



## The Volatility Relationship Between Stock Indices and Index Futures: A Comparative Analysis Between Türkiye and World Examples

Mehmet Eraslan<sup>1,a,\*</sup>, Selahattin Koç<sup>2,b</sup>

<sup>1</sup>Faculty of Tourism, Sivas Cumhuriyet University, Sivas, Türkiye

<sup>2</sup>Department of Business Administration, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Sivas Cumhuriyet University, Sivas, Türkiye

\*Corresponding author

### Research Article

#### History

Received: 08/03/2022

Accepted: 07/06/2022

#### Acknowledgement

#This study is a part of PhD thesis.

### ABSTRACT

In studies conducted to investigate the relationship between futures and spot market, generally the volatility relationship between futures and spot market has been investigated and it has been understood that futures reduce spot market volatility. In this study, the volatility relationship between futures and the spot market has been investigated on the basis of spot indices and futures that these indices are the underlying asset. In investigating the volatility relationship between both markets, spot indices of BIST 30 from Türkiye, DAX 30 from Germany and S&P 500 from the United States and futures contracts on which these indices are the underlying asset were used. The volatility relationship between markets has been analyzed using GARCH, TARCH, EGARCH and PARCH models. The findings obtained during the implementation phase revealed that there was a bidirectional volatility relationship between both markets in the period covering the years 2006-2021. However, this two-way relationship is not statistically significant because the coefficients of the explanatory variables in the conditional variance equation are very small.

**Keywords:** Index futures, Spot index, Volatility, GARCH models

## Pay Senedi Endeksleri ile Endeks Vadeli İşlemler Arasındaki Volatilite İlişkisi: Türkiye ve Dünya Örnekleri Arasında Karşılaştırmalı Analiz

#### Süreç

Geliş: 08/03/2022

Kabul: 07/06/2022

#### Bilgi

#Bu çalışma doktora tezinin bir parçasıdır.

### Öz

Bu çalışmanın konusunu, pay senedi endeksleri ile bu endekslerin dayanak varlık olduğu vadeli işlemler arasındaki volatilite ilişkisinin analizi oluşturmaktadır. Bu çalışma, spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasındaki volatilite ilişkisinin yönünü tespit etmeyi amaçlamaktadır. Bu çalışmanın temel amacı, Türkiye örneğinde yüksek işlem hacmi göz önünde bulundurularak BIST 30 endeksi ve BIST 30 endeks vadeli işlemleri arasındaki volatilite ilişkisinin ekonometrik yöntemlerle incelenmesi, elde edilen verilerin Dünya'daki önemli endekslerle karşılaştırılması ve analiz sonuçlarının değerlendirilmesidir. Bu amaçla, BIST 30 endeksi ve BIST 30 endeks vadeli işlemleri arasında herhangi bir volatilite ilişkisi olup olmadığı hususu ekonometrik yöntemlerle analiz edilerek, Dünya örnekleri ile kıyaslamalar yapılmıştır. Dünyanın gelişmiş borsalarında işlem gören DAX 30 ve S&P 500 spot piyasa endeksleri ile DAX 30 ve S&P 500 endeks vadeli işlemleri arasındaki volatilite ilişkisine bakılarak Türkiye örneği ile karşılaştırmalar yapılmıştır. Getiri ve işlem hacimlerine ilişkin oynaklık tahminleri için Otopregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modelleri kullanıldığından, spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasındaki volatilite ilişkisi GARCH, TARCH, EGARCH ve PARCH modelleri ile analiz edilmiştir. Uygulama aşamasında elde edilen bulgular, 2006-2021 yıllarını kapsayan dönemde her iki piyasa arasında çift yönlü volatilite ilişkisi olduğunu ortaya çıkarmıştır. Ancak bu çift yönlü ilişki, koşullu varyans denklemindeki açıklayıcı değişkenlerinin katsayılarının çok küçük olması nedeniyle istatistiksel olarak çok önem arz etmemektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Endeks vadeli işlemler, Spot endeks, Volatilite, GARCH modelleri.

#### Copyright



This work is licensed under Creative Commons Attribution 4.0 International License

[meraslan@cumhuriyet.edu.tr](mailto:meraslan@cumhuriyet.edu.tr)

<https://orcid.org/0000-0002-2501-4252>

[skoc@cumhuriyet.edu.tr](mailto:skoc@cumhuriyet.edu.tr)

<https://orcid.org/0000-0003-4285-5632>

**How to Cite:** Eraslan M, Koç S. (2022) The Volatility Relationship Between Stock Indices and Index Futures: A Comparative Analysis Between Türkiye and World Examples, Journal of Economics and Administrative Sciences, 23(3): 655-671

## Giriş

Küreselleşme ile birlikte spot piyasalarda ortaya çıkan riskler, yatırımcıları türev piyasalarda işlem gören enstrümanlara yönlendirmiştir.

Risk, tüm emtia ve sermaye piyasalarının karakteristik bir özelliğidir. Türev ürünler, dayanak varlıktaki belirsizlik ve oynaklığın neden olduğu risk sorununa etkili bir çözüm sağlar. Türev ürünler, bir yatırımcının riski etkin bir şekilde aktarmasına yardımcı olan risk yönetimi araçlarıdır (Vashishtha & Kumar, 2010).

Finansal piyasalarda volatilité, finansal varlıkların getirisini temsil eden zaman serisinin varyansı olarak tanımlanabilir (İşeri & Kaçmaz, 2017).

Volatilité, temelde belirsizliğin bir fonksiyonudur. Volatilité, aynı menkul kıymet veya piyasa endeksinden elde edilen getiriler arasındaki standart sapma veya varyans kullanılarak ölçülebilir (Bhowmik, 2013).

Vadeli işlemlerin borsa oynaklığı üzerindeki etkisine ilişkin tartışma hala ihtilaflidir. Endeks vadeli işlemlerine yapılan eleştirilerin başında, pay senedi endeks vadeli işlemlerinin getirilmesinin borsa oynaklığını artırdığı konusu gelmektedir. Bazı eleştirmenler ise pay senedi endeks vadeli işlemlerin getirilmesiyle ilişkili önemli bir oynaklık etkisinin olmadığını ileri sürmektedirler (Floros & Vougas, 2006).

Çalışmalarda vadeli işlemler ve borsa oynaklığı arasındaki uzun vadeli ilişki ampirik olarak incelenmiştir. Çoğu, ekonometrik modeller kullanarak vadeli işlem ticaretinin başlamasından önce ve sonra spot piyasanın oynaklığını karşılaştırır. Bologna ve Cavallo'ya göre, vadeli işlem piyasaları ile temel spot piyasalar arasındaki ilişki hakkında literatürde iki teori bulunmaktadır. İlki, vadeli işlem ticaretinin spot piyasa oynaklığını artırarak temel spot piyasayı istikrarsızlaştırdığı argümanını desteklemektedir. Uygulamada, spekülasyon veya arbitraj stratejileri yoluyla oynaklık artmaktadır. İkinci olarak finansal açıdan bakıldığında, fiyat oynaklığı genellikle piyasaya yeni bilgilerin gelmesine bağlıdır. Piyasa etkinse, fiyat bu yeni bilgiyi yansıtmaktadır, ancak literatür vadeli işlem piyasalarının piyasa derinliğini artırdığı ve spot piyasa oynaklığını azalttığı argümanlarını sunmaktadır (Floros & Vougas, 2006).

Bu çalışmanın konusunu, pay senedi endeksleri ile bu endekslerin dayanak varlık olduğu vadeli işlemler arasındaki volatilité ilişkisinin analizi oluşturmaktadır. Bu çalışma, spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasındaki volatilité ilişkisinin yönünü tespit etmeyi amaçlamaktadır.

Bu çalışmanın temel amacı, Türkiye örneğinde yüksek işlem hacmi göz önünde bulundurularak BIST 30 endeksi ve BIST 30 endeks vadeli işlemleri arasındaki volatilité ilişkisinin ekonometrik yöntemlerle incelenmesi, elde edilen verilerin Dünya'daki önemli endekslerle karşılaştırılması ve analiz sonuçlarının değerlendirilmesidir. Bu amaçla, BIST 30 endeksi ve BIST 30 endeks vadeli işlemleri arasında herhangi bir volatilité ilişkisi olup olmadığı hususu ekonometrik yöntemlerle analiz edilerek, Dünya örnekleri ile kıyaslamalar yapılmıştır. Dünyanın gelişmiş borsalarında işlem gören

DAX 30 ve S&P 500 spot piyasa endeksleri ile DAX 30 ve S&P 500 endeks vadeli işlemleri arasındaki volatilité ilişkisine bakılarak Türkiye örneği ile karşılaştırmalar yapılmıştır.

## Literatür Taraması

Endeks vadeli işlemler ile spot endeksler arasındaki volatilité ilişkisini konu alan çok sayıda çalışma mevcuttur. Bunlardan en önemlilerine bu çalışma kapsamında özet olarak değinilmiştir.

Kang & Yoon (2007), endeks vadeli işlemlerinin başlatılmasının Asya borsalarında bilgi verimliliğini artırıp, asimetric volatilitéyi azaltıp azaltmayacağını incelemiştir. Veri setleri, beş Asya borsa endeksinin günlük kapanış fiyatlarından oluşmaktadır: TOPIX (Japonya), KOSPI 200 (Kore), KLCI (Malezya), Straits Times (Singapur) ve TAIEX (Tayvan). GARCH, GJR-GARCH ve APGARCH modellerini kullanarak yapılan analizler, endeks vadeli işlemlerin başlamasının Asya borsalarında asimetric volatilitéyi artırdığını ve spot piyasalarda bilgi aktarımının iyileşmesine katkıda bulunmadığını göstermektedir.

Matanovic & Wagner (2012), Almanya'da spot piyasa volatilitésini modellemek için GARCH modelini kullanarak DAX vadeli işlemlerinin volatilitésini analiz etmiştir. Çalışma sonucunda elde edilen bulgular, vadeli işlemlerin pay senedi endeksinin ortalama koşullu volatilitésini üzerinde dengeleyici bir etkisi olduğunu göstermiştir.

Tian & Zheng (2013), Çin'deki CSI 300 hisse senedi endeksi vadeli işlemlerinin 16 Nisan 2010 tarihinde piyasada işlem görmeye başlamasının spot piyasa volatilitésini üzerindeki etkisini araştırmıştır. CSI 300 endeksi günlük kapanış fiyatları ile endeks vadeli işlemlerin günlük kapanış fiyatlarının kukla değişken olarak kullanıldığı çalışma, GARCH (1,1) modeli ile yapılan analizler sonucunda, endeks vadeli işlemlerinin spot piyasa oynaklığı üzerinde hafif bir düşüşe neden olduğunu göstermiştir.

Gök & Kalaycı (2014), Türkiye'de BIST 30 spot ve futures piyasaları arasındaki volatilité yayılımını, 2 Ocak 2010-18 Mayıs 2012 dönemi için gün içi 1 dakika frekanslı veriler kullanarak incelemiştir. VECM-GARCH (1,1)-BEKK modeli uygulanan çalışmada, endeks futures ve spot piyasa volatiliteleri arasında iki yönlü bir yayılım olmasına rağmen endeks futures piyasa şokları ve volatilitésinin spot piyasa volatilitésini üzerine yayılımının çok daha belirgin olduğu bulgusuna erişilmiştir.

Ersoy & Çıtak (2015), Türkiye'de spot endeks ve endeks vadeli işlemler arasındaki volatilité ilişkisini, 2007-2010 yılları arasında İMKB 30 endeksi ve İMKB 30 endeks vadeli işlemlerin 5'er dakikalık verilerini kullanarak BEKK-MGARCH modeli ile analiz etmiştir. Çalışma sonucunda elde edilen bulgular, endeks vadeli işlemler ile spot piyasa arasındaki volatilité ilişkisinin çift yönlü olduğunu göstermiştir.

Singh & Tripathi (2016), Hindistan'daki Bombay Borsasında işlem gören SENSEX endeks vadeli işlemlerinin 10 Kasım 2001 tarihinde başlamasının spot piyasa

volatilitesi üzerindeki etkisini araştırmak amacıyla, 1 Nisan 1991'den 31 Mart 2016'ya kadar 26 yıllık bir süre boyunca SENSEX endeksinin günlük kapanış fiyatlarını kullanmıştır. GARCH (1,1) modelinin kullanıldığı çalışma, endeks vadeli işlemlerin piyasaya sürülmesinin SENSEX endeksinin spot piyasa oynaklığında önemli bir değişikliğe yol açtığını ve oynaklığı azaltmada başarılı olduğunu göstermiştir.

Yao (2016), Çin'deki endeks vadeli işlemlerin spot piyasa volatilitesi üzerindeki etkisini, CSI 300 endeksinin 2005-2015 yılları arası günlük verilerini kullanarak GARCH modeli ile analiz etmiştir. GARCH modelinde endeks vadeli işlemler dummy (kukla) değişken olarak kullanılmış ve elde edilen bulgular, endeks vadeli işlemlerin başlangıcından sonraki 5 yılda spot piyasa volatilitenin arttığını göstermiştir.

Yilgor & Mebounou (2016), Türkiye'de endeks vadeli işlemlerin spot piyasa volatilitesi üzerindeki etkisini, BIST 30 endeksinin 2001-2014 yılları arası günlük kapanış fiyatlarını kullanarak EGARCH modeli ile analiz etmiştir. EGARCH modelinde endeks vadeli işlemler dummy (kukla) değişken olarak kullanılmış ve elde edilen bulgular, endeks vadeli işlemlerin spot piyasa volatilitelerini azalttığını göstermiştir.

Karthikeyan & Karthika (2016), Hindistan'daki CNX Nifty endeks vadeli işlemlerin CNX Nifty endeksinin volatilitesi üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışma endeks vadeli işlemlerin başladığı 2000 yılı öncesi ve sonrası olmak üzere Temmuz 1990'dan Aralık 2015'e kadar olan dönemi kapsamaktadır. Günlük kapanış fiyatlarının kullanıldığı çalışmada, GARCH modeli ile yapılan analizler, endeks vadeli işlemlerin CNX Nifty endeksinin volatilitelerini azalttığını göstermiştir.

Özdemir (2017), hisse senedi piyasa oynaklığı ile vadeli işlem piyasası arasındaki nedensellik ilişkisini, 2 Mayıs 2005- 30 Haziran 2010 dönemine ilişkin İMKB 30 endeksi ile İMKB 30 endeks vadeli işlem sözleşmelerinin uzlaşma fiyatlarını kullanarak EGARCH modeli ile incelemiştir. Çalışma sonucunda, vadeli işlem piyasası ile hisse senedi piyasa oynaklığı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

İşeri & Kaçmaz (2017), BIST 30 endeksi ve BIST 30 vadeli endeksi kapsamında spot ve vadeli işlem piyasaları arasındaki volatiliteler ilişkisini, 22.06.2011-15.09.2015 arasını kapsayan dönem için BIST 30 ve BIST 30 endeks vadeli işlem sözleşmesi günlük getiri verilerini kullanarak GARCH, EGARCH, TARARCH, PARARCH modelleri ile incelemiştir. Araştırmada elde edilen sonuçlara göre 2011-2015 yıllarını kapsayan dönemde vadeli piyasaların spot piyasadaki volatiliteleri azalttığı anlaşılmıştır.

Manu (2018), Hindistan Ulusal Menkul Kıymetler Borsası (NSE)'de yer alan dört temel hisse senedi endeksinin (Nifty 50, Nifty Midcap 50, Nifty Bank ve Nifty IT) ve bu endekslerin dayanak varlık olduğu vadeli işlemlerin günlük kapanış fiyatlarını kullanarak, endeks vadeli işlemlerin temel endeksler üzerindeki volatiliteler etkisini araştırmıştır. GARCH (1,1) modelinin kullanıldığı çalışma, endeks vadeli işlemlerin başlamasından sonra spot piyasa oynaklığında bir azalma olduğunu göstermiştir.

Okur ve ark. (2019), Türkiye'deki hisse senedi endeks vadeli işlemlerinin hisse senedi piyasaları üzerindeki volatiliteler etkisini incelemek amacıyla, 1 Eylül 2000 ve 30 Haziran 2010 tarihleri arasındaki BIST 30 ve BIST 100 Endeksi fiyatlarının 5'er dakikalık verilerini kullanmıştır. BIST 100 Endeksinin vekil değişken olarak kullanıldığı çalışmada, EGARCH modeli ile yapılan analizler, hisse senedi endeks vadeli işlemlerinin piyasaya sürülmesinin ardından spot piyasadaki oynaklıkta bir düşüş olduğunu, ancak oynaklığın sürekliliğinde bir artış olduğunu göstermiştir.

Rastogi & Athaley (2019), Hindistan'daki spot endeks, endeks vadeli işlemler ve endekse dayalı opsiyon sözleşmeleri arasındaki volatiliteler entegrasyonunu incelemek amacıyla 2010-2017 yılları arasında Nifty-50 endeksi, Nifty-50 endeks vadeli işlemleri ve Nifty-50 opsiyon sözleşmelerinin haftalık kapanış fiyatlarını kullanarak, GARCH modeli ile analiz yapmışlardır. Çalışmada elde edilen bulgular, opsiyon piyasasındaki volatilitenin spot ve vadeli işlem piyasasındaki volatiliteler ile ilişkili olmadığını gösterirken, spot ve vadeli işlem piyasalarındaki volatilitenin birbiriyle ilişkili olduğunu göstermiştir.

Verma (2020), Hindistan'daki türev ürünlerin borsa volatilitesi üzerindeki etkisini incelemek amacıyla 01-01-1996- 05-02-2016 dönemine ait Nifty Index verilerini kullanmıştır. Endekslerin ve yakın vade endeks vadeli işlemlerin günlük kapanış fiyatları esas alınarak günlük getiriler hesaplanmıştır. Endeks vadeli işlemlerin ve opsiyonların kukla değişken olarak kullanıldığı çalışmada, GARCH (1,1) modeli ile yapılan analizler, endeks vadeli işlemlerin ve endekse dayalı opsiyonların piyasaya sürülmesinden sonra Nifty Index volatilitenin azaldığını göstermiştir.

## Veri Seti ve Metodoloji

Endeks vadeli işlemler ile spot endeksler arasındaki volatiliteler ilişkisini analiz etmek için BIST 30, DAX 30 ve S&P 500 endeksleri ve bu endekslerin dayanak varlık olduğu vadeli işlem sözleşmeleri kullanılmıştır.

BIST 30 endeks vadeli işlem sözleşmelerinin vade ayları Şubat, Nisan, Haziran, Ağustos, Ekim ve Aralık aylarıdır. Endekse dayalı vadeli işlem sözleşmelerinde vade ve son işlem günü her vade ayının son iş günü olur ([www.borsaistanbul.com](http://www.borsaistanbul.com)).

DAX 30 endeks vadeli işlem sözleşmelerinin vade ayları Mart, Haziran, Eylül ve Aralık aylarıdır. Ödeme tarihi her zaman ilgili sözleşme ayının üçüncü Cuma günüdür ([www.boerse-frankfurt.de](http://www.boerse-frankfurt.de)).

S&P 500 endeks vadeli işlem sözleşmelerinin vade ayları Mart, Haziran, Eylül ve Aralık aylarıdır. Son işlem tarihi ilgili sözleşme ayının üçüncü Cuma günüdür ([www.cmegroup.com](http://www.cmegroup.com)).

Endeks vadeli işlemlerde hangi vade ayına ilişkin sözleşme fiyatlarının kullanılacağı hususunda karar verilirken, en yüksek işlem hacmine sahip olan sözleşmelerinin yakın vade ayına ilişkin sözleşmeler olduğu tespit edilmiştir. Buradan sözleşmelerinin birbirine

bağlanarak bir zaman serisi elde etme imkânı sağlanmıştır. Bu nedenle analizlerde kullanılacak endeks vadeli işlem sözleşmelerinin vade ayları verilerin elde edildiği 25.06.2021 tarihine en yakın vade ayları olarak belirlenmiştir. Böylelikle endeks vadeli işlem sözleşmeleri vade ayları BIST 30 için Haziran 2021 olurken, DAX 30 ve S&P 500 için Eylül 2021 olmuştur.

Endeks vadeli işlemlerin ve spot endeklerin 01 Ocak 2006 – 25 Haziran 2021 tarihleri arasındaki 15 yılı aşkın süreye ilişkin günlük kapanış (uzlaşma) fiyatları kullanılmıştır.

Serilerin daha istikrarlı bir şekilde ifade edilebilmesi için serilerin doğal logaritması alınmıştır.  $P_t$  herhangi bir  $t$  dönemindeki endeks veya vadeli işlem değeri olmak üzere  $R_t$  getiri serileri;

$R_t = \ln(P_t / P_{t-1})$  formülüyle hesaplanmıştır.

Literatürde volatilitiyi ölçmek için değişik istatistiksel yöntemler mevcuttur. Ancak son yıllarda volatilitiyi, otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH – Autoregressive Conditional Heteroscedastic) tipi modellerle ölçülmeye başlanmıştır. İlk kez 1982 yılında Engle tarafından ortaya konmuş olan modellerin üstünlüğü, koşullu değişen varyansı yakalamada daha başarılı olmalarıdır. Zaman serisinin durağanlığı sağlandığı halde, zaman itibarıyla varyans sabit olmazsa, bu durumda değişen varyans ARCH, GARCH gibi yapılarla modellenilebilmektedir. Finans ve ekonomik zaman serilerini incelemek için standart GARCH modelinin varyasyonları kullanılmaktadır (Kurt & Senal, 2018).

Getiri ve işlem hacimlerine ilişkin oynaklık tahminleri için Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modelleri kullanıldığından, spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasındaki volatilitiyi ilişkisi GARCH, TARARCH, EGARCH ve PARARCH modelleri ile analiz edilmiştir.

Geleneksel zaman serileri ve ekonometrik modeller sabit bir varyans varsayımı altında çalışırken, Engle (1982) tarafından tanıtılmış olan ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedastic) süreci, koşulsuz varyansı sabit bırakarak koşullu varyansın geçmiş hataların bir fonksiyonu olarak zamanla değişmesine izin vermektedir. Bu model, birkaç farklı ekonomik olguyu modellemede yararlı olduğunu kanıtlayan bir modeldir (Bollerslev, 1986).

GARCH modelinde koşullu varyans, hata terimlerinin geçmiş değerlerinin karesine bağlı olmanın yanı sıra geçmişteki koşullu varyanslara da bağlıdır (Yaman & Koy, 2019).

En basit ama çoğu zaman çok yararlı olan GARCH süreci elbette ki GARCH (1,1) işlemidir (Bollerslev, 1986);

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}, \alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0, \beta_1 \geq 0,$$

Geniş anlamda durağanlık için  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  yeterlidir (Bollerslev, 1986).

GARCH modellerinin önemli sınırlamaları bulunmaktadır. Örneğin, Black (1976) ile başlayan araştırmacılar, hisse senedi getirilerinin getiri oynaklığındaki değişikliklerle negatif ilişkili olduğuna dair kanıt bulmuşlardır. Yani oynaklık, "kötü haberlere" yanıt

olarak yükselme eğiliminde ve "iyi haberlere" yanıt olarak ise düşme eğilimindedir (Nelson, 1991).

Daniel B. Nelson 1991 yılında, GARCH modeline karşı yapılan eleştirileri karşılayan bir alternatif sunmak ve bu nedenle varlık getirilerindeki koşullu varyansları modellemek için bir makale yayınlamıştır. Exponential GARCH (Üssel GARCH- EGARCH) modeline göre, eğer  $\sigma_t^2$ ,  $t$  anında verilen  $\varepsilon_t$  bilgisinin koşullu varyansı olacaksa, açık bir şekilde negatif olmamalıdır (Nelson, 1991).

Genel bir EGARCH modeli ise şu şekilde ifade edilmektedir (Kula & Baykut, 2018);

$$\log(h_t) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(h_{t-j}) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{u_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} \right| + \sum_{k=1}^T \gamma_k \frac{u_{t-k}}{\sqrt{h_{t-k}}}$$

Denklemden  $\gamma_k$  katsayısı hem kaldıraç etkisini hem de asimetri etkisini göstermektedir. Eğer  $\gamma_k < 0$  eşitsizliği ortaya çıkarsa, bu seride bir kaldıraç etkisinin varlığı mevcuttur. Bu durum ise olumsuz haberlerin volatilitiyi daha fazla artırdığını ifade etmektedir. EGARCH modelinde tüm parametreler logaritmik değer olarak ifade edildiğinden, ARCH/GARCH ve TGARCH modelinde olduğu gibi  $\alpha_i \geq 0$  ve  $\beta_j \geq 0$  koşulunun sağlanması gerekmektedir.  $\gamma \neq 0$  durumunda seride asimetri etkisinin varlığı,  $\gamma < 0$  durumunda ise kaldıraç etkisinin varlığı ortaya çıkmaktadır ve olumsuz haberler volatilitiyi olumlu haberlere nazaran daha fazla arttırmaktadır (Kula & Baykut, 2018).

Zaman serilerindeki asimetriyi tespit etmede kullanılan volatilitiyi modellerinden bir diğeri, eşik değerli genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (Threshold GARCH)'tır. Rabemananj ve Zakoian (1993) tarafından geliştirilen TGARCH modeli, genelde kaldıraç etkisini incelemekte kullanılan bir modeldir (Gürbüz, 2018).

TGARCH (1,1) modeli aşağıdaki gibi kurulmaktadır (Taş, 2016);

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 u_{t-1}^2 D_{t-1}$$

Denklemden  $u_{t-i}$  için bir eşik değeri temel alınarak koşullu varyans modeline eşik ifade eden bir kukla değişken eklenmiştir. Kukla değişken,

$$D_{t-1} = \begin{cases} 1, & u_{t-1} < 0 \\ 0, & u_{t-1} \geq 0 \end{cases}$$

Şeklinde tanımlanmaktadır. TGARCH modelinde eşik etkisinin varlığı  $\gamma_1$  parametresinin istatistiksel açıdan anlamlı olup olmamasına bağlıdır (Taş, 2016).

Eşitlikte yer alan  $\gamma$  parametresinin istatistiksel olarak anlamlı olması oynaklık yapısındaki asimetriyi belirtmektedir. Eğer kaldıraç etkisi varsa,  $\gamma$  katsayısının pozitif olması beklenmektedir. TGARCH modelinde kaldıraç etkisi, pozitif şokların ( $\alpha$ ) etkisinden daha büyük olarak negatif şokların ( $\alpha + \gamma$ ) etkisi şeklinde gözlenmektedir. Buna göre, iyi haberlerin ve kötü haberlerin etkisi birbirinden farklılık gösterecektir. İyi

haberler koşullu varyans üzerinde  $\alpha$  katsayısı kadar etkiye sahipken, kötü haberlerin koşullu varyans üzerindeki etkisi  $\alpha + \gamma$  kadar olacaktır. Kaldıraç etkisi,  $\gamma$  parametresinin sıfırdan büyük olması ( $\gamma > 0$ ) durumunda gerçekleşecektir (Demirgil ve ark., 2019).

ARCH modelinin genelleştirilmiş bu versiyonu, özel durumlar olarak diğer modelleri içerir. Bu model Asymmetric Power ARCH modeli olarak adlandırılıp A-PARCH olarak ifade edilmektedir (Ding ve ark., 1993).

Ding ve diğerleri (1993) tarafından geliştirilen APGARCH modeli ile asimetri etkisi ve kalın kuyruklu belirlenebilmektedir. APARCH(p,q) modeli şu şekilde gösterilmektedir (Özdemir & Emeç, 2020);

$$\sigma_t^d = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^d + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^d$$

Modelde,  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$ ,  $\beta_j \geq 0$ ,  $-1 < \gamma_i < 1$

$0 \leq \sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$  koşullarının sağlanması gerekmektedir. Modelde yer alan  $\gamma_i$  parametresi kaldıraç etkisini göstermektedir. Pozitif bir  $\gamma_i$  parametresi negatif haberlerin pozitif haberlere göre oynaklığı daha fazla artırdığını ifade etmektedir.  $d$  parametresi ise modele dışsal olarak dahil edilmeyip, değeri model içerisinde belirlenen kuvvet parametresidir (Özdemir & Emeç, 2020).

APGARCH modelinde  $\alpha_i$  ve  $\beta_j$  standart GARCH,  $\gamma_i$  kaldıraç etkisi ve  $d$  ise kuvvet parametresidir. Kaldıraç etkisi -1 ile +1 arasında değerler alırken, kuvvet parametresi sıfırdan büyük ( $d > 0$ ) olmak üzere standart sapmanın ( $\sigma$ ) Box-Cox dönüşümüdür.  $\gamma_i$  parametresi pozitif (negatif) değer alması, geçmişte yaşanan negatif (pozitif) şokların, serinin bugünkü koşullu varyansı üzerinde geçmişte yaşanan aynı büyüklükteki pozitif (negatif) şoklara kıyasla daha derin bir etkiye neden olduğu anlamına gelmektedir (Ural & Adakale, 2009).

Simetrik ve Asimetrik GARCH Modelleri içinde en uygun model seçilirken farklı kriterler kullanılmaktadır. Bu kriterlerden ilki  $R^2$  değeri yüksek olan modelin seçilmesidir. Diğer bir kriter en düşük Akaike veya Schwarz Bilgi Kriterine ve en yüksek Log-Likelihood kriterine sahip olan modelin seçilmesidir (Kutlar, 2017).

Model seçiminde en çok kullanılan kriterler AIC (Akaike), SC (Schwarz) ve Log Olabilirlik (Loglikelihood) kriterleri'dir. Modeller arasından AIC ve SC değerleri minimum olan, Log Olabilirlik değeri maksimum olan model seçilir. Serideki oynaklığı modelleyen en iyi yöntem seçildikten sonra seçilen bu modelin öngörü sonuçlarına bakılarak modelin başarılı olup olmadığını görmek için öngörü sonuçları incelenebilir. Dinamik ve statik olmak üzere iki öngörü şekli vardır. Öngörünün başarılı olup olmadığı Ortalama Mutlak Hata (Mean Absolute Error, MAE) ve Ortalama Hata Karelerinin Kökü (Root Mean Square Error, RMSE) kriterlerine bakılarak anlaşılabilir. Bu kriterler yardımıyla öngörü başarısı sağlanmaktadır. Öngörü sonuçlarının karşılaştırılmasında kullanılan kriterlerden RMSE ve MAE kriterleri ne kadar küçükse model o kadar başarılıdır (Emeç & Özdemir, 2014).

Ayrıca anlamlı modeller içerisinde volatilité hesaplamasında kullanılacak model seçiminde Theil Eşitsizlik Katsayısı (Theil Inequality Coefficient- TIC) değeri en düşük olan modelin parametreleri kullanılmaktadır (Yıldırım & Sakarya, 2019).

Zaman serilerinde ARCH modellerinin kullanılabilmesi için öncelikle serilerin durağan oldukları seviyelerin belirlenmesi gerekmektedir. Oluşturulan zaman serilerinin birim kök testleri gerçekleştirildikten sonra seriler üzerinde ARCH modellerini çalıştırmak için serilerin en uygun ARMA yapısı belirlenir. ARMA süreci ile koşulsuz varyans değerleri belirlenmektedir. ARCH yöntemi uygulanmadan önce ARCH etkisinin olup-olmadığının test edilmesi gerekmektedir. Serilerin ARCH etkisi taşıyıp taşımadığını belirlemek amacıyla ARCH-LM testi uygulanır. ARCH-LM testi aşamasından sonra volatilité modelleri tahmin edilir.

Tahminleri gerçekleştirilen volatilité modelleri kendi aralarında karşılaştırılarak, volatilitéyi en iyi tahmin eden model belirlenir. En uygun modelin belirlenmesinden sonra söz konusu modelin parametreleri yardımıyla volatilité hesaplanır. Kurulan modelin kalıntıları üzerinde ARCH etkisinin devam edip etmediği ARCH-LM ile test edilir. ARCH etkisinin devam etmesi modelin başarısız, ARCH etkisinin ortadan kalkması ise modelin başarılı olduğunu göstermektedir.

## Ampirik Bulgular

Çizelge 1'de tanımlayıcı istatistik verileri yer almaktadır. Çarpıklık katsayısı (skewness) sıfırdan küçük olduğundan seriler sola çarpık ve asimetrik dağılımlı, basıklık katsayısı (kurtosis) 3'ten büyük olduğundan seriler normalden daha dik (sivri)'tir. Jarque-Bera istatistik değeri normal dağılıma ait olan  $\chi^2 = 5,99$  değerinden büyüktür. Ayrıca Jarque-Bera istatistiği olasılık değeri sıfırdır. Bu nedenle getiri serileri normal dağılıma uygun olmayan serilerdir. Getiri serilerinin düzey değerleri ile hesaplanan ADF t istatistik katsayıları, MacKinnon kritik değerlerinden %1 anlamlılık düzeyinde mutlak değer olarak yüksek olduğundan, getiri serileri düzeyde durağandır.

Yapılan analizler sonucunda, spot endekslere ve endeks vadeli işlemlere ilişkin elde edilen bulgulara, her bir spot endeks başlığı adı altında aşağıda yer verilmektedir.

### BIST 30 Analiz Sonuçları

#### BIST 30 Spot Endeks Analiz Sonuçları

BIST 30 getiri serisi için ARMA(p,q) yapısı otomatik olarak hesaplanmış ve en uygun ortalama denklem olarak ARMA(6,4) modeli bulunmuştur.

Çizelge 2'de BIST 30 getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği,  $\chi^2$  ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. Çizelgeden görüleceği üzere bu kriterlerin olasılık değerleri %5'in altındadır. Bu nedenle ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez reddedilerek ARCH etkisinin olduğu sonucuna varılır.

BIST 30 getiri serisi normal dağılıma uygun olmadığı için getiri volatilitésini modellemede Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (Generalized Error Distribution-GED) kullanılmıştır.

Çizelge 3'te endeks vadeli işlemlerin, spot endeksler üzerindeki volatilitte etkisini BIST 30 getiri serisi için analiz etmekte kullanılacak olan koşullu varyans modelinin seçim kriterleri yer almaktadır. Model seçim kriterleri değerlendirilmiş ve şu sonuçlara ulaşılmıştır.

EGARCH (1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan ve asimetric etkiyi ifade eden  $\gamma$  parametresinin olasılık değeri (0,3628), 0,05'ten büyük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde  $\gamma$  parametresi anlamlı değildir.

PARCH (1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan ve volatilitteyi modellemekte kullanılan açıklayıcı değişken BIST 30F getiri serisinin varyans parametresinin ( $\gamma_1$ ) olasılık değeri (0,2420) ve sabit katsayının ( $\alpha_0$ ) olasılık değeri (0,3037), 0,05'ten büyük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde bu parametreler anlamlı değildir.

Bu nedenle EGARCH (1,1) ve PARCH (1,1) modelleri koşullu varyans modellemekte kullanılacak anlamlı modeller değildir.

GARCH (1,1) ve TARARCH (1,1) modelleri koşullu varyans modellemekte kullanılacak anlamlı modellerdir. Bu nedenle GARCH (1,1) ve TARARCH (1,1) modelleri arasından getiri serileri arasındaki volatilitte ilişkisini modellemekte kullanılacak en uygun modelin seçilmesi gerekmektedir. Theil Eşitsizlik Katsayısı (Theil Inequality Coefficient- TIC) değeri en düşük olan GARCH (1,1) modeli en uygun model olarak seçilmiştir.

GARCH (1,1) modeli;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

Şeklinde ifade edilmektedir. BIST 30F endeks vadeli işlemlerin açıklayıcı değişken olarak GARCH (1,1) modeline dahil edilmesi ile koşullu varyans modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma_1 \text{RBIST30F}$$

Çizelge 3'ten hareketle koşullu varyans modelini şu şekilde kurabiliriz;

$$h_t = 8,24E-06 + 0,061726\varepsilon_{t-1}^2 + 0,908975h_{t-1} + (-0,000695) \text{RBIST30F}$$

ARCH ve GARCH parametre katsayıları,  $\alpha_1$  ve  $\beta_1 \geq 0$  olma yani negatif olmama ve toplamalarının  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  olma koşulunu sağlamaktadır.

$$\alpha_1 + \beta_1 < 1, \quad 0,061726 + 0,908975 = 0,970701 < 1$$

Kurulan GARCH (1,1) modelinde  $\alpha_1$  katsayısının (0,061726) küçük olması nedeniyle, BIST 30 spot endeks volatilittesinin piyasaya gelen yeni haberlerden daha az etkilendiğini,  $\beta_1$  katsayısının (0,908975) büyük olması nedeniyle, geçmiş dönemdeki şokların BIST 30 spot endeks volatilittesi üzerinde kalıcılığa neden olduğunu söyleyebiliriz. GARCH modeli simetrik bir model olduğundan, olumlu ve olumsuz haberler BIST 30 spot endeks volatilittesi üzerinde aynı büyüklükte etki yaratmaktadır.

Modelde,  $\alpha_1 + \beta_1$  değerinin (0,970701), 1'e yakın çıkmasından dolayı, geçmiş dönemdeki şokların BIST 30 spot endeks volatilittesini arttırdığını söyleyebiliriz. Diğer taraftan RBIST30F endeks vadeli işlemlerin katsayısının ( $\gamma_1 = -0,000695$ ) negatif olmasından dolayı, endeks vadeli işlemlerin, BIST 30 spot endeks volatilittesini azalttığı ancak katsayının çok küçük olması nedeniyle bu etkinin istatistiksel olarak çok önemsiz olduğu sonucuna varabiliriz.

Çizelge 4'te GARCH (1,1) Modeline ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği,  $x^2$  ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. Çizelgeden görüleceği üzere bu değerlerin olasılık değerleri %5'ten yüksektir. Bu nedenle ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez kabul edilir. Böylelikle GARCH (1,1) modelinin kalıntıları üzerinde yapılan ARCH LM testi sonucu değişen varyans ortadan kalkmıştır. Bu durum GARCH (1,1) modelinin değişen varyansı yani volatilitteyi modellemeye başarılı olduğunu göstermektedir.

Çizelge 1. Tanımlayıcı İstatistik Verileri

Table 1. Descriptive Statistics Data

	RBIST30	RBIST30F	RDAX30	RDAX30F	RSP500	RSP500F
Ortalama	0,000281	0,000283	0,000268	0,000267	0,000312	0,00031
Maksimum	0,127255	0,096570	0,107975	0,120767	0,109572	0,131973
Minimum	-0,109019	-0,105361	-0,130549	-0,117531	-0,127652	-0,109536
Standart Sapma	0,017278	0,017637	0,013831	0,013851	0,012686	0,012673
Çarpıklık	-0,246729	-0,196932	-0,233888	-0,188273	-0,563944	-0,335004
Basıklık	6,804672	6,482765	11,18663	11,14093	16,59554	17,92934
Jarque-Bera	2386,936	1992,183	10993,71	10859,10	30211,99	36254,59
Olasılık	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
Gözlem Sayısı	3892	3892	3924	3924	3896	3896
ADF	-61,39608	-61,72894	-62,59515	-62,31152	-72,11965	-69,72627

Çizelge 2. BIST 30 Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları

Table 2. BIST 30 Return Series ARCH LM Test Results

F istatistiği	43,66468	Olasılık F (1,3889)	0,0000
Gözlem Sayısı* R <sup>2</sup>	43,20208	Olasılık x <sup>2</sup> (1)	0,0000
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği
Sabit	0,000264	1,21E-05	21,7561
RESID^2(-1)	0,105369	0,015946	6,607926
			Olasılık
			0,0000
			0,0000

Çizelge 3. BIST 30 Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri

Table 3. BIST 30 Return Series Conditional Variance Model Criteria

Kriter	Varyans Denklemi							
	GARCH (1,1)		TARCH (1,1)		EGARCH (1,1)		PARCH (1,1)	
	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.
$\alpha_0$	8,24E-06	0,0000	1,06E-05	0,0000	-0,351258	0,0000	0,000268	0,3037
$a_1$	0,061726	0,0000	0,042454	0,0001	0,133704	0,0000	0,078484	0,0000
$\beta_1$	0,908975	0,0000	0,885367	0,0000	0,969862	0,0000	0,900214	0,0000
$\alpha_1 + \beta_1$	0,970701	-	-	-	-	-	0,978698	-
$\gamma$	-	-	0,066052	0,0005	-0,013721	0,3628	0,376210	0,0006
$\gamma_1$	-0,000695	0,0000	-0,000374	0,0026	-4,143413	0,0000	-0,005894	0,2420
$d$	-	-	-	-	-	-	1,195900	0,0000
GED	1,402040	0,0000	1,406942	0,0000	1,411762	0,0000	1,411744	0,0000
$R^2$	0,001064	-	0,002541	-	0,004808	-	0,002696	-
Log likelihood	10664,37	-	10668,97	-	10686,20	-	10673,03	-
AIC	-5,480378	-	-5,482229	-	-5,491097	-	-5,483803	-
SC	-5,454582	-	-5,454821	-	-5,463689	-	-5,454782	-
HQC	-5,471221	-	-5,472500	-	-5,481368	-	-5,473501	-
MAE	0,012497	-	0,012491	-	0,012500	-	0,012491	-
RMSE	0,017259	-	0,017249	-	0,017259	-	0,017248	-
TIC	0,927047	-	0,936405	-	0,924473	-	0,938156	-

Çizelge 4. BIST 30 Getiri Serisi GARCH (1,1) Modeli ARCH LM Test Sonuçları

Table 4. BIST 30 Return Series GARCH (1,1) Model ARCH LM Test Results

F İstatistiği	0,665634	Olasılık F (1,3883)	0,4146
Gözlem Sayısı* $R^2$	0,665863	Olasılık $\chi^2$ (1)	0,4145
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği
Sabit	1,02097	3,58E-02	28,4807
RESID <sup>2</sup> (-1)	-0,013092	0,016046	-0,815864
			0,4146

Çizelge 5. BIST 30F Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları

Table 5. BIST 30F Return Series ARCH LM Test Results

F İstatistiği	47,02582	Olasılık F (1,3889)	0,0000
Gözlem Sayısı* $R^2$	46,48787	Olasılık $\chi^2$ (1)	0,0000
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği
Sabit	0,000274	1,24E-05	22,10571
RESID <sup>2</sup> (-1)	0,109305	0,015939	6,857537
			0,0000

#### BIST 30F (Endeks Vadeli İşlemler) Analiz Sonuçları

BIST 30F getiri serisi için ARMA (p,q) yapısı otomatik olarak hesaplanmış ve en uygun ortalama denklem olarak ARMA(7,7) modeli bulunmuştur.

Çizelge 5'te BIST 30F getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği,  $\chi^2$  ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. Çizelgeden görüleceği üzere bu kriterlerin olasılık değerleri %5'in altındadır. Bu nedenle ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez reddedilerek ARCH etkisinin olduğu sonucuna varılır.

BIST 30F getiri serisi normal dağılıma uygun olmadığı için getiri volatilitesi modellemeye Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (Generalized Error Distribution-GED) kullanılmıştır.

Çizelge 6'da spot endekslerin, endeks vadeli işlemler üzerindeki volatilitte etkisini BIST 30F getiri serisi için analiz etmekte kullanılacak olan koşullu varyans modelinin seçim kriterleri yer almaktadır. Model seçim kriterleri değerlendirilmiş ve şu sonuçlara ulaşılmıştır.

EGARCH (1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan ve asimetric etkiyi ifade eden  $\gamma$  parametresinin olasılık değeri (0,6776), 0,05'ten büyük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde  $\gamma$  parametresi anlamlı değildir.

PARCH (1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan ve volatilitteyi modellemekte kullanılan açıklayıcı değişken BIST 30 getiri serisinin varyans parametresinin ( $\gamma_1$ ) olasılık değeri (0,2826) ve sabit katsayısının ( $\alpha_0$ ) olasılık değeri (0,3327), 0,05'ten büyük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde bu parametreler anlamlı değildir.

Bu nedenle EGARCH (1,1) ve PARCH (1,1) modelleri koşullu varyansı modellemekte kullanılacak anlamlı modeller değildir.

GARCH (1,1) ve TARARCH (1,1) modelleri koşullu varyansı modellemekte kullanılacak anlamlı modellerdir. Bu nedenle GARCH (1,1) ve TARARCH (1,1) modelleri arasından getiri serileri arasındaki volatilitte ilişkisini modellemekte kullanılacak en uygun modelin seçilmesi gerekmektedir. Theil Eşitsizlik Katsayısı (Theil Inequality Coefficient- TIC) değeri en düşük olan GARCH (1,1) modeli en uygun model olarak seçilmiştir.

GARCH (1,1) modeli;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

Şeklinde ifade edilmektedir. BIST 30 spot endeksin açıklayıcı değişken olarak GARCH (1,1) modeline dahil edilmesi ile koşullu varyans modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma_1 \text{RBIST30}$$

Çizelge 6'dan hareketle koşullu varyans modelini şu şekilde kurabiliriz;

$$h_t = 7,61E-06 + 0,053624\varepsilon_{t-1}^2 + 0,920434h_{t-1} + (-0,000672) \text{RBIST30}$$

ARCH ve GARCH parametre katsayıları,  $\alpha_1$  ve  $\beta_1 \geq 0$  olma yani negatif olmama ve toplamlarının  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  olma koşulunu sağlamaktadır.

$$\alpha_1 + \beta_1 < 1, 0,053624 + 0,920434 = 0,974058 < 1$$

Kurulan GARCH (1,1) modelinde  $\alpha_1$  katsayısının (0,053624) küçük olması nedeniyle, BIST 30F endeks vadeli işlemler volatilitesinin piyasaya gelen yeni haberlerden daha az etkilendiğini,  $\beta_1$  katsayısının (0,920434) büyük olması nedeniyle, geçmiş dönemdeki şokların BIST 30F endeks vadeli işlemler volatilitesi üzerinde kalıcılığa neden olduğunu söyleyebiliriz. GARCH modeli simetrik bir model olduğundan, olumlu ve olumsuz haberler BIST 30F endeks vadeli işlemler volatilitesi üzerinde aynı büyüklükte etki yaratmaktadır.

Modelde,  $\alpha_1 + \beta_1$  değerinin (0,974058), 1'e yakın çıkmasından dolayı, geçmiş dönemdeki şokların BIST 30F endeks vadeli işlemler volatilitesini arttırdığını söyleyebiliriz. Diğer taraftan RBIST30 spot endeks katsayısının ( $\gamma_1 = -0,000672$ ) negatif olmasından dolayı,

spot endeksin, BIST 30F endeks vadeli işlemler volatilitesini azalttığı ancak katsayının çok küçük olması nedeniyle bu etkinin istatistiksel olarak çok önemsiz olduğu sonucuna varabiliriz.

Çizelge 7'de GARCH (1,1) Modeline ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği,  $x^2$  ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. Çizelgeden görüleceği üzere bu değerlerin olasılık değerleri %5'ten yüksektir. Bu nedenle ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez kabul edilir. Böylelikle GARCH (1,1) modelinin kalıntıları üzerinde yapılan ARCH LM testi sonucu değişen varyans ortadan kalkmıştır. Bu durum GARCH (1,1) modelinin değişen varyansı yani volatilitiyi modellemede başarılı olduğunu göstermektedir.

#### DAX 30 Analiz Sonuçları

##### DAX 30 Spot Endeks Analiz Sonuçları

DAX 30 getiri serisi için ARMA(p,q) yapısı otomatik olarak hesaplanmış ve en uygun ortalama denklem olarak ARMA(7,8) modeli bulunmuştur.

Çizelge 8'de DAX 30 getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği,  $x^2$  ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. Çizelgeden görüleceği üzere bu kriterlerin olasılık değerleri %5'in altındadır. Bu nedenle ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez reddedilerek ARCH etkisinin olduğu sonucuna varılır.

GED ve Student's t dağılım türlerinde tüm modeller için  $R^2$  değeri negatif (eksi) değer aldığından DAX 30 getiri serisi volatilitesini modellemede normal dağılım kullanılmıştır.

Çizelge 9'da endeks vadeli işlemlerin, spot endeksler üzerindeki volatilité etkisini DAX 30 getiri serisi için analiz etmekte kullanılacak olan koşullu varyans modelinin seçim kriterleri yer almaktadır. Model seçim kriterleri değerlendirilmiş ve şu sonuçlara ulaşılmıştır.

Çizelge 6. BIST 30F Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri

Table 6. BIST 30F Return Series Conditional Variance Model Criteria

Kriter	Varyans Denklemi							
	GARCH (1,1)		TARCH (1,1)		EGARCH (1,1)		PARCH (1,1)	
	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.
$\alpha_0$	7,61E-06	0,0000	1,00E-05	0,0000	-0,317578	0,0000	0,000238	0,3327
$\alpha_1$	0,053624	0,0000	0,040214	0,0000	0,122363	0,0000	0,074941	0,0000
$\beta_1$	0,920434	0,0000	0,897109	0,0000	0,972489	0,0000	0,907208	0,0000
$\alpha_1 + \beta_1$	0,974058	-	-	-	-	-	0,982149	-
$\gamma$	-	-	0,055677	0,0036	0,006407	0,6776	0,309408	0,0050
$\gamma_1$	-0,000672	0,0000	-0,000358	0,0148	-4,751954	0,0000	-0,005855	0,2826
$d$	-	-	-	-	-	-	1,211376	0,0000
GED	1,301767	0,0000	1,305231	0,0000	1,310079	0,0000	1,310094	0,0000
$R^2$	0,005404	-	0,006244	-	0,004941	-	0,006385	-
Log likelihood	10606,73	-	10610,29	-	10620,28	-	10614,19	-
AIC	-5,450055	-	-5,451372	-	-5,456514	-	-5,452866	-
SC	-5,417804	-	-5,417508	-	-5,422650	-	-5,417389	-
HQC	-5,438606	-	-5,439351	-	-5,444492	-	-5,440272	-
MAE	0,012637	-	0,012632	-	0,012618	-	0,012632	-
RMSE	0,017608	-	0,017602	-	0,017602	-	0,017601	-
TIC	0,930322	-	0,937029	-	0,916949	-	0,937096	-



Çizelge 7. BIST 30F Getiri Serisi GARCH (1,1) Modeli ARCH LM Test Sonuçları

Table 7. BIST 30F Return Series GARCH (1,1) Model ARCH LM Test Results

F İstatistiği	0,804330		Olasılık F (1,3882)	0,3699
Gözlem Sayısı* R <sup>2</sup>	0,804577		Olasılık x <sup>2</sup> (1)	0,3697
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
Sabit	1,025333	0,037787	27,13469	0,0000
RESID^2(-1)	-0,014393	0,016048	-0,896844	0,3699

Çizelge 8. DAX 30 Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları

Table 8. DAX 30 Return Series ARCH LM Test Results

F İstatistiği	50,62799		Olasılık F (1,3921)	0,0000
Gözlem Sayısı* R <sup>2</sup>	50,0081		Olasılık x <sup>2</sup> (1)	0,0000
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
Sabit	0,000168	9,96E-06	16,83076	0,0000
RESID^2(-1)	0,112904	0,015868	7,115335	0,0000

Çizelge 9. DAX 30 Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri

Table 9. DAX 30 Return Series Conditional Variance Model Criteria

Kriter	Varyans Denklemi							
	GARCH (1,1)		TARCH (1,1)		EGARCH (1,1)		PARCH (1,1)	
	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.
$\alpha_0$	3,96E-06	0,0000	3,97E-06	0,0000	-0,487351	0,0000	0,000220	0,0439
$\alpha_1$	0,059001	0,0000	0,025376	0,0000	0,171415	0,0000	0,069626	0,0000
$\beta_1$	0,914906	0,0000	0,904680	0,0000	0,960078	0,0000	0,921324	0,0000
$\alpha_1 + \beta_1$	0,973907	-	-	-	-	-	0,99095	-
$\gamma$	-	-	0,080338	0,0000	-0,057039	0,0000	0,312075	0,0000
$\gamma_1$	-0,001140	0,0000	-0,000861	0,0000	-9,197556	0,0000	-0,039296	0,0156
$d$	-	-	-	-	-	-	1,067528	0,0000
R <sup>2</sup>	-0,005935	-	-0,000022	-	-0,008528	-	0,001347	-
Log likelihood	11999,05	-	12012,48	-	12015,97	-	12029,76	-
AIC	-6,116442	-	-6,122789	-	-6,124572	-	-6,131102	-
SC	-6,084412	-	-6,089157	-	-6,090940	-	-6,095869	-
HQC	-6,105076	-	-6,110855	-	-6,112638	-	-6,118599	-
MAE	0,009413	-	0,009412	-	0,009411	-	0,009403	-
RMSE	0,013880	-	0,013851	-	0,013835	-	0,013845	-
TIC	0,877599	-	0,926114	-	0,949946	-	0,918692	-

Çizelge 10. DAX 30 Getiri Serisi PARCH (1,1) Modeli ARCH LM Test Sonuçları

Table 10. DAX 30 Return Series PARCH (1,1) Model ARCH LM Test Results

F İstatistiği	4,113320		Olasılık F (1,3914)	0,0426
Gözlem Sayısı* R <sup>2</sup>	4,111102		Olasılık x <sup>2</sup> (1)	0,0426
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
Sabit	1,032523	0,032318	31,94868	0,0000
RESID^2(-1)	-0,032401	0,015976	-2,028132	0,0426

GARCH (1,1), TARCH (1,1) ve EGARCH (1,1) modellerinde R<sup>2</sup> değeri negatif (eksi) değer aldığından, bu modeller koşullu varyansı modellemekte kullanılacak anlamlı modeller değildir. PARCH (1,1) modelinde ise R<sup>2</sup> değeri (0,001347) pozitiftir.

PARCH (1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$ ,  $\gamma$ ,  $\gamma_1$  ve  $d$  parametrelerinin olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde bu parametreler anlamlıdır. Ayrıca bu parametreler  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_1 \geq 0$ ,  $\beta_1 \geq 0$ ,  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ ,  $-1 < \gamma < 1$  ve  $d > 0$  olma koşullarını sağlamıştır.

Böylece endeks vadeli işlemlerin spot endeks üzerindeki volatilité etkisini analiz etmekte kullanılacak model DAX 30 getiri serisi için PARCH (1,1) modelidir.

PARCH (1,1) modeli;

$$h_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 (|\varepsilon_{t-1}| - \gamma \varepsilon_{t-1})^d + \beta_1 h_{t-1}^d$$

Şeklinde ifade edilmektedir. DAX 30F endeks vadeli işlemlerin açıklayıcı değişken olarak PARCH (1,1) modeline dahil edilmesi ile koşullu varyans modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$h_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 (|\varepsilon_{t-1}| - \gamma \varepsilon_{t-1})^d + \beta_1 h_{t-1}^d + \gamma_1 \text{RDAX30F}$$

Çizelge 9'dan hareketle koşullu varyans modelini şu şekilde kurabiliriz;

$$h_t^{1,067528} = 0,000220 + 0,069626 (|\varepsilon_{t-1}| - 0,312075 \varepsilon_{t-1})^{1,067528} + 0,921324 h_{t-1}^{1,067528} + (-0,039296) \text{RDAX30F}$$

PARCH (1,1) modelinde  $\alpha_1$  ve  $\beta_1$  standart GARCH,  $\gamma$  kaldıraç ve asimetri etkisi,  $d$  ise kuvvet parametresidir. PARCH modelinde, iyi haberler ( $\varepsilon_{t-i} > 0$ ) ve kötü haberler ( $\varepsilon_{t-i} < 0$ ) gelecekteki oynaklık için farklı öngörülebilirliğe sahiptir, çünkü koşullu varyans sadece büyüklüğe değil, aynı zamanda  $\varepsilon_t$ 'nin işaretine de bağlıdır.

Kurulan PARCH (1,1) modelinde,  $\gamma$  parametresinin pozitif (0,312075) değer alması, geçmişte yaşanan negatif şokların, DAX 30 spot endeks volatilitelerini geçmişte yaşanan aynı büyüklükteki pozitif şoklara kıyasla daha fazla artırdığı anlamına gelmektedir. Bu parametrenin istatistiksel olarak anlamlı çıkması süreçteki asimetriye ve volatilitenin kümeleneceği olduğuna işaret etmektedir. Diğer taraftan RDAX30F endeks vadeli işlemlerin katsayısının ( $\gamma_1 = -0,039296$ ) negatif olması nedeniyle, endeks vadeli işlemlerin, DAX 30 spot endeks volatilitelerini azalttığı sonucuna varabiliriz.

Çizelge 10'da PARCH (1,1) Modeline ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği,  $x^2$  ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. Çizelgeden görüleceği üzere bu değerlerin olasılık değerleri %5'ten küçüktür. Bu nedenle ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez reddedilir. Böylelikle PARCH (1,1) modelinin kalıntıları üzerinde yapılan ARCH LM testi sonucu değişen varyans ortadan kalkmamıştır. Bu durum PARCH (1,1) modelinin değişen varyansı yani volatilitiyi modellemede başarısız olduğunu göstermektedir.

#### DAX 30F (Endeks Vadeli İşlemler) Analiz Sonuçları

DAX 30F getiri serisi için ARMA(p,q) yapısı otomatik olarak hesaplanmış ve en uygun ortalama denklem olarak ARMA(6,7) modeli bulunmuştur.

Çizelge 11'de DAX 30F getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği,  $x^2$  ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. Çizelgeden görüleceği üzere bu kriterlerin olasılık değerleri %5'in altındadır. Bu nedenle ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez reddedilerek ARCH etkisinin olduğu sonucuna varılır.

GED ve Student's t dağılım türlerinde tüm modeller için  $R^2$  değeri negatif (eksi) değer aldığından DAX 30F getiri serisi volatilitelerini modellemede normal dağılım kullanılmıştır.

Çizelge 12'de spot endekslerin, endeks vadeli işlemler üzerindeki volatilitenin etkisini DAX 30F getiri serisi için analiz etmekte kullanılacak olan koşullu varyans modelinin seçim

kriterleri yer almaktadır. Model seçim kriterleri değerlendirilmiş ve şu sonuçlara ulaşılmıştır.

GARCH (1,1), TAR (1,1) ve PAR (1,1) modellerinde  $R^2$  değeri negatif (eksi) değer aldığından, bu modeller koşullu varyansı modellemede kullanılacak anlamlı modeller değildir. EGARCH (1,1) modelinde ise  $R^2$  değeri (0,001570) pozitiftir.

EGARCH modelinin üstün yönü, koşullu varyansın modelde logaritmik olarak ifade edilmesidir. Böylece denklemin parametreleri negatif olsa bile koşullu varyans pozitif bir değer aldığından, parametreler üzerine ek kısıtlamalar koymaya yani parametrelerin pozitif olma koşuluna gerek kalmamaktadır.

EGARCH (1,1) modeli;

$$\log(h_t) = \alpha_0 + \beta_1 \log(h_{t-1}) + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$$

Şeklinde ifade edilmektedir. DAX 30 spot endeksin açıklayıcı değişken olarak EGARCH (1,1) modeline dahil edilmesi ile koşullu varyans modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\log(h_t) = \alpha_0 + \beta_1 \log(h_{t-1}) + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma_1 \text{RDAX30}$$

Çizelge 12'den hareketle koşullu varyans modelini şu şekilde kurabiliriz;

$$\log(h_t) = -0,268967 + 0,979609 \log(h_{t-1}) + 0,116274 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + (-0,015117) \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + (-9,384358) \text{RDAX30}$$

Denklemden  $\gamma$  katsayısı, serinin hem kaldıraç etkisini hem de asimetri etkisini göstermektedir.  $\gamma = -0,015117$  olduğundan olumsuz haberlerin volatilitiyi olumlu haberlere nazaran daha fazla artırdığını söyleyebiliriz.

EGARCH (1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan  $\alpha_0, \alpha_1, \beta_1, \gamma_1$  parametrelerinin olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde bu parametreler anlamlıdır. Ancak  $\gamma$  parametresinin olasılık değeri (0,1371) 0,05'ten büyük olduğundan istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu nedenle spot endeksin, DAX 30F endeks vadeli işlemler üzerindeki volatilitenin etkisini analiz etmek için EGARCH (1,1) uygun model değildir. Böylelikle RDAX30 spot endeksin, RDAX30F endeks vadeli işlemler volatilitesi üzerindeki etkisini değerlendirmek mümkün olmamaktadır.

Çizelge 13'te EGARCH (1,1) Modeline ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği,  $x^2$  ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. Çizelgeden görüleceği üzere bu değerlerin olasılık değerleri %5'ten yüksektir. Bu nedenle ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez kabul edilir. Böylelikle EGARCH (1,1) modelinin kalıntıları üzerinde yapılan ARCH LM testi sonucu değişen varyans ortadan kalkmıştır. Bu durum EGARCH (1,1) modelinin değişen varyansı yani volatilitiyi modellemede başarılı olduğunu göstermektedir.

Çizelge 11. DAX 30F Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları

Table 11. DAX 30F Return Series ARCH LM Test Results

F İstatistiği	122,6040	Olasılık F (1,3921)	0,0000
Gözlem Sayısı* R <sup>2</sup>	118,9473	Olasılık $\chi^2$ (1)	0,0000
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği
Sabit	0,000157	9,78E-06	16,03404
RESID <sup>2</sup> (-1)	0,174128	0,015726	11,07267
			0,0000

Çizelge 12. DAX 30F Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri

Table 12. DAX 30F Return Series Conditional Variance Model Criteria

Kriter	Varyans Denklemi							
	GARCH (1,1)		TARCH (1,1)		EGARCH (1,1)		PARCH (1,1)	
	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.
$\alpha_0$	3,84E-06	0,0000	4,38E-06	0,0000	-0,268967	0,0000	0,000309	0,0204
$\alpha_1$	0,058081	0,0000	0,025256	0,0000	0,116274	0,0000	0,068275	0,0000
$\beta_1$	0,916406	0,0000	0,898176	0,0000	0,979609	0,0000	0,922829	0,0000
$\alpha_1 + \beta_1$	0,974487	-	-	-	-	-	0,991104	-
$\gamma$	-	-	0,085182	0,0000	-0,015117	0,1371	0,174115	0,0291
$\gamma_1$	-0,001082	0,0000	-0,000798	0,0000	-9,384358	0,0000	-0,057604	0,0059
$d$	-	-	-	-	-	-	0,994041	0,0000
R <sup>2</sup>	-0,006305	-	-0,000873	-	0,001570	-	-0,004236	-
Log likelihood	12011,21	-	12023,46	-	12042,65	-	12044,32	-
AIC	-6,122109	-	-6,127850	-	-6,137646	-	-6,137991	-
SC	-6,093289	-	-6,097428	-	-6,107224	-	-6,105968	-
HQC	-6,111882	-	-6,117055	-	-6,126851	-	-6,126627	-
MAE	0,009395	-	0,009400	-	0,009376	-	0,009403	-
RMSE	0,013902	-	0,013864	-	0,013862	-	0,013883	-
TIC	0,883399	-	0,946980	-	0,916781	-	0,913967	-

Çizelge 13. DAX 30F Getiri Serisi EGARCH (1,1) Modeli ARCH LM Test Sonuçları

Table 13. DAX 30F Return Series EGARCH (1,1) Model ARCH LM Test Results

F İstatistiği	3,759168	Olasılık F (1,3915)	0,0526
Gözlem Sayısı* R <sup>2</sup>	3,757481	Olasılık $\chi^2$ (1)	0,0526
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği
Sabit	1,032066	0,032240	32,01235
RESID <sup>2</sup> (-1)	-0,030972	0,015975	-1,938857
			0,0526

Çizelge 14. S&amp;P 500 Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları

Table 14. S&amp;P 500 Return Series ARCH LM Test Results

F İstatistiği	310,9659	Olasılık F (1,3893)	0,0000
Gözlem Sayısı* R <sup>2</sup>	288,1118	Olasılık $\chi^2$ (1)	0,0000
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği
Sabit	0,000114	9,45E-06	12,07688
RESID <sup>2</sup> (-1)	0,271974	0,015423	17,63423
			0,0000

### S&P 500 Analiz Sonuçları

#### S&P 500 Spot Endeks Analiz Sonuçları

S&P 500 getiri serisi için ARMA(p,q) yapısı otomatik olarak hesaplanmış ve en uygun ortalama denklem olarak ARMA(4,5) modeli bulunmuştur.

Çizelge 14'de S&P 500 getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği,  $\chi^2$  ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. Çizelgeden görüleceği üzere bu kriterlerin olasılık değerleri %5'in altındadır. Bu nedenle ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez reddedilerek ARCH etkisinin olduğu sonucuna varılır.

S&P 500 getiri serisi normal dağılıma uygun olmadığı için getiri volatilitisini modellemede Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (Generalized Error Distribution-GED) kullanılmıştır.

Çizelge 15'te endeks vadeli işlemlerin, spot endeksler üzerindeki volatilitite etkisini S&P 500 getiri serisi için analiz etmekte kullanılacak olan koşullu varyans modelinin seçim kriterleri yer almaktadır. Model seçim kriterleri değerlendirilmiş ve şu sonuçlara ulaşılmıştır.

EGARCH (1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan ve asimetric etkiyi ifade eden  $\gamma$  parametresinin olasılık değeri (0,4419), 0,05'ten büyük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde  $\gamma$  parametresi anlamlı değildir. Ayrıca R<sup>2</sup> değeri negatif (eksi)'dir.

Çizelge 15. S&amp;P 500 Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri

Table 15. S&amp;P 500 Return Series Conditional Variance Model Criteria

Kriter	Varyans Denklemi							
	GARCH (1,1)		TARCH (1,1)		EGARCH (1,1)		PARCH (1,1)	
	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.
$\alpha_0$	2,88E-06	0,0000	2,98E-06	0,0000	-0,376110	0,0000	0,001033	0,0000
$\alpha_1$	0,099188	0,0000	0,062288	0,0000	0,169002	0,0000	0,053127	0,0000
$\beta_1$	0,872791	0,0000	0,862011	0,0000	0,973221	0,0000	0,950105	0,0000
$\alpha_1 + \beta_1$	0,971979	-	-	-	-	-	1,003232	-
$\gamma$	-	-	0,082233	0,0001	0,009409	0,4419	-0,837461	0,0000
$\gamma_1$	-0,000982	0,0000	-0,000798	0,0000	-20,77566	0,0000	-0,465114	0,0000
$d$	-	-	-	-	-	-	0,635825	0,0000
GED	1,336022	0,0000	1,326087	0,0000	1,423276	0,0000	1,481879	0,0000
R <sup>2</sup>	0,004288	-	0,009138	-	-0,012336	-	-0,027501	-
Log likelihood	12973,40	-	12977,90	-	13024,54	-	13049,48	-
AIC	-6,658992	-	-6,660792	-	-6,684757	-	-6,697059	-
SC	-6,634840	-	-6,635030	-	-6,658995	-	-6,669687	-
HQC	-6,650419	-	-6,651647	-	-6,675612	-	-6,687343	-
MAE	0,007886	-	0,007885	-	0,007884	-	0,007895	-
RMSE	0,012708	-	0,012706	-	0,012700	-	0,012718	-
TIC	0,922615	-	0,927342	-	0,932067	-	0,913663	-

Çizelge 16. S&amp;P 500 Getiri Serisi TARÇH (1,1) Modeli ARCH LM Test Sonuçları

Table 16. S&amp;P 500 Return Series TARÇH (1,1) Model ARCH LM Test Results

F İstatistiği	0,542969	Olasılık F (1,3889)	0,4612
Gözlem Sayısı* R <sup>2</sup>	0,543172	Olasılık $\chi^2$ (1)	0,4611
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği
Sabit	0,989489	0,034326	28,82637
RESID <sup>2</sup> (-1)	0,011815	0,016034	0,736864
			0,4612

Çizelge 17. S&amp;P 500F Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları

Table 17. S&amp;P 500F Return Series ARCH LM Test Results

F İstatistiği	255,7585	Olasılık F (1,3893)	0,0000
Gözlem Sayısı* R <sup>2</sup>	240,1151	Olasılık $\chi^2$ (1)	0,0000
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği
Sabit	0,000118	9,88E-06	11,96868
RESID <sup>2</sup> (-1)	0,248288	0,015525	15,99245
			0,0000

Çizelge 18. S&amp;P 500F Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri

Table 18. S&amp;P 500F Return Series Conditional Variance Model Criteria

Kriter	Varyans Denklemi							
	GARCH (1,1)		TARCH (1,1)		EGARCH (1,1)		PARCH (1,1)	
	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.	Katsayı	Olas.
$\alpha_0$	3,06E-06	0,0000	3,34E-06	0,0000	-0,414617	0,0000	0,001012	0,0000
$\alpha_1$	0,108307	0,0000	0,062534	0,0000	0,189224	0,0000	0,057321	0,0000
$\beta_1$	0,862806	0,0000	0,842836	0,0000	0,970663	0,0000	0,946533	0,0000
$\alpha_1 + \beta_1$	0,971113	-	-	-	-	-	1,003854	-
$\gamma$	-	-	0,113048	0,0000	0,006274	0,6283	-0,798123	0,0000
$\gamma_1$	-0,000982	0,0000	-0,000780	0,0000	-21,62040	0,0000	-0,465495	0,0000
$d$	-	-	-	-	-	-	0,647947	0,0000
GED	1,300562	0,0000	1,302005	0,0000	1,369228	0,0000	1,444455	0,0000
R <sup>2</sup>	0,000637	-	0,003454	-	-0,011693	-	-0,032061	-
Log likelihood	12977,57	-	12983,99	-	13030,82	-	13053,64	-
AIC	-6,662334	-	-6,665118	-	-6,689193	-	-6,700404	-
SC	-6,636566	-	-6,637740	-	-6,661814	-	-6,671416	-
HQC	-6,653187	-	-6,655399	-	-6,679474	-	-6,690114	-
MAE	0,007869	-	0,007868	-	0,007874	-	0,007881	-
RMSE	0,012699	-	0,012692	-	0,012700	-	0,012706	-
TIC	0,918926	-	0,928068	-	0,921623	-	0,914380	-

Çizelge 19. S&amp;P 500F Getiri Serisi GARCH (1,1) Modeli ARCH LM Test Sonuçları

Table 19. S&amp;P 500F Return Series GARCH (1,1) Model ARCH LM Test Results

F İstatistiği	0,125853	Olasılık F (1,3888)	0,7228
Gözlem Sayısı* R <sup>2</sup>	0,125914	Olasılık x <sup>2</sup> (1)	0,7227
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği
Sabit	1,007411	3,49E-02	28,83995
RESID <sup>2</sup> (-1)	-0,005689	0,016037	-0,354758
			Olasılık
			0,0000
			0,7228

PARCH (1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan  $\alpha_1$  ve  $\beta_1$  parametrelerinin katsayı toplamları,  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  ( $0,053127 + 0,950105 = 1,003232$ ), olma koşulunu sağlamamıştır. Ayrıca R<sup>2</sup> değeri negatif (eksi)'dir.

Bu nedenle EGARCH (1,1) ve PARCH (1,1) modelleri koşullu varyansı modellemekte kullanılacak anlamlı modeller değildir.

GARCH (1,1) ve TARARCH (1,1) modelleri koşullu varyansı modellemekte kullanılacak anlamlı modellerdir. Bu nedenle GARCH (1,1) ve TARARCH (1,1) modelleri arasından getiri serileri arasındaki volatilité ilişkisini modellemekte kullanılacak en uygun modelin seçilmesi gerekmektedir. AIC değeri en düşük olan TARARCH (1,1) modeli en uygun model olarak seçilmiştir.

TARARCH (1,1) modeli;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1}$$

Şeklinde ifade edilmektedir. S&P 500F endeks vadeli işlemlerin açıklayıcı değişken olarak TARARCH (1,1) modeline dahil edilmesi ile koşullu varyans modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} + \gamma_1 \text{RSP500F}$$

Çizelge 15'ten hareketle koşullu varyans modelini şu şekilde kurabiliriz;

$$h_t = 2,98E-06 + 0,062288 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,862011 h_{t-1} + 0,082233 \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} + (-0,000798) \text{RSP500F}$$

Modelde  $D_{t-1}$  şokların olumlu veya olumsuz olmasına göre 1 ve 0 değerini alan kukla (dummy) değişkeni ifade etmektedir. Burada  $\varepsilon_{t-1} < 0$  ise  $D_{t-1} = 1$ , diğer durumlarda  $D_{t-1} = 0$  olur.  $\varepsilon_{t-1}$  lerin sıfırdan küçük olması olumsuz haberleri, sıfırdan büyük veya sıfıra eşit olması olumlu haberleri ifade etmekte olup, olumlu ve olumsuz haberlerin (pozitif ve negatif şokların) koşullu varyans üzerindeki etkisi farklı olmaktadır.

Bu modelde  $\alpha$  parametresi ARCH etkisinin,  $\beta$  parametresi GARCH etkisinin ve  $\gamma$  terimi ise kaldıraç etkisinin ve aynı zamanda asimetrikliğin göstergesidir. Azalan yöndeki volatilité artış yönündeki volatiliteden daha büyükse o zaman modelde kaldıraç etkisinden (leverage effect) bahsedilmektedir. Diğer bir deyişle,  $\gamma$  parametresinin pozitif olması durumunda yani  $\gamma > 0$  ise modelde kaldıraç etkisinden söz edilmektedir. Bu durumda,  $\gamma > 0$  ise negatif şoklu bir asimetri (volatilité üzerinde daha büyük etkiye sahip);  $\gamma < 0$  ise bir pozitif şoklu bir asimetri söz konusudur.

Olumlu haberlerin koşullu varyans üzerindeki etkisi  $\alpha_1$  iken, olumsuz haberlerin koşullu varyans üzerindeki etkisi  $(\alpha_1 + \gamma)$ 'e eşittir. Kaldıraç etkisi,  $\gamma$  parametresi ile ilgili olup,  $\gamma \neq 0$  durumu asimetriyi ifade etmektedir. Buna göre  $\gamma > 0$  ve istatistiksel olarak anlamlı ise kaldıraç etkisi vardır.

Kurulan TARARCH (1,1) modelinde,  $\gamma$  parametresi istatistiksel açıdan anlamlı ve  $\gamma$  katsayısı (0,082233) sıfırdan büyüktür. Bu nedenle asimetri ve kaldıraç etkisi söz konusudur. Buna göre olumsuz haberler S&P 500 spot endeks volatilitésini olumlu haberlere nazaran daha fazla artırmaktadır. Olumsuz haberlerin, S&P 500 spot endeks volatilitésini üzerindeki etkisi  $\alpha_1 + \gamma$  ( $0,062288 + 0,082233 = 0,144521$ ) kadar olmaktadır. Diğer taraftan RSP500F endeks vadeli işlemlerin katsayısının ( $\gamma_1 = -0,000798$ ) negatif olması nedeniyle, endeks vadeli işlemlerin, S&P 500 spot endeks volatilitésini azalttığı ancak katsayısının çok küçük olması nedeniyle bu etkinin istatistiksel olarak çok önemsiz olduğu sonucuna varabiliriz.

Çizelge 16'da TARARCH (1,1) Modeline ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F İstatistiği,  $x^2$  ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. Çizelgeden görüleceği üzere bu değerlerin olasılık değerleri %5'ten yüksektir. Bu nedenle ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez kabul edilir. Böylelikle TARARCH (1,1) modelinin kalıntıları üzerinde yapılan ARCH LM testi sonucu değişen varyans ortadan kalkmıştır. Bu durum TARARCH (1,1) modelinin değişen varyansı yani volatilitéyi modellemeye başarılı olduğunu göstermektedir.

#### S&P 500F (Endeks Vadeli İşlemler) Analiz Sonuçları

S&P 500F getiri serisi için ARMA(p,q) yapısı otomatik olarak hesaplanmış ve en uygun ortalama denklem olarak ARMA(5,5) modeli bulunmuştur.

Çizelge 17'de S&P 500F getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F İstatistiği,  $x^2$  ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. Çizelgeden görüleceği üzere bu kriterlerin olasılık değerleri %5'in altındadır. Bu nedenle ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez reddedilerek ARCH etkisinin olduğu sonucuna varılır.

S&P 500F getiri serisi normal dağılıma uygun olmadığı için getiri volatilitésini modellemeye Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (Generalized Error Distribution-GED) kullanılmıştır.

Çizelge 18'de spot endekslerin, endeks vadeli işlemler üzerindeki volatilité etkisini S&P 500F getiri serisi için analiz etmekte kullanılacak olan koşullu varyans modelinin seçim kriterleri yer almaktadır. Model seçim kriterleri değerlendirilmiş ve şu sonuçlara ulaşılmıştır.

EGARCH (1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan ve asimetrik etkiyi ifade eden  $\gamma$  parametresinin olasılık değeri (0,6283), 0,05'ten büyük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde  $\gamma$  parametresi anlamlı değildir. Ayrıca  $R^2$  değeri negatif (eksi)'dir.

PARCH (1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan  $\alpha_1$  ve  $\beta_1$  parametrelerinin katsayı toplamları,  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  (0,057321 + 0,946533= 1,003854), olma koşulunu sağlamamıştır. Ayrıca  $R^2$  değeri negatif (eksi)'dir.

Bu nedenle EGARCH (1,1) ve PARCH (1,1) modelleri koşullu varyansı modellemekte kullanılacak anlamlı modeller değildir.

GARCH (1,1) ve TARARCH (1,1) modelleri koşullu varyansı modellemekte kullanılacak anlamlı modellerdir. Bu nedenle GARCH (1,1) ve TARARCH (1,1) modelleri arasından getiri serileri arasındaki volatilité ilişkisini modellemekte kullanılacak en uygun modelin seçilmesi gerekmektedir. TIC değeri en düşük olan GARCH (1,1) modeli en uygun model olarak seçilmiştir.

GARCH (1,1) modeli;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

Şeklinde ifade edilmektedir. S&P 500 spot endeksin açıklayıcı değişken olarak GARCH (1,1) modeline dahil edilmesi ile koşullu varyans modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma_1 RSP500$$

Çizelge 18'den hareketle koşullu varyans modelini şu şekilde kurabiliriz;

$$h_t = 3,06E-06 + 0,108307\varepsilon_{t-1}^2 + 0,862806h_{t-1} + (-0,000982) RSP500$$

ARCH ve GARCH parametre katsayıları,  $\alpha_1$  ve  $\beta_1 \geq 0$  olma yani negatif olmama ve toplamlarının  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  olma koşulunu sağlamaktadır.

$$\alpha_1 + \beta_1 < 1, \quad 0,108307 + 0,862806 = 0,971113 < 1$$

Kurulan GARCH (1,1) modelinde  $\alpha_1$  katsayısının (0,108307) küçük olması nedeniyle, S&P 500F endeks vadeli işlemler volatilitésinin piyasaya gelen yeni haberlerden daha az etkilendiğini,  $\beta_1$  katsayısının (0,862806) büyük olması nedeniyle, geçmiş dönemdeki şokların S&P 500F endeks vadeli işlemler volatilitésini üzerinde kalıcılığa neden olduğunu söyleyebiliriz. GARCH modeli simetrik bir model olduğundan, olumlu ve olumsuz haberler S&P 500F endeks vadeli işlemler volatilitésini üzerinde aynı büyüklükte etki yaratmaktadır.

Modelde,  $\alpha_1 + \beta_1$  değerinin (0,971113), 1'e yakın çıkmasından dolayı, geçmiş dönemdeki şokların S&P 500F endeks vadeli işlemler volatilitésini arttırdığını söyleyebiliriz. Diğer taraftan RSP500 spot endeks katsayısının ( $\gamma_1 = -0,000982$ ) negatif olmasından dolayı, spot endeksin, S&P 500F endeks vadeli işlemler volatilitésini azalttığı ancak katsayının çok küçük olması

nedeniyle bu etkinin istatistiksel olarak çok önemsiz olduğu sonucuna varabiliriz.

Çizelge 19'da GARCH (1,1) Modeline ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği,  $\chi^2$  ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. Çizelgeden görüleceği üzere bu değerlerin olasılık değerleri %5'ten yüksektir. Bu nedenle ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez kabul edilir. Böylelikle GARCH (1,1) modelinin kalıntıları üzerinde yapılan ARCH LM testi sonucu değişen varyans ortadan kalkmıştır. Bu durum GARCH (1,1) modelinin değişen varyansı yani volatilitéyi modellemede başarılı olduğunu göstermektedir.

## Sonuç

Sonuç olarak endeks vadeli işlemler ile spot endeksler arasındaki volatilité ilişkisini modellemede (DAX 30 spot endeks ve DAX 30F endeks vadeli işlemler hariç) ARCH ailesi modellerinin başarılı olduğu, getiri serilerinde başlangıçta var olan koşullu değişen varyansın, ARCH ailesi modelleri ile yapılan analizler sonucunda ortadan kalktığı görülmüştür.

Yapılan analizler sonucunda elde edilen bulgular şu şekilde özetlenebilir;

BIST 30 spot endeks ve BIST 30F endeks vadeli işlemler arasındaki volatilité ilişkisi GARCH (1,1) modeli ile analiz edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, hem BIST 30 spot endeks hem de BIST 30F endeks vadeli işlemler volatilitésinin, piyasaya gelen yeni haberlerden daha az etkilendiği, buna karşılık geçmiş dönem şoklarının, hem BIST 30 spot endeks hem de BIST 30F endeks vadeli işlemler volatilitésini artırdığı ve volatilité üzerinde kalıcılığa neden olduğu saptanmıştır. Diğer taraftan, hem BIST 30F endeks vadeli işlemlerin, BIST 30 spot endeks volatilitésini hem de BIST 30 spot endeksin, BIST 30F endeks vadeli işlemler volatilitésini azalttığı gözlemlenmiştir. Ancak bu çift yönlü ilişki, koşullu varyans denklemindeki BIST 30 ve BIST 30F açıklayıcı değişkenlerinin katsayılarının çok küçük olması nedeniyle istatistiksel olarak çok önem arz etmemektedir.

DAX 30 spot endeks ve DAX 30F endeks vadeli işlemler arasındaki volatilité ilişkisini modellemek için kurulan koşullu değişen varyans modelleri istatistiksel açıdan anlamlı sonuçlar vermemiştir. DAX 30F endeks vadeli işlemlerin, DAX 30 spot endeks üzerindeki volatilité etkisini modellemek için kurulan PARARCH (1,1) modelinin kalıntıları üzerinde yapılan ARCH LM testi sonucu değişen varyans sorunu ortadan kalkmamıştır. Bu durum PARARCH (1,1) modelinin değişen varyansı yani volatilitéyi modellemede başarısız olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan, DAX 30 spot endeksin, DAX 30F endeks vadeli işlemler üzerindeki volatilité etkisini modellemek için kurulan EGARCH (1,1) modelinde, asimetri etkisini ifade eden  $\gamma$  parametresinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmüştür. Bu durum EGARCH (1,1) modelinin değişen varyansı yani volatilitéyi modellemede başarısız olduğunu göstermektedir.

S&P 500F endeks vadeli işlemlerin, S&P 500 spot endeks üzerindeki volatilité etkisi TARÇH (1,1) modeli ile analiz edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, olumsuz haberlerin (negatif şokların), S&P 500 spot endeks volatilitésini olumlu haberlere (pozitif şoklara) nazaran daha fazla artırdığı tespit edilmiştir. Bu sonuç, asimetri etkisini ve kaldıraç etkisini göstermektedir. S&P 500 spot endeksin, S&P 500F endeks vadeli işlemler üzerindeki volatilité etkisi ise GARCH (1,1) modeli ile analiz edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, S&P 500F endeks vadeli işlemler volatilitésini, piyasaya gelen yeni haberlerden daha az etkilenmekte, buna karşılık geçmiş dönem şokları, S&P 500F endeks vadeli işlemler volatilitésini artırmakta ve volatilité üzerinde kalıcılığa neden olmaktadır. Diğer taraftan, hem S&P 500F endeks vadeli işlemlerin, S&P 500 spot endeks volatilitésini hem de S&P 500 spot endeksin, S&P 500F endeks vadeli işlemler volatilitésini azalttığı saptanmıştır. Ancak bu çift yönlü ilişki, koşullu varyans denklemindeki S&P 500 ve S&P 500F açıklayıcı değişkenlerinin katsayılarının çok küçük olması nedeniyle istatistiksel olarak çok önem arz etmemektedir.

Endeks vadeli işlemler ile spot endeksler arasındaki volatilité ilişkisinin çift yönlü olduğu görülmüştür. DAX 30 spot endeks ve DAX 30F endeks vadeli işlemler dışındaki tüm analizlerde hem endeks vadeli işlemlerin spot endekslerin volatilitésini hem de spot endekslerin endeks vadeli işlemlerin volatilitésini istatistiksel olarak çok önemsiz de olsa azalttığı tespit edilmiştir. Diğer taraftan piyasaya yeni gelen haberlerin volatilitéyi daha az etkilediği, geçmiş dönem şoklarının volatilitéyi artırdığı ve volatilité üzerinde kalıcılığa neden olduğu söylenebilir. Ayrıca olumsuz haberlerin (negatif şokların), volatilitéyi olumlu haberlere (pozitif şoklara) nazaran daha fazla artırdığı ifade edilebilir.

Yapılan analizlerden elde edilen sonuçlar, Ersoy ve Çıtak (2015) ile Rastogi ve Athaley (2019)'in endeks vadeli işlemler ile spot endeksler arasındaki volatilité ilişkisinin çift yönlü olduğunu gösteren çalışmalar ile benzerlik taşımaktadır. Bu çalışma sermaye piyasası geliştirmekte olan Türkiye'den seçilmiş BIST 30 örneği ile sermaye piyasaları geliştirmiş olan Almanya ve Amerika'dan seçilmiş DAX 30 ve S&P 500 örnekleri arasında kıyaslama yapılması açısından önemlidir. Elde edilen bulguların, BIST 30, DAX 30 ve S&P 500 arasında benzerlik göstermesi, endeks vadeli işlemler ile spot endeksler arasındaki volatilité ilişkisinin çift yönlü olması, bu çalışma açısından spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasındaki volatilité ilişkisinin, sermaye piyasalarının gelişmişliği ile ilgili olmadığını göstermektedir.

Endeks vadeli işlemler ile spot endeksler arasındaki volatilité ilişkisinin çift yönlü olması, spot endeks ve endeks vadeli işlemler volatilitésinin birbirinden etkilendiğini göstermektedir. Geçmiş dönem şokları volatilité üzerinde kalıcılığa neden olmakta ve geçmişteki negatif şoklar bugünkü volatilité üzerinde geçmişteki pozitif şoklara nazaran daha etkili olmaktadır. Bu nedenle yatırımcıların, geçmiş dönemde yaşanan olayların bugünkü volatilité üzerindeki olası etkilerini dikkate alarak

pay senetlerine veya endeks vadeli işlemlere yatırım yapmaları tavsiye niteliğindedir.

### Extended Abstract

The subject of this study is the analysis of the volatility relationship between stock indices and futures transactions, on which these indices are the underlying asset. This study aims to determine the direction of the volatility relationship between spot indices and index futures.

The main purpose of this study is to examine the volatility relationship between the BIST 30 index and BIST 30 index futures considering the high trading volume in the Turkish example, using econometric methods, to compare the obtained data with important indices in the world, and to evaluate the analysis results, For this purpose, the issue of whether there is any volatility relationship between BIST 30 index and BIST 30 index futures was analyzed by econometric methods and comparisons were made with world examples. By looking at the volatility relationship between DAX 30 and S&P 500 spot market indices and DAX 30 and S&P 500 index futures traded in the world's developed stock markets, comparisons were made with the example of Türkiye.

In order to analyze the volatility relationship between index futures and spot indices, BIST 30, DAX 30 and S&P 500 indices and futures contracts that these indices are the underlying asset are used.

The maturity months of BIST 30 index futures contracts are February, April, June, August, October and December. For index-based futures contracts, the maturity and last trading day is the last business day of each maturity month. The maturity months of DAX 30 index futures contracts are March, June, September and December. The payment date is always the third Friday of the respective contract month. The maturity months of S&P 500 index futures contracts are March, June, September and December. The deadline is the third Friday of the relevant contract month.

While deciding on which contract prices to use for index futures, it has been determined that the contracts with the highest transaction volume are the contracts for the near maturity month. From here, it is possible to obtain a time series by connecting the contracts to each other. Thus, the maturity months of index futures contracts are June 2021 for BIST 30, while September 2021 for DAX 30 and S&P 500.

The daily closing (settlement) prices of index futures and spot indices for more than 15 years between 01 January 2006 – 25 June 2021, are used.

Various statistical methods are available in the literature to measure volatility. However, in recent years, volatility has begun to be measured with Autoregressive Conditional Heteroscedastic (ARCH) models. The superiority of the models, which were first introduced by Engle in 1982, is that they are more successful in capturing the conditional variance. Although the time series is stationary, if the variance is not constant over time, then

the conditional variance can be modeled with structures such as ARCH and GARCH. Variations of the standard GARCH model are used to examine financial and economic time series.

Since Autoregressive Conditional Heteroscedastic (ARCH) models are used for volatility estimates regarding returns and trading volumes, the volatility relationship between spot indices and index futures has been analyzed with GARCH, TAR, EGARCH and PARARCH models.

Different criteria are used when choosing the most suitable model among the Symmetrical and Asymmetrical GARCH Models. The most used criteria in model selection are AIC (Akaike), SC (Schwarz) and Loglikelihood criteria. Among the models, the model with the minimum AIC and SC values and the maximum Log Likelihood value is selected. After choosing the best method modeling the volatility in the series, the prediction results of the selected model can be examined to see whether the model is successful or not. There are two types of forecasting, dynamic and static. Whether the prediction is successful or not can be understood by looking at the Mean Absolute Error (MAE) and Root Mean Square Error (RMSE) criteria. With the help of these criteria, predictive success is achieved. The smaller the RMSE and MAE criteria used to compare the prediction results, the more successful the model is. In addition, the parameters of the model with the lowest Theil Inequality Coefficient (TIC) value are used in the selection of the model to be used in the volatility calculation among the meaningful models.

In order to use ARCH models in time series, first of all, the levels at which the series are stationary must be determined. After performing the unit root tests of the created time series, the most appropriate ARMA structure of the series is determined to run ARCH models on the series. The unconditional variance values are determined by the ARMA process. Before applying the ARCH method, it is necessary to test whether there is an ARCH effect. ARCH-LM test is applied to determine whether the series have ARCH effect. After the ARCH-LM test phase, volatility models are estimated.

By comparing the predicted volatility models among themselves, the model that best predicts volatility is determined. After determining the most suitable model, volatility is calculated with the help of the parameters of the model in question. Whether the ARCH effect continues on the residuals of the established model is tested with ARCH-LM. The continuation of the ARCH effect indicates that the model is unsuccessful, while the disappearance of the ARCH effect indicates that the model is successful.

As a result, it was seen that ARCH family models were successful in modeling the volatility relationship between index futures and spot indices (excluding DAX 30 spot index and DAX 30F index futures), and the conditional variance that existed at the beginning in the return series disappeared as a result of the analyzes made with ARCH family models.

It has been observed that the volatility relationship between index futures and spot indices is bidirectional. In

all analyzes except DAX 30 spot index and DAX 30F index futures, it has been determined that both index futures reduce the volatility of spot indices and spot indices reduce the volatility of index futures, albeit very insignificantly. On the other hand, it can be said that while the news coming to the market affects the volatility less, the shocks of the past period increase the volatility and cause persistence on the volatility. In addition, it can be stated that negative news (negative shocks) increase volatility more than positive news (positive shocks).

The results obtained from the analyzes are similar to the studies of Ersoy and Çıtak (2015) and Rastogi and Athaley (2019) which show that the volatility relationship between index futures and spot indices is bidirectional. This study is important in terms of making comparisons between the BIST 30 sample selected from Türkiye, whose capital market is developing, and the DAX 30 and S&P 500 samples selected from Germany and the USA, whose capital markets are developed. The similarity of the findings between BIST 30, DAX 30 and S&P 500, the fact that the volatility relationship between index futures and spot indices is bidirectional, shows that the volatility relationship between spot indices and index futures is not related to the development of capital markets, in terms of this study.

#### Bilgi

# Bu çalışmada, Sivas Cumhuriyet Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalında 2022 yılında yazılan "Pay Senedi Endeksleri ile Endeks Vadeli İşlemler Arasındaki Volatilite İlişkisi: Türkiye ve Dünya Örnekleri Arasında Karşılaştırmalı Analiz" isimli doktora tezinden yararlanılmıştır.

#### Acknowledgement

#This study is derived from the PhD thesis with the title of "The Volatility Relationship Between Stock Indices and Index Futures: A Comparative Analysis Between Türkiye and World Examples", at the Department of Business Administration in the Institute of Social Sciences in Sivas Cumhuriyet University.

#### Kaynaklar

1. Bhowmik, D. (2013). Stock market volatility: An evaluation. *International Journal of Scientific and Research Publications*, 3(10): 1-18.
2. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31: 307-327.
3. Demirgil, H., Yıldırım, S., Çiçek, Z. (2019). Döviz kuru oynaklığında asimetrik işaret ve boyut yanlılığının test edilmesi: Euro/TL kur oynaklığı üzerine bir inceleme. *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*, 10(25): 485-494.
4. Ding, Z., Granger, C.W.J., Engle, R.F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of Empirical Finance*, 1: 83-106.
5. Emeç, H., Özdemir, M.O. (2014). Türkiye'de döviz kuru oynaklığının otoregresif koşullu değişen varyans modelleri ile incelenmesi. *Finans Politik and Ekonomik Yorumlar*, 51(596): 85-99.
6. Ersoy, E., Çıtak, L. (2015). Intraday lead-lag relationship between stock index and stock index futures markets:



- Evidence from Türkiye. *Business and Economics Research Journal*, 6(3): 1-18.
7. Floros, C., Vougas, D.V. (2006). Index futures trading, information and stock market volatility: The case of Greece. *Derivatives Use, Trading and Regulation*, 12(1-2): 146-166.
  8. Gök, İ.Y., Kalaycı, Ş. (2014). BIST 30 spot ve futures piyasalarında günüçi fiyat keşfi ve volatilité yayılımı. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(3): 109-133.
  9. Gürbüz, S. (2018). Türev piyasaların pay senedi piyasaları oynaklığına ve istikrarına etkileri: BIST 30 örneği (Tez No. 511311) [Doktora tezi, Necmettin Erbakan Üniversitesi]. <https://tez.yok.gov.tr/UlusalTezMerkezi/Tezsorgusonucyeni.jsp>
  10. İşeri, M., Kaçmaz, M. (2017). 2011-2015 Yılları Arasında BIST 30 Endeksi ve BIST 30 Endeks Vadeli İşlem Sözleşmeleri Arasındaki Volatilité İlişkisinin İrdelenmesi. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 39(1): 171-194.
  11. Kang, S.H., Yoon, S.M. (2007). Index futures trading and asymmetric volatility: Evidence from Asian stock markets. *The Journal of The Korean Economy*, 8(2): 273-293.
  12. Karthikeyan, P., Karthika, P. (2016). Analyzing the impact of CNX Nifty index futures on the volatility of S&P CNX Nifty index. *Indian Journal of Research in Capital Markets*, 8-20. <https://www.researchgate.net/publication/342978781>
  13. Kula, V., Baykut, E. (2018). BIST şehir endekslerinin volatilité yapıları ve rejim değişimlerinin analizi. *Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi*, 1(1): 38-59.
  14. Kurt, F.E., Senal, S. (2018). Sigorta sektörü pay senedi piyasasında volatilité modellemesi: ARCH-M yöntemi ile Borsa İstanbul'da bir uygulama. *Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 3(32): 314-332.
  15. Kutlar, A. (2017). EViews ile uygulamalı zaman serileri. *Umuttepe Yay.*
  16. Manu, K.S. (2018). Effect of stock index futures trading on volatility and performance of underlying market: The case of India. *International Journal of Management Studies*, 2(1): 61-67.
  17. Matanovic, E., Wagner, H. (2012). Derivatives trading and financial market stability – analysing the volatility impact of DAX stock index futures trading using GARCH. 1-26. <https://www.researchgate.net/publication/259778296>.
  18. Nelson, D.B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59(2): 347-370.
  19. Okur, M., Çağlı, G., Kıran E. (2019). The impact of futures trading over spot market intraday volatility: Evidence from an emerging market, *Borsa İstanbul*. *Research Journal of Finance and Accounting*, 10(2): 62-71.
  20. Özdemir, L. (2017). Vadeli işlem piyasası ile pay senedi piyasa oynaklığı arasındaki ilişki: İzmir Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsası üzerine bir uygulama. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 44: 171-189.
  21. Özdemir, M.O., Emeç, H. (2020). Tek değişkenli GARCH modelleri ile Türkiye'nin CDS primi oynaklığının analizi. *İzmir İktisat Dergisi*, 35(1): 113-122.
  22. Rastogi, S., Athaley, C. (2019). Volatility integration in spot, futures and options markets: A regulatory perspective. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(98): 1-15.
  23. Singh, S., Tripathi, L.K. (2016). "The impact of derivatives on stock market volatility: A study of the Sensex index. *Journal of Poverty, Investment and Development*, 25: 37-44.
  24. Taş, T. (2016). Türkiye'de vadeli işlem ve opsiyon piyasası'nın etkinliği ve sözleşmelerin karşılaştırmalı fiyat öngörümlemesi (Tez No. 480234) [Doktora Tezi, Manisa Celal Bayar Üniversitesi]. <https://tez.yok.gov.tr/UlusalTezMerkezi/tezSorguSonucYeni.jsp>
  25. Tian, G., Zheng, H. (2013). The empirical study about introduction of stock index futures on the volatility of spot market. *iBusiness*, 5: 113-117.
  26. Ural, M., Adakale, T. (2009). Beklenen kayıp yöntemi ile riske maruz değer analizi. *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi*, 17: 23-39.
  27. Vashishtha, A., Kumar, S. (2010). Development of financial derivatives market in India- A case study. *International Research Journal of Finance and Economics*, 37: 15-29.
  28. Verma, D. (2020). Nature of volatility patterns of futures and options on Nifty index. *Journal of Modern Accounting and Auditing*, 16(10): 436-445.
  29. Yaman, M., Koy, A. (2019). ABD Doları / Türk Lirası döviz kuru volatilitésinin modellenmesi: 2001-2018 ve 2001-2019 dönemleri arasında karşılaştırmalı bir analiz". *Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi*, 2(2): 118 – 129.
  30. Yao, Y. (2016). The impact of stock index futures on spot market volatility". *International Conference on Education, Sports, Arts and Management Engineering (ICESAME 2016)*. Published by Atlantis Press, 1244-1247. <https://doi.org/10.2991/icesame-16.2016.264>
  31. Yıldırım, H.H., Sakarya, Ş. (2019). BIST 30 ve Katılım 30 endeksi volatilitelerinin karşılaştırılması. *Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi*, 2(2): 167 – 174.
  32. Yilgor, A.G., Mebounou, C.L.C. (2016). The effect of futures contracts on the stock market volatility: An application on Istanbul Stock Exchange. *Journal of Business, Economics and Finance*, 5(3): 307-317.
  33. (www.boerse-frankfurt.de). (2021, Haziran 27). <https://www.boerse-frankfurt.de/en/know-how/glossary/dax-future>
  34. (www.borsaistanbul.com). (2021, Haziran 27). <https://borsaistanbul.com/tr/sayfa/505/endeks-vadeli-islem-sozlesmeleri>
  35. (www.cmegroup.com). (2021, Haziran 27). <https://www.cmegroup.com/markets/equities/sp/sandp-500.contractSpecs.html>