FTSE100-FTSE100}$	0.94830*	0.01172	80.91297
$\theta_{FTSE100-30}$	0.01883	0.01399	1.34596
$\psi_1$	0.93590*	0.02872	32.58705
$\psi_0$	0.77870*	0.05883	13.23644
$\sigma_{\eta 30}$	0.35120*	0.05068	6.92976
$\sigma_{\eta FTSE100}$	0.26200*	0.02869	9.13210

\*İstatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir.

BİST 30 ve FTSE 100 Endeksleri için tahmin edilen stokastik volatilité modeline ait sonuçlar Tablo 7’de görülmektedir. FTSE 100 endeksi getiri serisinin kendi volatilitésini ifade eden  $\theta_{FTSE100-FTSE100}$  parametresi 0.94 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuca göre FTSE 100 endeksi volatilitésinde kalıcılık etkisi oldukça yüksektir. Her iki seri açısından da volatilité aktarım parametreleri istatistiksel açıdan anlamsız bulunduğundan, bir piyasadan diğer piyasaya bir yayılım etkisinin olmadığı belirlenmiştir. Endekslerin getirileri arasındaki korelasyon sonucu 0.93 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuç her iki getiri serisi arasında pozitif yönlü ve yüksek düzeyde bir dinamik ilişki bulunduğunu ifade etmektedir. FTSE 100 getiri serisinin volatilité değişkenliğini gösteren değer ( $\sigma_{\eta FTSE100}^2$ ) 0.07 olarak hesaplanmıştır. FTSE 100 endeksi getiri serisine ait volatilité öngörülebilirliğinin son derece yüksek olduğu söylenebilecektir.

**Tablo 8:** BİST 30 ve DAX Endeksleri İçin DCC-MSV Model Tahmin Sonuçları

Parametre	Ortalama	Standart Sapma	Test İstatistiği
$\mu_{30}$	0.52300*	0.07136	7.32904
$\mu_{DAX}$	-0.04830	1.12270	-0.04302
$\theta_{30-30}$	0.86670*	0.03040	28.50987
$\theta_{30-DAX}$	0.02252	0.01276	1.76489
$\theta_{DAX-DAX}$	0.94420*	0.01193	79.14501
$\theta_{DAX-30}$	0.02307	0.01463	1.57690
$\psi_1$	0.94510*	0.02935	32.20102
$\psi_0$	0.76300*	0.06273	12.16324
$\sigma_{\eta 30}$	0.35060*	0.04460	7.86099
$\sigma_{\eta DAX}$	0.29140	0.03168	9.19823

\*İstatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir.

BİST 30 ile DAX Endeksi getirilerinin Tablo 8’de incelenebildiği model sonuçlarına göre, DAX Endeksi volatilitésinde kalıcılığa ait parametre olan  $\theta_{DAX-DAX}$  0.94 bulunmuştur. Bu durum, DAX endeksinde volatilitenin sürekli etkilere sahip olduğu anlamına gelmektedir. Serilerde volatilité yayılımının olmadığı, volatilité etkileşim parametreleri olan  $\theta_{30-DAX}$  ve  $\theta_{DAX-30}$  parametre sonuçlarının istatistiksel açıdan anlamlı bulunmaması ile anlaşılmıştır. Endeks getirileri arasında ise yüksek seviyede pozitif bir korelasyon ilişkisi vardır. DAX Endeksi’nin volatilité değişkenliği açısından  $\sigma_{\eta DAX}^2$  parametresinin sonucu 0.08 olarak hesaplanmış olup, bu değer düşük olması ve serinin volatilité kalıcılığının yüksek olması endeksin volatilité öngörülebilirliğini göstermektedir.

**Tablo 9:** BİST 30 ve CAC 40 Endeksleri İçin DCC-MSV Model Tahmin Sonuçları

Parametre	Ortalama	Standart Sapma	Test İstatistiği
$\mu_{30}$	0.52900*	0.06992	7.56579
$\mu_{CAC40}$	-0.12090	0.12630	-0.95724
$\theta_{30-30}$	0.86840*	0.03259	26.64621
$\theta_{30-CAC40}$	0.01992	0.01236	1.61165
$\theta_{CAC40-CAC40}$	0.94850*	0.01025	92.53659
$\theta_{CAC40-30}$	0.01880	0.01397	1.34574
$\psi_1$	0.96150*	0.02291	41.96857
$\psi_0$	0.78460*	0.06008	13.05925
$\sigma_{\eta 30}$	0.35280*	0.04889	7.21620
$\sigma_{\eta CAC40}$	0.28790*	0.02404	11.97587

\*İstatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir.

BİST 30 ve CAC 40 Endeksleri için tahmin edilen stokastik volatilité modeline ait sonuçlar Tablo 9'da sunulmuştur. CAC 40 Endeksi getiri serisinin kendi volatilitésini ifade eden  $\theta_{CAC40-CAC40}$  parametresi 0.95 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuca göre CAC 40 volatilitésinde kalıcılık etkisi oldukça yüksektir. Her iki seri açısından da volatilité aktarım parametreleri istatistiksel açıdan anlamsız olduğundan, bir piyasadan diğer piyasaya bir yayılım etkisinin olmadığı belirlenmiştir. Endekslerin getirileri arasındaki korelasyon sonucu 0.96 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuç, her iki getiri serisi arasında pozitif yönlü ve çok yüksek düzeyde bir dinamik ilişki bulunduğunu ifade etmektedir. CAC 40 Endeksi getiri serisinin volatilité değişkenliğini gösteren değer ( $\sigma_{\eta_{CAC40}}^2$ ) 0.08 olarak hesaplanmıştır. CAC 40 endeksi getiri serisine ait volatilité öngörülebilirliğinin son derece yüksek olduğu saptanmıştır.

**Tablo 10:** BİST 30 ve ATİNA Endeksleri İçin DCC-MSV Model Tahmin Sonuçları

Parametre	Ortalama	Standart Sapma	Test İstatistiği
$\mu_{30}$	0.48880*	0.06992	6.99085
$\mu_{ATİNA}$	0.53250*	0.11230	4.74176
$\theta_{30-30}$	0.86280*	0.03949	21.84857
$\theta_{30-ATİNA}$	0.20780	0.12520	1.65974
$\theta_{ATİNA-ATİNA}$	0.89950*	0.01752	51.34132
$\theta_{ATİNA-30}$	0.04920	0.02686	1.83172
$\psi_1$	0.96500*	0.02243	43.02274
$\psi_0$	0.49310*	0.08388	5.87864
$\sigma_{\eta_{30}}^2$	0.33050*	0.05562	5.94211
$\sigma_{\eta_{ATİNA}}^2$	0.45190*	0.04008	11.27495

\*İstatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 10'da BİST 30 ve ATİNA endekslerinin dahil olduğu model tahmin sonuçları yer almaktadır. Yunanistan hisse senedi piyasa endeksinde volatilitenin sürekli etkiye sahip olduğu,  $\theta_{ATİNA-ATİNA}$  parametresi için hesaplanan 0.90 kalıcılık değeri ile belirlenmiştir. Volatilité etkileşim parametrelerinin istatistiksel açıdan anlamsız bulunması, her iki piyasadan da karşı tarafa bir volatilité yayılımı olmadığını göstermektedir. Endekslerin getirileri arasındaki korelasyon sonucu 0.96 olarak hesaplanması, her iki getiri serisi arasında pozitif yönlü ve çok yüksek düzeyde bir dinamik koşullu korelasyon ilişkisi bulunduğunu ifade etmektedir. ATİNA Endeksi getiri serisinin volatilité değişkenliğini gösteren değer ( $\sigma_{\eta_{ATİNA}}^2$ ) 0.20 olarak hesaplanmış olup, seriyeye ait volatilité öngörülebilirliğinin yüksek düzeyde olduğu saptanmıştır.

**Tablo 11:** BİST 30 ve ŞANGHAY Endeksleri İçin DCC-MSV Model Tahmin Sonuçları

Parametre	Ortalama	Standart Sapma	Test İstatistiği
$\mu_{30}$	0.52570*	0.07643	6.87819
$\mu_{ŞANGHAY}$	-0.04416	0.17440	-0.25321
$\theta_{30-30}$	0.86710*	0.03497	24.79554
$\theta_{30-ŞANGHAY}$	0.02377*	0.01118	2.12612
$\theta_{ŞANGHAY-ŞANGHAY}$	0.96730*	0.01092	88.58059
$\theta_{ŞANGHAY-30}$	0.01195	0.01177	1.01529
$\psi_1$	0.84690*	0.09524	8.89227
$\psi_0$	0.18840*	0.04645	4.05597
$\sigma_{\eta_{30}}^2$	0.35380*	0.05535	6.39205
$\sigma_{\eta_{ŞANGHAY}}^2$	0.24370*	0.03898	6.25192

\*İstatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir.

BİST 30 ile ŞANGHAY Endekslerinin analiz edildiği model sonuçları Tablo 11'de yer almaktadır. Buna göre, ŞANGHAY Endeksi'ne ait volatilité kalıcılık parametresi olan  $\theta_{ŞANGHAY-ŞANGHAY}$  0.97 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuç, Çin borsasında volatilitenin incelenen dönem itibariyle sürekli etkilere sahip olduğu anlamına gelmektedir. Çin borsasından Türkiye borsasına doğru bir volatilité yayılım etkisinin olduğu,  $\theta_{30-ŞANGHAY}$  parametresinin istatistiksel açıdan anlamlı bulunması sonucunda belirlenmiştir. Bu sonuca göre, Çin hisse senedi piyasasında ortaya çıkan bir % 1'lik bir şok, bir sonraki işlem gününde Türk hisse senedi piyasası volatilitésinde % 0.02 düzeyinde aynı yönde bir etki meydana getirecektir. Endeks getirileri arasında yüksek sayılabilecek bir dinamik koşullu korelasyon ilişkisi vardır. ŞANGHAY Endeksi'nin volatilité değişkenliğini gösteren  $\sigma_{\eta_{ŞANGHAY}}^2$  parametresinin sonucu 0.06 olarak hesaplanmıştır. Söz konusu değerin düşük olması ve serinin volatilité kalıcılığının yüksek olması, endeksin volatilité öngörülebilirliğini desteklemektedir.

**Tablo 12:** BİST 30 ve BOVESPA Endeksleri İçin DCC-MSV Model Tahmin Sonuçları

Parametre	Ortalama	Standart Sapma	Test İstatistiği
$\mu_{30}$	0.51210*	0.07386	6.93339
$\mu_{BOVESPA}$	0.56490*	0.10210	5.53281
$\theta_{30-30}$	0.83990*	0.05366	15.65225
$\theta_{30-BOVESPA}$	0.04681	0.02824	1.65758
$\theta_{BOVESPA-BOVESPA}$	0.95840*	0.01232	77.77327
$\theta_{BOVESPA-30}$	0.01119	0.00992	1.12780
$\psi_1$	0.90520*	0.05052	17.91766
$\psi_0$	0.49120*	0.06514	7.54068
$\sigma_{\eta 30}$	0.38900*	0.07541	5.15847
$\sigma_{\eta BOVESPA}$	0.17470*	0.02513	6.95185

\*İstatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 12’de Türkiye ve Brezilya hisse senedi piyasalarına ait verilerden elde edilen volatilité modeli sonuçları yer almaktadır. BOVESPA Endeksi getiri serisinin kendi volatilitésini ifade eden  $\theta_{BOVESPA-BOVESPA}$  parametresi 0.96 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuca göre, BOVESPA volatilitésinde kalıcılık yüksek seviyededir. Volatilité etkileşim parametrelerinin de istatistiksel açıdan anlamsız bulunması, her iki piyasadan da karşı tarafa bir volatilité yayılımı olmadığını göstermektedir. Endekslerin getirileri arasındaki korelasyon sonucu 0.90 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuç her iki getiri serisi arasında pozitif yönlü ve yüksek düzeyde bir dinamik ilişki bulunduğunu ifade etmektedir. Brezilya borsası getiri serisinin volatilité deęişkenliğini gösteren deęer ( $\sigma_{\eta BOVESPA}^2$ ) 0.03 olarak hesaplanmış, Brezilya borsasına ait volatilité öngörülebilirliğinin oldukça yüksek olduęu saptanmıştır.

Analiz kapsamına dahil edilen ve uluslararası hisse senedi piyasaları ile Borsa İstanbul 30 Endeksi arasında oluşturulan seri çiftleri çok deęişkenli stokastik volatilité modeli kullanılarak analiz edilmiştir. Her bir modelden elde edilen bulgular özetlenerek Tablo 13’te sunulmuştur.

**Tablo 13:** Analiz Sonuçlarının Özeti

Seri Grubu	Seri adı	BİST 30’ a etki	BİST30’ dan etki	Dkk <sup>1</sup>	Volatilité Kalıcılığı	Volatilité Deęişkenliği	Volatilité Öngörülebilirliği
Uluslararası Borsalar	S&P500	0.02*	0.02	0.89*	0.95*	0.10*	Çok yüksek
	FTSE100	0.02	0.02	0.93*	0.95*	0.07*	Çok yüksek
	DAX	0.02	0.02	0.95*	0.94*	0.08*	Çok yüksek
	CAC40	0.019	0.018	0.96*	0.95*	0.08*	Çok yüksek
	ATİNA	0.02	0.05	0.96*	0.90*	0.20*	Yüksek
	SANGHAY	0.023*	0.01	0.84*	0.96*	0.06	Çok yüksek
	BOVESPA	0.04	0.01	0.90*	0.96*	0.03	Çok yüksek

\* İstatistiksel anlamlılığı göstermektedir. <sup>1</sup> Dinamik koşullu korelasyon katsayısıdır.

## Sonuç

Uluslararası endeksler ile BİST 30 Endeksi arasında araştırılan volatilité etkileşimine göre, sadece S&P 500 Endeksi ve SHANGAY Endeksi’nden BİST 30’a tek yönlü ve anlamlı bir volatilité yayılımı olduęu tespit edilmiştir. BİST 30’dan ise araştırılan endekslerin hiç birisine aktarım söz konusu deęildir. Bu sonuçlar, ABD hisse senedi piyasasından Türkiye hisse senedi piyasasına volatilité yayılımı olduęunu tespit eden (Choudhry, 2004; Gök ve Kalaycı, 2015; Karğın vd., 2018; Ergün ve Karabıyık, 2020; Yağcılar, 2021; Sezen, 2021) çalışmaların sonuçları ve Çelik vd. (2018)’nin Brezilya hisse senedi piyasası ile Türkiye hisse senedi piyasası arasında bir volatilité ilişkisi olmadığı yönündeki sonucuyla aynı yöndedir.

Dinamik koşullu korelasyon sonuçlarına göre elde edilen deęerler oldukça yüksektir. Dolayısıyla BİST 30 Endeksi ile araştırmaya dahil edilen dięer finansal varlıkların getirileri arasında güçlü ve aynı yönlü bir korelasyon ilişkisi saptanmıştır.

Finansal yatırımcının yatırım kararını verirken alternatif finansal varlıkların volatilitésinin öngörülebilir olması, üstleneceği riskin kontrol edilebilirliği açısından önemlidir. Bu kapsamda, tüm serilerde önemli oranda öngörülebilirliğin olduğu görülmektedir.

Portföy teorisi açısından piyasalar arasında volatilité aktarımının mevcut olması piyasaların bağımsız hareket etmesini kısıtlayacaktır. Dolayısıyla portföye dahil edilecek alternatif finansal varlıklar arasında volatilité aktarımı olmaması teoriye uygun bir yaklaşımdır. Analiz sonucunda BİST 30 Endeksi ile volatilité yayılım etkisi görülmeyen piyasalar olan FTSE 100, DAX, CAC40, ATİNA ve BOVESPA piyasaları bu kapsamda değerlendirilebilecektir.

Uluslararası portföy teorisi açısından BİST 30 Endeksi ile diğer uluslararası endeksler arasında korelasyon sonuçlarının 1'e oldukça yakın olması, çeşitlendirme stratejisinin etkisiz kalmasına sebep olacaktır.

Volatilité yayılımı, yatırımcıların yatırım stratejilerini kurgulamada ve karar alma aşamalarında kritik seviyede etkili olmaktadır. Yatırımcılar volatilitenin piyasalarda meydana getirdiği etkiyi dikkate alarak finansal varlık getirileri hakkında öngöründe bulunmayı tercih edebilmektedir. Buradan da anlaşılacağı üzere volatilité yayılımının belirlenebilmesi, yatırım potansiyeli taşıyan finansal varlıklardan sağlanabilecek getirilerin analiz edilmesi sürecinde önemlidir (Değirmenci ve Abdiođlu, 2017, s. 105). Bu bağlamda çalışmada elde edilen bulgular bir bütün olarak değerlendirildiğinde, finansal yatırımcıların portföy tercihlerinde yol gösterici olabileceği gibi, katlanılacak yatırım riskinin de kontrol edebilmesi noktasında yatırımcılara yarar sağlayabilecektir.

Çalışma sonuçları genel itibariyle literatür ile desteklenmekle birlikte, analiz yöntemleri zamanla sorgulanmaktadır. Dolayısıyla ilerleyen çalışmalarda, benzer veri seti ve dönemi için araştırmacıların kullanacağı alternatif metotlar, sonuçların istikrarlı olup olmadığını saptamak için faydalı görülmektedir.

#### **Hakem Değerlendirmesi / Peer-review:**

Dış bağımsız

*Externally peer-reviewed*

#### **Çıkar Çatışması / Conflict of interests:**

Yazarlar çıkar çatışması bildirmemiştir.

*The authors have no conflict of interest to declare.*

#### **Finansal Destek / Grant Support:**

Yazarlar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

*The authors declared that this study has received no financial support.*

#### **Yazar Katkıları / Author Contributions:**

Fikir/Kavram/Tasarım - *Idea/Concept/Design*: S.M., K.K., Veri Toplama ve/veya İşleme - *Data Collection and/or Processing*: S.M., Analiz ve/veya Yorum - *Analysis and/or Interpretation*: S.M., R.A., K.K., Kaynak Taraması - *Literature Review*: S.M., Makalenin Yazımı - *Writing the Article*: S.M., R.A., K.K., Eleştirel İnceleme - *Critical Review*: R.A., K.K., Onay - *Approval*: R.A., K.K.

#### **Kaynakça / References**

- Akarsu, G. (2022). *Volatility Spillover among BIST Sector Indices, SP500 Index and USD/TRY Exchange Rate: Stochastic Volatility Modelling*. VI. Anadolu Uluslararası İktisat Kongresi Özetler Kitabı (s.73), Düzenleyen Anadolu Üniversitesi. Eskişehir. 13-15 Mayıs 2022. Erişim Adresi: [https://econanadolu.com/EconAnadolu2022\\_Programme.pdf](https://econanadolu.com/EconAnadolu2022_Programme.pdf)
- Akça, K. ve Öztürk, S. S. (2016). The Effect of 2008 Crisis on the Volatility Spillovers among Six Major Markets. *International Review of Finance*, 16(1), 169-178. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.1111/irfi.12071>

- Akçalı, B. Y., Mollaahmetoğlu, E. ve Altay, E. (2019). Borsa İstanbul ve Küresel Piyasa Göstergeleri Arasındaki Volatilité Etkileşiminin DCC-GARCH Yöntemi ile Analizi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 14(3), 597-614. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.17153/oguiibf.472731>
- Akel, V. (2011). *Kriz Dönemlerinde Finansal Piyasalar Arasındaki Volatilité Yayılma Etkisi*. Ankara: Detay Yayıncılık.
- Asai, M., McAleer, M. ve Yu, J. (2006). Multivariate Stochastic Volatility: A Review. *Econometric Reviews*, 25(2-3), 145-175. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.1080/07474930600713564>
- Bajo-Rubio, O., Berke, B. ve McMillan, D. (2017). The Behaviour of Asset Return and Volatility Spillovers in Turkey: A Tale of Two Crises. *Research in International Business and Finance*. 41, 577-589. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.04.003>
- Bayramoğlu, M. F. ve Abasız, T. (2017). Gelişmekte Olan Piyasa Endeksleri Arasında Volatilité Yayılım Etkisinin Analizi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (74), 183-200. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.25095/mufad.396865>
- Bollerslev, T. (1990). Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: a Multivariate Generalized ARCH model. *The review of Economics and Statistics*, 72(3), 498-505. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.2307/2109358>
- Borsa İstanbul. Borsa İstanbul Tarihsel ve Referans Veri Platformu. Erişim Adresi: <https://datastore.borsaistanbul.com/>
- Broto, C. ve Ruiz, E. (2004). Estimation Methods for Stochastic Volatility Models: A Survey. *Journal of Economic Surveys*, 18(5), 613-649. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2004.00232.x>
- Choudhry, T. (2004). International Transmission of Stock Returns and Volatility: Empirical Comparison Between Friends and Foes. *Emerging Markets Finance and Trade*, 40(4), 33-52. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.1080/1540496X.2004.11052581>
- Çelik, İ., Özdemir, A., Gürsoy, S. ve Ünlü, H. U. (2018). Gelişmekte Olan Hisse Senedi Piyasaları ile Kıymetli Madenler Arasındaki Getiri ve Volatilité Yayılımı. *Ege Akademik Bakış*, 18(2), 217-230. Doi: 10.21121/eab.2018237351
- Darrat, A. F. ve Benkato, O. M. (2003). Interdependence and Volatility Spillovers Under Market Liberalization: The Case of Istanbul Stock Exchange. *Journal of Business Finance & Accounting*, 30(7-8), 1089-1114. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.1111/1468-5957.05499>
- Dedi, L. ve Yavas, B. F. (2016). Return and Volatility Spillovers in Equity Markets: An Investigation Using Various GARCH Methodologies. *Cogent Economics & Finance*. 4(1), 1-18. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.1080/23322039.2016.1266788>
- Değirmenci, N. ve Abdioğlu, Z. (2017). Finansal Piyasalar Arasındaki Oynaklık Yayılımı. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (54), 104-125. Erişim Adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/dpusbe/issue/32935/315896>
- Demirgil, H. ve Gök, İ. Y. (2014). Türkiye ve Başlıca AB Pay Piyasaları Arasında Asimetrik Volatilité Yayılımı. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 12(23), 315-340. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.11611/JMER244>
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 50(4), 987-1007. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Ergün, Z. C. ve Karabıyık, C. (2020). Türkiye ve Dünya Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Getiri ve Oynaklık Yayılımlarının Ölçülmesi: Yayılma Endeksi Yaklaşımı. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 27(3), 741-758. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.18657/yonveek.686545>
- Forbes, K. J. ve Rigobon, R. (2002). No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. *The Journal of Finance*, 57(5), 2223-2261. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00494>
- Gök, İ. Y. ve Kalaycı, S. (2015). Endeks Futures Piyasalar Arasında Uluslararası Etkileşimler: Türkiye ve ABD Piyasaları Üzerinde Sıcak Dalga ve Meteor Yağmuru Hipotezlerinin Sınanması. *Business and Economics Research Journal*, 6(4), 39-53. Doi: 10.20409/berj.2023.425

- Göktaş, Ö. ve Hepsağ, A. (2016). BİST-100 Endeksinin Volatil Davranışlarının Simetrik ve Asimetrik Stokastik Volatilité Modelleri ile Analizi. *Ekonomik Yaklaşım*, 27(99), 1-15. Doi: 10.5455/ey.35908
- Gürsoy, S. ve Gövdere, B. (2020). Uluslararası Pay Piyasaları Arasındaki Getiri ve Volatilité Yayılımı: Gelişmiş Ülkeler ve Seçilmiş Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Bir İnceleme. *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*, 11(27): 498-513. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.21076/vizyoner.660976>
- 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. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.1093/rfs/3.2.281>
- Harvey, A., Ruiz, E. ve Shephard, N. (1994). Multivariate Stochastic Variance Models. *The Review of Economic Studies*, 61(2), 247-264. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.2307/2297980>
- Hepsağ, E. (2013). Çok Değişkenli Stokastik Oynaklık Modelleri: Petrol Piyasası ile Finansal Piyasalarda İşlem Gören Sanayi Sektörü Endeksi Arasındaki Oynaklık Etkileşimi Üzerine Bir Uygulama. (Yayınlanmamış Doktora Tezi). İstanbul: İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Investing.com. Geçmiş Veriler Platformu. Erişim Adresi: <https://tr.investing.com/>
- Karğın, S., Kayalidere, K., Güleç, T. C. ve Erer, D. (2018). Spillovers of Stock Return Volatility to Turkish Equity Markets from Germany, France and America. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 20(2), 171-187. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.16953/deusosbil.335534>
- Kim, S. W. ve Rogers, J. H. (1995). International Stock price Spillovers and Market Liberalization: Evidence from Korea, Japan, and the United States. *Journal of Empirical Finance*, 2(2), 117-133. Erişim Adresi: [https://doi.org/10.1016/0927-5398\(94\)00013-7](https://doi.org/10.1016/0927-5398(94)00013-7)
- Lee, Y. H. (2013). Global and Regional Range-based Volatility Spillover Effects. *Emerging Markets Review*, 14, 1-10. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2012.09.007>
- Mwambuli, E. L., Xianzhi, Z. ve Kisava, Z. S. (2016). Volatility Spillover Effects Between Stock Prices and Exchange Rates in Emerging Economies: Evidence from Turkey. *Business and Economic Research*, 6(2), 343-359. Erişim Adresi: <http://dx.doi.org/10.5296/ber.v6i2.10245>
- Pellegrini S. ve Rodriguez, A. (2007). Financial Econometrics and SV Models. Erişim Adresi: [http://halweb.uc3m.es/esp/Personal/personas/spellegr/esp/Curso\\_Cordoba/Tutorial\\_Guide.pdf](http://halweb.uc3m.es/esp/Personal/personas/spellegr/esp/Curso_Cordoba/Tutorial_Guide.pdf). (03.06.2022).
- Polat, O. (2018). Hisse Senedi Piyasalarında Finansal Bağlantılılık Analizi. *Politik Ekonomik Kuram*, 2(1), 73-86. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.30586/pek.411538>
- Savva, C. S. (2009). International Stock Markets Interactions and Conditional Correlations. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 19(4), 645-661. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2008.11.001>
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2006). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Getiri Volatilitésinin Modellenmesi ve Ön Raporlanması. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 61(4), 243-265. Erişim Adresi: <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/38087>
- Sezen, S. (2021). Hisse Senedi Piyasaları Arasında Yayılma Etkisinin İncelenmesi: G-20 Ülkeleri Üzerine Bir Uygulama. (Yayınlanmamış Doktora Tezi). Tekirdağ: Namık Kemal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Taylor, S.J. (1986). *Modelling Financial Time Series*. Chichester: John Wiley.
- Topaloğlu, E. E. (2019). CBOE VIX Endeksi ile OECD Ülke Borsaları Arasındaki Volatilité Yayılımı CCC-MGARCH Modeli ile Ampirik Bir Araştırma. *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(3), 574-595. Erişim Adresi: <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/887893>
- Topaloğlu, E. E. (2020). Borsa İstanbul Pay Endekslerinin Volatilité Yapısı ve Volatilité Yayılımı: GARCH ve MGARCH Modelleri ile BİST Sınai ve Mali Endeksleri Örneği. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (63), 17-38. Erişim Adresi: <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/937776>
- Verma, P. ve Jackson, D. (2012). The Dynamic Relationship Between ADRs, Interest Rates, Exchange Rates and Their Spillover Effects. *North American Journal of Finance and Banking Research*, 6(6), 1-26.



- Yağcılar, G. G. (2021). Borsa İstanbul'un Bölgesel Piyasalar ile Entegrasyonu: Dinamik Koşullu Korelasyonlar ve Yayılım Endeksinden Kanıtlar. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(3), 941-960. Erişim Adresi: <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/1736653>
- Yu, J. ve Meyer, R. (2006). Multivariate Stochastic Volatility Models: Bayesian Estimation and Model Comparison. *Econometric Reviews*, 25(2-3), 361-384. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.1080/07474930600713465>