



SIVAS CUMHURİYET ÜNİVERSİTESİ
Sosyal Bilimler Enstitüsü
İşletme Ana Bilim Dalı

**PAY SENEDİ ENDEKSLERİ İLE ENDEKS VADELİ
İŞLEMLER ARASINDAKİ VOLATİLİTE İLİŞKİSİ:
TÜRKİYE VE DÜNYA ÖRNEKLERİ ARASINDA
KARŞILAŞTIRMALI ANALİZ**

Doktora Tezi

Mehmet ERASLAN

Sivas
Şubat 2022

SİVAS CUMHURİYET ÜNİVERSİTESİ
Sosyal Bilimler Enstitüsü
İşletme Ana Bilim Dalı

**PAY SENEDİ ENDEKSLERİ İLE ENDEKS VADELİ
İŞLEMLER ARASINDAKİ VOLATİLİTE İLİŞKİSİ:
TÜRKİYE VE DÜNYA ÖRNEKLERİ ARASINDA
KARŞILAŞTIRMALI ANALİZ**

Doktora Tezi

Mehmet ERASLAN

Tez Danışmanı
Doç. Dr. Selahattin KOÇ

Sivas
Şubat 2022

ETİK İLKELERE UYGUNLUK BEYANI

Sivas Cumhuriyet Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü bünyesinde hazırladığım bu Doktora Tezinin bizzat tarafımdan ve kendi sözcüklerimle yazılmış orijinal bir çalışma olduğunu ve bu tezde;

- 1- Çeşitli yazarların çalışmalarından faydalandığımda bu çalışmaların ilgili bölümlerini doğru ve net biçimde göstererek yazarlara açık biçimde atıfta bulunduğumu;
- 2- Yazdığım metinlerin tamamı ya da sadece bir kısmı, daha önce herhangi bir yerde yayımlanmışsa bunu da açıkça ifade ederek gösterdiğimi;
- 3- Başkalarına ait alıntılanan tüm verileri (tablo, grafik, şekil vb. de dâhil olmak üzere) atıflarla belirttiğimi;
- 4- Başka yazarların kendi kelimeleriyle alıntıladığım metinlerini, tırnak içerisinde veya farklı dizerek verdiğim yine başka yazarlara ait olup fakat kendi sözcüklerimle ifade ettiğim hususları da istisnasız olarak kaynak göstererek belirttiğimi,

beyan ve bu etik ilkeleri ihlal etmiş olmam halinde bütün sonuçlarına katlanacağımı kabul ederim.

10/02/2022

Mehmet ERASLAN

ÖNSÖZ

Bu tez çalışmasının her aşamasında beni yönlendiren ve emeğini benden esirgemeyen değerli hocam ve tez danışmanım Doç. Dr. Selahattin KOÇ'a bu çalışmaya yaptığı katkılardan dolayı teşekkür ediyorum.

Tez İzleme Komitesi'nde yer alan ve sağladıkları katkı ile çalışmamı tamamlamamda büyük emekleri olan saygıdeğer hocalarım Doç. Dr. Yüksel AYDIN ve Doç. Dr. Zekai ŞENOL'a teşekkür ediyorum.



İÇİNDEKİLER

İÇİNDEKİLER	i
KISALTMALAR	v
TABLO LİSTESİ	vii
ŞEKİL LİSTESİ	ix
ÖZET	xi
ABSTRACT	xiii
GİRİŞ	1
BİRİNCİ BÖLÜM	5
1. TÜREV PİYASALAR VE TÜREV ÜRÜNLER	5
1.1. Genel Bilgiler	5
1.2. Türev Ürünlerin Kullanım Amaçları	8
1.3. Türev Ürün Çeşitleri	11
1.3.1. Swap Sözleşmeleri	13
1.3.1.1. Swap Türleri	13
1.3.2. Forward Sözleşmeler	14
1.3.2.1. Forward Sözleşme Çeşitleri	15
1.3.3. Opsiyon Sözleşmeleri	16
1.3.3.1. Opsiyon Çeşitleri	19
1.3.4. Futures Sözleşmeler	20
1.3.4.1. Futures Sözleşmelerin Kullanım Amaçları	22
1.3.4.2. Futures Sözleşmelerin Fonksiyonları	24
1.3.4.3. Futures Sözleşmelerin Çeşitleri	25
1.3.4.4. Futures Sözleşmelerin Etkin Piyasa Hipotezi Altında İncelenmesi	39
1.4. Türkiye ve Dünya’da Türev Ürünlerle İlgili Veriler	40
İKİNCİ BÖLÜM	57
2. VADELİ İŞLEM PİYASALARI İLE SPOT PİYASALAR ARASINDAKİ VOLATİLİTE İLİŞKİSİ	57
2.1. Volatilite Kavramı	57

2.2. Pay Senedi Piyasa Volatilitesi	58
2.2.1. Pay Senedi Piyasasında Volatiliteye Neden Olan Faktörler.....	62
2.2.1.1. Kaldıraç Etkisi	63
2.2.1.2. Ekonomik Konjonktür ve Finansal Krizler	64
2.2.1.3. İşlem Hacmi	64
2.2.1.4. Makroekonomik Faktörler	65
2.2.1.5. Salgın Hastalıklar	69
2.3. Volatilitenin Ölçülmesi.....	70
2.3.1. Tarihsel Volatilité	73
2.3.2. Zımnî Volatilité Modelleri	73
2.3.3. Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli (EWMA)	73
2.3.4. Otoregresif Hareketli Ortalama Modeli (ARMA).....	74
2.3.5. Otoregresif Birleşik Hareketli Ortalama Modelleri (ARIMA).....	74
2.3.6. Koşullu Değişen Varyans Modelleri	75
2.3.6.1. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modeli	75
2.3.6.2. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli	79
2.3.6.3. Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (EGARCH) Modeli.....	82
2.3.6.4. Eşik Değerli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (TGARCH) Modeli	85
2.3.6.5. Asimetrik Etkili Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (APARCH) Modeli	87
2.3.7. Çok Değişkenli (Multivariate) GARCH Modelleri.....	89
2.3.7.1. VECG-GARCH ve DVECH-GARCH Modelleri.....	90
2.3.7.2. BEKK-GARCH Modeli.....	92
2.3.7.3. CCC-GARCH Modeli.....	94
2.3.7.4. DCC-GARCH Modeli	96
2.3.7.5. Factor GARCH Modeli.....	98
2.3.7.6. Orthogonal GARCH Modeli.....	100

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM	103
3. PAY SENEDİ ENDEKSLERİ İLE ENDEKS VADELİ İŞLEMLER	
ARASINDAKİ VOLATİLİTE İLİŞKİSİNİN ANALİZİ.....	103
3.1. Çalışmanın Amacı ve Önemi	103
3.2. Literatür Taraması	104
3.3. Metodoloji	112
3.3.1. Tanımlayıcı İstatistik Verileri	119
3.3.2. Birim Kök Testleri	121
3.3.3. Model Seçimi	125
3.4. Ampirik Bulgular	133
3.4.1. Veri Seti.....	133
3.4.2. BIST 30 Analiz Sonuçları	134
3.4.2.1. BIST 30 Spot Endeks Analiz Sonuçları.....	137
3.4.2.2. BIST 30F (Endeks Vadeli İşlemler) Analiz Sonuçları	143
3.4.3. DAX 30 Analiz Sonuçları	149
3.4.3.1. DAX 30 Spot Endeks Analiz Sonuçları.....	152
3.4.3.2. DAX 30F (Endeks Vadeli İşlemler) Analiz Sonuçları	158
3.4.4. S&P 500 Analiz Sonuçları	163
3.4.4.1. S&P 500 Spot Endeks Analiz Sonuçları.....	166
3.4.4.2. S&P 500F (Endeks Vadeli İşlemler) Analiz Sonuçları	172
3.4.5. DCC GARCH Analiz Sonuçları.....	178
SONUÇ.....	183
KAYNAKÇA	187
EKLER.....	209
Ek 1. BIST 30 Getiri Serisi Model Denemeleri	209
Ek 2. BIST 30 Getiri Serisi Model Öngörü Kriterleri.....	213
Ek 3. BIST 30F Getiri Serisi Model Denemeleri	216
Ek 4. BIST 30F Getiri Serisi Model Öngörü Kriterleri.....	220
Ek 5. DAX 30 Getiri Serisi Model Denemeleri	223
Ek 6. DAX 30 Getiri Serisi Model Öngörü Kriterleri.....	227
Ek 7. DAX 30F Getiri Serisi Model Denemeleri	230
Ek 8. DAX 30F Getiri Serisi Model Öngörü Kriterleri.....	234

Ek 9. S&P 500 Getiri Serisi Model Denemeleri.....	237
Ek 10. S&P 500 Getiri Serisi Model Öngörü Kriterleri	241
Ek 11. S&P 500F Getiri Serisi Model Denemeleri	244
Ek 12. S&P 500F Getiri Serisi Model Öngörü Kriterleri.....	248
ÖZ GEÇMİŞ.....	251



KISALTMALAR

ACF	: Autocorrelation Function
ARCH	: Autoregressive Conditional Heteroscedastic
ARIMA	: Autoregressive Integrated Moving Average
BIST	: Borsa İstanbul
CBOT	: Chicago Board of Trade
CBT	: Chicago Board of Trade
CFEX	: China Financial Futures Exchange
CME	: Chicago Mercantile Exchange
COMEX	: Commodity Exchange
ETF	: Exchange Traded Fund
EWMA	: Exponentially Weighted Moving Average
FX	: Foreign Exchange
IMM	: International Monetary Market
İMKB	: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
LIBOR	: London Interbank Offered Rate
LIFFE	: London International Financial Futures and Options Exchange
LME	: London Metal Exchange
NYMEX	: New York Mercantile Exchange
OTC	: Over-The-Counter
PACF	: Partial Autocorrelation Function
VİOP	: Vadeli İşlemler ve Opsiyon Piyasası
VOB	: İzmir Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsası
XTD	: Exchange-Traded Derivatives
Yay.	: Yayınevi, Yayınları, Yayıncılık



TABLO LİSTESİ

Tablo 1. Borsada İşlem Gören Faiz ve Döviz Vadeli İşlem ve Opsiyonlara İlişkin İstatistiki Bilgiler (Bölgesel)	44
Tablo 2. Tezgah Üstü Türev Piyasasının Global Piyasa Değeri	45
Tablo 3. Borsa İstanbul Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasası İşlem Hacmi	46
Tablo 4. Borsalarda İşlem Gören Türev Ürünlerin Toplam Hacmi	48
Tablo 5. Pay Senedi Opsiyonlarının Borsa Bazında İşlem Hacimleri.....	50
Tablo 6. Pay Senedi Vadeli İşlemlerinin Borsa Bazında İşlem Hacimleri	51
Tablo 7. Pay Senedi Endeks Opsiyonlarının Borsa Bazında İşlem Hacimleri.....	52
Tablo 8. Pay Senedi Endeks Vadeli İşlemlerinin Borsa Bazında İşlem Hacimleri...	53
Tablo 9. Kısa Dönemli Faiz Vadeli İşlemlerinin Borsa Bazında İşlem Hacimleri ...	54
Tablo 10. Döviz Opsiyonlarının Borsa Bazında İşlem Hacimleri.....	54
Tablo 11. Döviz Vadeli İşlemlerinin Borsa Bazında İşlem Hacimleri.....	55
Tablo 12. Emtia Vadeli İşlemlerinin Borsa Bazında İşlem Hacimleri.....	56
Tablo 13. BIST 30 ve BIST 30F Tanımlayıcı İstatistik Verileri.....	134
Tablo 14. BIST 30 ve BIST 30F Getiri Serilerinin ADF Durağanlık Test Sonuçları.....	136
Tablo 15. BIST 30 ve BIST 30F Getiri Serilerinin Lee-Strazicich Tek Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları.....	137
Tablo 16. BIST 30 Getiri Serisi ARMA Modeli Sonuçları.....	137
Tablo 17. BIST 30 Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları	138
Tablo 18. BIST 30 Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri	139
Tablo 19. BIST 30 Getiri Serisi GARCH(1,1) Modeli ARCH LM Test Sonuçları	142
Tablo 20. BIST 30F Getiri Serisi ARMA Modeli Sonuçları	143
Tablo 21. BIST 30F Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları	144
Tablo 22. BIST 30F Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri	145
Tablo 23. BIST 30F Getiri Serisi GARCH(1,1) Modeli ARCH LM Test Sonuçları.....	148
Tablo 24. DAX 30 ve DAX 30F Tanımlayıcı İstatistik Verileri.....	149
Tablo 25. DAX 30 ve DAX 30F Getiri Serilerinin ADF Durağanlık Test Sonuçları.....	151

Tablo 26. DAX 30 ve DAX 30F Getiri Serilerinin Lee-Strazicich Tek Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları.....	152
Tablo 27. DAX 30 Getiri Serisi ARMA Modeli Sonuçları.....	153
Tablo 28. DAX 30 Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları	153
Tablo 29. DAX 30 Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri	155
Tablo 30. DAX 30 Getiri Serisi PARCH(1,1) Modeli ARCH LM Test Sonuçları.	157
Tablo 31. DAX 30F Getiri Serisi ARMA Modeli Sonuçları.....	158
Tablo 32. DAX 30F Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları	159
Tablo 33. DAX 30F Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri	160
Tablo 34. DAX 30F Getiri Serisi EGARCH(1,1) Modeli ARCH LM Test Sonuçları	162
Tablo 35. S&P 500 ve S&P 500F Tanımlayıcı İstatistik Verileri	163
Tablo 36. S&P 500 ve S&P 500F Getiri Serilerinin ADF Durağanlık Test Sonuçları	165
Tablo 37. S&P 500 ve S&P 500F Getiri Serilerinin Lee-Strazicich Tek Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları.....	166
Tablo 38. S&P 500 Getiri Serisi ARMA Modeli Sonuçları.....	166
Tablo 39. S&P 500 Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları.....	167
Tablo 40. S&P 500 Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri.....	168
Tablo 41. S&P 500 Getiri Serisi TARCH(1,1) Modeli ARCH LM Test Sonuçları	172
Tablo 42. S&P 500F Getiri Serisi ARMA Modeli Sonuçları.....	172
Tablo 43. S&P 500F Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları	173
Tablo 44. S&P 500F Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri	174
Tablo 45. S&P 500F Getiri Serisi GARCH(1,1) Modeli ARCH LM Test Sonuçları	177
Tablo 46. DCC-GARCH (1,1) Modeli (Spot Endeks) Sonuçları	179
Tablo 47. DCC-GARCH (1,1) Modeli (Endeks Vadeli İşlem) Sonuçları.....	180

ŞEKİL LİSTESİ

Şekil 1. Tezgah Üstü Türev Ürünlerin Piyasa Büyüklüğü.....	41
Şekil 2. Tezgah Üstü Türev Ürünlerin Brüt Piyasa Değeri	42
Şekil 3. Borsalarda İşlem Gören Türev Ürünlerin Toplam Hacmi.....	47
Şekil 4. BIST 30 ve BIST 30F Getiri ve Koşullu Varyans Grafikleri	135
Şekil 6. S&P 500 ve S&P 500F Getiri ve Koşullu Varyans Grafikleri	164
Şekil 7. Değişkenler Arasındaki Dinamik Koşullu Korelasyonlar	181





ÖZET

Son yıllarda finansal piyasalarda ortaya çıkan riskler, vadeli işlemler piyasası ile spot piyasalar arasındaki ilişkiyi önemli hale getirmiştir.

Vadeli işlem piyasası ile spot piyasa arasındaki ilişki, spot piyasadaki risklerden korunmak amacı ile vadeli işlemler piyasası araçlarının kullanılmasına dayanmaktadır. Vadeli işlemler ve spot piyasa arasındaki ilişkinin araştırılmasına yönelik yapılan çalışmalarda, genellikle vadeli işlemler ile spot piyasa arasındaki volatilité ilişkisi araştırılmış ve vadeli işlemlerin spot piyasa volatilitésini azalttığı anlaşılmıştır.

Bu çalışmada vadeli işlemler ve spot piyasa arasındaki volatilité ilişkisi, spot endeksler ve bu endekslerin dayanak varlık olduğu vadeli işlemler temel alınarak araştırılmıştır. Her iki piyasa arasındaki volatilité ilişkisinin araştırılmasında, Türkiye’den BIST 30, Almanya’dan DAX 30 ve Amerika’dan S&P 500 spot endeksleri ve bu endekslerin dayanak varlık olduğu vadeli işlem sözleşmeleri kullanılmıştır. Piyasalar arasındaki volatilité ilişkisi, GARCH, TARCH, EGARCH, PARCH ve DCC-GARCH modelleri kullanılarak analiz edilmiştir.

Uygulama aşamasında elde edilen bulgular, 2006-2021 yıllarını kapsayan dönemde her iki piyasa arasında çift yönlü volatilité ilişkisi olduğunu ortaya çıkarmıştır.

Anahtar Kelimeler: Endeks Vadeli İşlemler, Spot Endeks, Volatilité, GARCH Modelleri.



ABSTRACT

The risks that have emerged in the financial markets in recent years have made important the relationship between the futures market and spot markets.

The relationship between the futures market and the spot market is based on the use of futures market instruments to hedge against the risks in the spot market. 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 transactions 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 Turkey, 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, PARCH and DCC-GARCH 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.

Keywords: Index Futures, Spot Index, Volatility, GARCH Models.



GİRİŞ

Küreselleşme ile birlikte spot piyasalarda ortaya çıkan riskler, yatırımcıları türev piyasalarda işlem gören enstrümanlara yönlendirmiştir. Dünya genelinde organize borsaların kurulmasıyla birlikte daha güvenilir yatırım ortamına kavuşan yatırımcılar, türev piyasaların ve ürünlerin gelişimini hızlandırmıştır. Başlangıçta kurumsal yatırımcıların yoğun olarak kullandığı türev ürünler, organize borsalarla birlikte küçük yatırımcıların da ilgisini çekmiştir. Organize borsalarda işlem hacminin artması, bu borsaların gelişmesinde ve yeni finansal araçların ortaya çıkmasında önemli rol oynamıştır. Spot ve türev piyasalar arasındaki temel fark, vadeden kaynaklanmaktadır. Spot piyasalar, belli miktarda bir mal veya kıymetin ve bunların karşılığı olan paranın alım satımının yapıldığı an el değiştirdiği piyasa iken, türev piyasalar ise herhangi bir malın veya finansal aracın gelecekteki bir tarihte teslimatı veya nakit uzlaşması yapılmak üzere, bugünden alım satımının yapıldığı piyasalardır. Türev ürünler, fiyatları başka bir ürünün fiyatına bağlı ürünlerdir. Dolayısıyla türev ürünler, vade sonundaki veya vade içerisindeki fiyatları, sözleşmeye konu olan varlığın fiyatı tarafından belirlenen finansal varlıklardır. Türev piyasalar ise türev ürünlerin işlem gördüğü piyasalardır.

Türev ürünleri, işlemlerin gerçekleştiği piyasa, bağlı olunan dayanak varlık ya da ürünün özelliklerine göre sınıflandırmak mümkündür. Türev ürünler, bağlı oldukları varlıklar temel alınarak finansal ve emtia türevleri olarak iki ana gruba ayrılabilir. Emtia/ticari mal türevlerinde bağlı olunan varlık, tarım ürünleri, petrol, değerli madenler gibi mallar olabilir. Finansal türevlerde ise bağlı olunan varlıklar, pay senedi, döviz, faiz, pay senedi endeksi olabilmektedir.

Spot ve vadeli işlem piyasaları arasındaki etkileşimi konu alan çok sayıda ampirik çalışmada, iki piyasa arasındaki etkileşim; vadeli ve spot piyasaların bulunduğu ekonominin gelişmişlik düzeyi, sermaye piyasasının derinliği, ilgili piyasa ve piyasa araçlarının mikro yapısal özellikleri, piyasadaki yatırımcıların nitelikleri ve işlem amaçları gibi bir çok faktöre göre farklılık gösterebilmektedir. Bu konuya ilişkin olarak yapılan inceleme ve çalışmalar sonucunda, üzerinde uzlaşılan bir sonuca

ulaşılamadığı için çeşitli hipotezlerin gerçek verilerle ampirik olarak sınanması ve değerlendirilmesi gerekmektedir.

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.

Türkiye’de Borsa İstanbul çatışı altında Vadeli İşlemler ve Opsiyon Piyasası faaliyet göstermektedir. Bu çalışmaya konu olan finansal türev ürün BİST 30 endeks vadeli işlem sözleşmeleridir.

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 yapılacaktır. 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 ilişkisi araştırılarak Türkiye örneği ile karşılaştırmalar yapılacaktır.

Bu çalışma, endeks vadeli işlemler ile spot piyasa endeksleri arasındaki volatilité ilişkisinin, hem Türkiye örneğinde hem de Dünya örnekleri temelinde ekonometrik yöntemlerle analiz edilerek, Türkiye ve Dünya örnekleri arasında karşılaştırma ve değerlendirme yapmak suretiyle literatüre katkı sağlaması açısından önemlidir.

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

Çalışma üç bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde türev piyasalar ile türev ürünler hakkında bilgiler verilmektedir. Bu bölümde türev ürünlerin kullanım amaçlarına, türev ürün çeşitlerine ve Türkiye ve Dünya’daki türev ürünlerle ilgili

istatistiksel bilgilere yer verilmektedir. Çalışmanın da konusunu teşkil eden pay senedi endeksleri ile endeks vadeli işlemlere ilişkin bilgiler bu bölümde yer almaktadır.

İkinci bölümde vadeli işlem piyasaları ile spot piyasalar arasındaki volatilité ilişkisine yönelik bilgilere yer verilmektedir. Bu bölümde volatilité kavramı, pay senedi piyasasında volatilitéye neden olan faktörler, volatilitenin ölçülmesinde kullanılan ekonometrik modellere ilişkin bilgiler yer almaktadır.

Üçüncü bölümde ise uygulamaya yönelik olarak endeks vadeli işlemler ile spot endeksler arasındaki volatilité ilişkisinin analizi yer almaktadır. Bu bölümde konuyla ilgili olarak Türkiye ve Dünya’da daha önce yapılmış olan ampirik çalışmalarının özeti, çalışmada kullanılacak olan finansal veri setine ilişkin bilgiler, spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasındaki volatilité ilişkisini ölçmekte kullanılan ekonometrik modeller ile ilgili bilgiler ve yapılan analizler sonucunda elde edilen bulgulara yer verilmektedir.

Son bölümde ise yapılan analizler sonucunda elde edile bulguların yorumlanmasına ve tartışmalara yer verilmektedir.



BİRİNCİ BÖLÜM

1. TÜREV PİYASALAR VE TÜREV ÜRÜNLER

1.1. Genel Bilgiler

İkinci Dünya Savaşı'ndan sonra uluslararası ticaretin serbestleştirilmesi için 1944 yılında düzenlenen Bretton Woods Konferansları'nda uluslararası para sisteminin kurulmasına karar verilmiştir. Bretton Woods sistemi Amerikan Doları ve dolaylı olarak altına dayalı bir sistemdir. Bu toplantılarda kurulması kararlaştırılan Uluslararası Para Fonu (IMF), 1946 yılında faaliyete başlamış ve üye ülkeler ulusal paralarını sabit kurdan Amerikan Doları'na endekslemiştir. Bretton Woods sistemi 1973 yılında çöktükten sonra, ülkeler paralarını Amerikan Doları karşısında dalgalanmaya bırakmıştır. Dolayısıyla mal ve hizmet fiyatları, faiz oranları ve döviz kurlarında dalgalanmalar başlamıştır. Bu durum, uluslararası piyasalarda faiz, fiyat ve kur risklerine neden olmuştur. Bu risklerin ortadan kaldırılması amacıyla finans teorisyenleri ve uygulamacılar yeni finansal ürünler aramaya yönelmiştir. Türev ürünler olarak ifade edilen bu ürünler, fiyatları başka bir ürünün fiyatına bağlı ürünlerdir. Dolayısıyla türev ürünler, vade sonundaki veya vade içerisindeki fiyatları, sözleşmeye konu olan varlığın fiyatı tarafından belirlenen finansal varlıklardır. Türev piyasalar ise türev ürünlerin işlem gördüğü piyasalardır (Ceylan, Korkmaz 2015: 497-498).

Türev piyasaların tarihi 19. yüzyıla kadar dayanmaktadır. Emtia borsalarının en önemli örneği olan Chicago Board of Trade (CBOT) 1848'de açılmış ve 2007-2008 yıllarında NYMEX ve COMEX ile Chicago Mercantile Exchange Group (CME) çatısı altında birleşmiştir. Halen dünyanın en büyük ticaret borsası olan CBOT, ABD'nin ürettiği hububatlardaki fiyatları oluşturmayı, alıcı ve satıcının risklerini azaltmayı yani piyasa dengesini oluşturmayı amaçlamaktadır. Bu konudaki en önemli araçlar vadeli işlem sözleşmeleri ve opsiyonlar gibi türev ürünlerdir. Türkiye'de türev ürünler, 2005 yılının Şubat ayında İzmir Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsasının (VOB) açılmasıyla işlem görmeye başlamıştır. VOB 2013 yılı Ağustos ayından itibaren Borsa İstanbul

bünyesine katılarak Vadeli İşlemler ve Opsiyon Piyasası (VİOP) adını almıştır (Casaretto 2018: 13-14).

Türev ürün, değeri bir dayanak değişkenin değerine bağlı olan veya ondan türetilen bir finansal araç olarak tanımlanabilir ve türev piyasalarda (borsada veya tezgah üstü piyasada) işlem görebilir. Dayanak değişken, genellikle işlem gören varlıkların fiyatını ifade eder (Hong Vo vd. 2019: 4).

Türev ürün, basit bir ifadeyle getirisi bir dayanak varlığın değerine bağlı olan iki karşı taraf arasındaki bir anlaşmadır (Gottesman 2016: 3). Türev ürün, performansını dayanak varlığın performansından alan finansal araçtır. Dayanak varlık olarak adlandırılan varlık, nakit veya spot piyasalarda işlem görmekte ve bu varlığın fiyatı nakit veya spot fiyat olarak adlandırılmaktadır. Türev ürünler, türev borsalarında standartlaştırılmış araçlar veya tezgah üstü piyasada özelleştirilmiş araçlar şeklinde oluşturulabilir. Borsada alınıp satılan türev ürünler, türev borsasının takas odası aracılığıyla temerrüde karşı garanti edilen standartlaştırılmış, son derece düzenleyici ve şeffaf ürünlerdir. Tezgah üstü türev ürünler, özelleştirilmiş, esnek ve borsada alınıp satılan türevlere göre daha az düzenleyici olduğundan temerrüt riskine maruz ürünlerdir (Pirie 2017: 3-4).

Finansal riskten kaçınmak veya bu riski azaltmak amacıyla geliştirilen finansal araçlar arasında en önemlileri türev ürünlerdir. Türev ürünler (derivative securities) futures, forward, opsiyonlar ve swapları kapsamaktadır. Türev ürünler, değerleri pay senetleri, tahviller, döviz, faiz ve emtia gibi temel varlıklara bağlı olan finansal ürünlerdir. Türev ürünler, finansal ürünlerin veya emtianın gelecekteki fiyat belirsizliğini ve değişkenliğini azaltmayı veya kontrol altına almayı amaçlar. Potansiyel fiyat dalgalanmaları ve bu dalgalanmaların yaratabileceği riskleri azaltmak veya riski başkalarına transfer etmek isteyen yatırımcılar türev ürünlerden yararlanır (Chambers 2009: 1-2).

Son 40 yılda, türev ürünler finans alanında giderek daha önemli hale gelmiştir. Vadeli işlemler ve opsiyonlar, dünya çapında birçok borsada aktif olarak işlem görmektedir. Farklı tipteki birçok vadeli işlem sözleşmesi, swap, opsiyon ve diğer türev ürünler, finans kurumları, fon yöneticileri ve tezgah üstü piyasadaki kurumsal yatırımcılar tarafından kullanılmaktadır (Hull 2018: 23).

Dünya genelinde organize borsaların kurulmasıyla birlikte daha güvenilir yatırım ortamına kavuşan yatırımcılar, türev piyasaların ve ürünlerin gelişimini hızlandırmıştır. Başlangıçta kurumsal yatırımcıların yoğun olarak kullandığı türev ürünler, organize borsalarla birlikte küçük yatırımcıların da ilgisini çekmiştir. Organize borsalarda işlem hacminin artması, bu borsaların gelişmesinde ve yeni finansal araçların ortaya çıkmasında önemli rol oynamıştır (Durmuşkaya 2011: 47-48).

Spot ve türev piyasalar arasındaki temel fark, vadeden kaynaklanmaktadır. Spot piyasalar, belli miktarda bir mal veya kıymetin ve bunların karşılığı olan paranın alım satımın yapıldığı an el değiştirdiği piyasa iken, türev piyasalar ise herhangi bir malın veya finansal aracın gelecekteki bir tarihte teslimatı veya nakit uzlaşması yapılmak üzere, bugünden alım satımının yapıldığı piyasalardır (Batı 2012: 22).

Türev ürünleri, işlemlerin gerçekleştiği piyasa, bağlı olunan dayanak varlık ya da ürünün özelliklerine göre sınıflandırmak mümkündür. Türev ürünler, bağlı oldukları varlıklar temel alınarak finansal ve emtia türevleri olarak iki ana gruba ayrılabilir. Emtia/ticari mal türevlerinde bağlı olunan varlık, tarım ürünleri, petrol, değerli madenler gibi mallar olabilir. Finansal türevlerde ise bağlı olunan varlıklar, pay senedi, döviz, faiz, pay senedi endeksi olabilmektedir (Işık 2013: 85).

Finansal türevlerin gelişmesinde aşağıdaki faktörler etkili olmuştur (Amuthan 2014: 13);

- Finans piyasasında varlık fiyatında artan oynaklık,
- Ulusal finans piyasalarının uluslararası piyasalarla artan entegrasyonu,
- İletişim kanallarında belirgin iyileşme ve maliyetlerinde keskin düşüş,
- Daha sofistike (gelişmiş) risk yönetimi araçlarının geliştirilmesi, ekonomik birimlere daha geniş risk yönetimi stratejileri seçeneği sunma,
- Çok sayıda finansal varlık üzerindeki riskleri ve getirileri en iyi şekilde birleştiren türev piyasalarında, bireysel finansal varlıklara kıyasla daha yüksek getiri, daha az risk ve işlem maliyeti sağlama.

Türev araçlar, işlem görmekte oldukları piyasalara göre organize piyasalarda ve organize olmayan piyasalarda işlem görenler olarak iki gruba ayrılabilir. Türev araçlar, belirli standartlara sahip sözleşmelere göre işlem görüyorsa organize piyasalarda, tarafların ihtiyaçları doğrultusunda hazırlanan sözleşmelere göre işlem

görüyorsa tezgahüstü piyasalarda (over the counter) yer almaktadır (Sabuncu 2015: 6-7).

Organize piyasalar, türev araçların kote edildiği, vadeli işlem ve opsiyon sözleşmelerinin işlem gördüğü kontrollü piyasalar, vadeli işlem borsalarıdır. Bu borsalar, alıcı ve satıcıların işlemleri yürütebilecekleri fiziki bir mekana sahip ve işlemlerin belirli kurallara göre yapıldığı, bu kuralların tüm piyasa oyuncuları tarafından yerine getirilip getirilmediğinin denetlendiği piyasalardır. Tezgah-üstü piyasalar, alıcı ve satıcıların fiziksel olarak bir araya gelmediği, işlemlerin, bilgisayar ve telefon bağlantısıyla gerçekleştirildiği bir ağıdır. Tezgah-üstü piyasalardaki sözleşmeler, borsalardaki gibi standart olmak zorunda değildir. Piyasadaki alıcı ve satıcılar, koşullarını kendilerinin belirlediği karşılıklı özel anlaşmalar yapmakta serbesttirler (Kurtcebe 2015: 27).

Türev piyasaların iki temel fonksiyonunu bulunmaktadır. Bunlardan ilki risk yönetimi, ikincisi ise gelecekte oluşacak fiyatın belirlenmesidir. Tarımsal ürünlerin gelecekteki fiyatlarında meydana gelebilecek değişimler karşısında zarar görmemek ihtiyacından doğmuş olan türev piyasaların ilk temel fonksiyonu, fiyat dalgalanmaları riskinden korunmaktır. İkincisi ise, türev piyasalarda yapılan işlemler sayesinde gelecekteki fiyatların bugünden belirlenmesidir. Türev piyasalarda riskten korunmak isteyen yatırımcılar ile riski üstlenmek isteyen yatırımcılar, bir dayanak varlığına ilişkin gelecekte oluşacağını düşündükleri fiyat üzerinden, bugünden alım satım yapmaktadırlar (Taş 2016: 29-30).

1.2. Türev Ürünlerin Kullanım Amaçları

Bir ekonomide türev piyasaların etkileri ve sonuçları büyük ölçüde değişebilir. Bazı araştırmacılar, risk paylaşım mekanizmaları olarak faydalı katkılarına, firmalara beklenmedik olaylara karşı korunma araçları ve finansal piyasalar hakkında daha iyi bilgiler sağlamalarına odaklanır. Bununla birlikte, diğer araştırmacılar, türev piyasalarla ilişkili dezavantajlara ve spekülörleri çekmede, spot piyasalarda oynaklığı artırmada ve finansal krizleri şiddetlendirmede oynadıkları role odaklanıyor. Tabii ki, türev ürünler ekonominin tamamında etkin bir risk dağılımına ulaşılmasına katkıda bulunabilir. Ayrıca, piyasaların yatırımcılar için yeni fırsatlar sunmasını sağlamada da faydalıdırlar. Ayrıca, türev ürünler finansal piyasalara bilgi sağlar ve bu

nedenle küresel finans piyasalarında gelecekteki dalgalanmayı azaltmaya yardımcı olma konusunda rol oynar. Son olarak, türev piyasalar, katılımcıların fiyat değişiklikleriyle ilişkili riskleri yönetmek için temel varlık fiyatları hakkında beklentiler oluşturmalarına yardımcı olur ve böylece gelecekteki karar alma süreçlerini kolaylaştırır (Aali-Bujari vd. 2016: 114).

Türev ürünler, değeri başka bir finansal varlığın veya malın değerine doğrudan bağlı olan finansal ürünlerdir. Türev ürünler, dayanak varlığın el değiştirmesi gerekmeksizin, bu varlıkla ilgili hak ve yükümlülüklerin ticaretine imkan vermektedir. Türev ürünler, riskten korunma, arbitraj ve spekülasyon amaçlı kullanılabilir (Yaslıdağ 2016: 21-22).

Döviz kurlarında, faiz oranlarında, tahvillerde, pay senetlerinde ve pay senedi endekslerinde oynaklık vardır. Oynaklığın olduğu yerde, bir sonraki fiyat hareketinin ne olduğunu bildiklerine ve yargılarını parayla desteklediklerine inananlar "spekülatörler" yer almaktadır. Sonra, belirli bir fiyat hareketinden para kaybedecek ve kendilerini bundan korumaya çalışanlar "hedger"lar" bulunmaktadır. Her ikisi de bu amaçla türev piyasaları kullanacaktır. İlginç paradoks, birinin bunları risk almak için, diğerinin riskleri azaltmak için kullanmasıdır. Son olarak, fiyatlandırma anormalliklerini algılayan ve bundan yararlanmak isteyenler "arbitrajcılar" bulunmaktadır. Dolayısıyla, türev ürünlerin üç tür profesyonel kullanıcısı spekülatörler, hedger'lar ve arbitrajlardır (Valdez ve Molyneux 2016: 380).

Fiyat değişiklikleri, vadeli işlem ve opsiyon piyasalarında yeni piyasa stratejileri oluşmasına neden olmuştur. Yatırımcılar vadeli işlem ve opsiyonları kullanmak suretiyle fiyat değişim riskini azaltarak (hedge), fiyat farklılıklarını düzelterek (arbitraj) ve fiyat farklılıklarının ticaretini yaparak (spekülasyon) kazanç elde edebilirler (Chambers 2009: 2).

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. Türev ürünler, bağımsız bir değeri olmayan araçlardır. Değerleri, dayanak varlığa bağlıdır. Dayanak varlık, finansal veya finansal olmayan bir varlık olabilir (Vashishtha ve Kumar 2010: 16).

Türev araçlar düzenlemesi uzun zamandır tartışmalı ve ilgi çekici bir alan olmuştur. Bir yandan türevler, ekonomistler tarafından refah artırıcı olarak tanınan bir faaliyet olan risk paylaşımına izin verir. Forward ve futures, swaplar ve opsiyonlar, yatırımcıların rutin olarak karşılaştıkları risklerin azaltılmasına, risklerin, onları elinde tutmak istemeyenlerden tutmak isteyenlere aktarılmasına izin verir (Sundaram 2012: 6).

Riski azaltmak için alınan önlemler genel olarak riskten korunma olarak bilinir. Bu tür eylemler, çeşitlendirmeyi, satın alma seçeneklerini veya sigorta sözleşmelerini ve bir işlemde sonraki bir fiyatı veya oranı kilitlemek için vadeli sözleşmeleri kullanmayı içerir. Ortak payda, riski azaltma ve mükâfatı daha kesin hale getirme niyetidir. Buradaki "riskten korunma" terimi opsiyonların yanı sıra forward işlemler, futures işlemler ve swaplar için de geçerlidir (Gastineau vd. 2001: 3-4).

Türev ürün kullanmanın amacı, varlığın piyasa fiyatının düşme riskine karşı koruma sağlamasıdır (Lynch 2011: 39). Riskten korunmak isteyen yatırımcılar faiz, döviz kuru ve piyasa fiyatında gelecekte ortaya çıkabilecek potansiyel değişikliklerden doğan riskleri azaltmak için türev ürünlere yatırım yapmaktadırlar (Akpınar 2013: 30-31).

Bu tür yatırımcılar, bir sermaye piyasası aracını, döviz, değerli madenleri veya diğer ürünleri kullanan, bu ürünlerde pozisyon tutan veya bu ürünlerin teslimatını bekleyen, ancak bu ürünlerin fiyatlarında gelecekte meydana gelebilecek değişikliklerden olumsuz etkilenmek istemeyen yatırımcılardır. Bu yatırımcılar, spot piyasada fiyatların yükselmesinden korunmak için vadeli işlem sözleşmesine alıcı taraf (long), spot piyasada fiyatların düşmesinden korunmak için de vadeli işlem sözleşmesine satıcı taraf (short) olurlar (Yaslıdağ 2016: 22).

Vadeli işlem ve opsiyon sözleşmeleri, genellikle swap ve forward türü ürünlerden daha fazla likiditeye ve işlem hacmine sahiptirler. Fiziki mal karşılığında korunma amaçlı olarak yapılan vadeli işlem sözleşmeleri maliyetsiz olmalarının yanında piyasanın yükseliş ve iniş risklerini ortadan kaldırmaktadır. Opsiyon sözleşmeleri maliyetli olmakla birlikte alternatif bir seçenek sundukları için negatif etkiyi sınırlayıp pozitif etkiyi sınırsız kılmaktadır (Casaretto 2018: 23).

Vadeli işlemler ve opsiyonlar genellikle, makul bir kâr elde etmeyi hedefleyen ve fiyat riskini yönetmek için türev ürünleri kullanan yatırımcılar tarafından alınıp satılır (Chorafas 2008: 82).

Bireyler ve kurumlar, bir varlığın cari satın alma fiyatının, varlığı satmak için bir vadeli işlem sözleşmesinde belirtilen fiyatın altına düştüğünde olduğu gibi, arbitraj fırsatları da arayabilir (Shalini ve Raveendra 2014: 27).

Arbitraj yapan yatırımcıların temel amacı ise piyasalar arasındaki fiyat dengesizliklerinden faydalanarak risksiz ya da çok düşük riskler üstlenerek kâr elde etmektir. Arbitraj yapan yatırımcılar, bir finansal varlığı düşük fiyattan alıp yüksek fiyattan satmayı amaçlar. Spot piyasa ile vadeli piyasa arasında farklı seviyelerde fiyat oluşması durumunda arbitrajcılar devreye girerek piyasaları dengelerler. Arbitrajcılar ucuz olan piyasada alış ve pahalı olan piyasada satış yaparak piyasaların birbirleriyle uyumlu ve dengeli hareket etmesini ve gerçekçi fiyat oluşumunu sağlarlar (Güçver 2018: 46).

Türev ürünler, riskten korunmak yerine risk elde etmek için kullanılabilir. Bu nedenle, bazı bireyler ve kurumlar, dayanak varlığın değeri hakkında spekülasyon yapmak için bir türev sözleşmesine girecektir (Shalini ve Raveendra 2014: 27).

Spekülasyon, piyasalarda fiyat oluşumlarına ilişkin tahminler yapmak suretiyle olası fiyat artış ve azalışlarından kâr elde edebilmek maksadıyla alım veya satım yapılmasıdır. Spekülasyon amacıyla piyasada pozisyon alan taraflara spekülâtör adı verilmektedir. Spekülasyon amaçlı işlemlerde, spekülâtör türev piyasada risk üstlenir. Spekülâtör, fiyat hareketlerinden kâr elde edebilmek amacıyla risk alarak sözleşmeleri alıp satmaktadır (Akkaynak 2019: 46-47).

1.3. Türev Ürün Çeşitleri

Türev ürünler başlangıçta emtia fiyatlarındaki dalgalanmalara karşı koruma araçları olarak ortaya çıktı ve emtia bağlantılı türevler, neredeyse üç yüz yıl boyunca bu tür ürünlerin tek biçimi olarak kaldı. Finansal piyasalarda artan istikrarsızlık nedeniyle 1970 sonrası dönemde finansal türevler gündeme geldi. Bununla birlikte, ortaya çıktıklarından bu yana, bu ürünler çok popüler hale geldi ve 1990'larda, türev ürünlerdeki toplam işlemlerin yaklaşık üçte ikisini oluşturdular. Son yıllarda, finansal

türevler pazarı, mevcut araçların çeşitliliği, bunların karmaşıklığı ve ayrıca ciro açısından muazzam bir şekilde büyümüştür. Pay senedi türevleri sınıfında, pay senedi endeksleri üzerindeki vadeli işlemler ve opsiyonlar, özellikle endekse bağlı türevlerin ana kullanıcıları olan kurumsal yatırımcılar arasında, bireysel pay senetlerinden daha fazla popülerlik kazanmıştır. Küçük yatırımcılar bile, popüler endekslerin çeşitli portföylerle yüksek korelasyonu ve kullanım kolaylığı nedeniyle bunları yararlı bulmaktadır. Bireysel menkul kıymetlere dayalı türev ürünlere kıyasla endeks türevleriyle ilişkili düşük maliyetler, artan kullanımlarının bir başka nedenidir (Pandian 2015: 4).

Türev piyasa, bireylerin borsa tarafından tanımlanan standartlaştırılmış sözleşmelerle ticaret yaptığı bir piyasadır. Ancak tüm türev işlemleri borsalarda yapılmaz. Tezgah üstü piyasalarda da birçok işlem gerçekleşir. Bankalar, diğer büyük finans kuruluşları, fon yöneticileri ve şirketler tezgah üstü türev piyasalarının ana katılımcılarıdır. Hem tezgah üstü piyasada hem de borsada işlem gören türev ürünler çok çeşitlidir (Hull 2015: 2-4).

Türev ürünler kavramı, forward, futures, options ve swap işlemlerinin tamamını içermektedir. Bu işlemler vadeli işlemler olduğundan ortak özellikleri, gelecekteki bir tarihte teslim edilmek üzere herhangi bir malın veya finansal aracın bugünden alım satımının yapılmasıdır (Yaslıdağ 2016: 21).

Piyasalar, spot ve vadeli piyasalar olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Forward piyasalara vadeli işlem veya alivire piyasaları, futures piyasalara standart vadeli işlem piyasaları, opsiyon piyasalarına seçeneekli işlem piyasaları ve swap piyasalarına değiş-tokuş veya takas piyasaları denilmektedir. Dolayısıyla bu piyasalarda yapılan işlemler, vadeli, standart vadeli, seçeneekli ve takas işlemleri olarak ifade edilmektedir. Bu işlemlerden futures ve opsiyon sözleşmeleri organize piyasalarda (borsalarda) işlem görürken, forward ve swap sözleşmeleri tezgahüstü piyasalarda işlem görürler. Ayrıca opsiyon sözleşmeleri her iki piyasada da işlem görmektedir (Ceylan, Korkmaz 2015: 498).

1.3.1. Swap Sözleşmeleri

Bir swap sözleşmesi, dayanak varlığın itibari bir tutarına dayalı olarak nakit akışlarını eşzamanlı olarak değiştiren iki taraf arasındaki bir işlemdir (Saiti 2016: 3).

Swap (takas), taraflar arasında nakit akışlarının el değiştirmesi olarak nitelendirilmekte ve swap sözleşmeleri tezgahüstü piyasalarda işlem görmektedir. En çok işlem gören swap türleri, faiz ve döviz swaplarıdır (Koy 2020: 136).

Swaplar arasında en yaygın olan döviz swapları ilk olarak 1960'lı yıllarda İngiltere'de uygulanmaya başlamıştır. Faiz oranı swapları ise 1981 yılından itibaren piyasada yer almaya başlamış ve geniş bir uygulama alanı bulmuştur (Chambers 2009: 124).

Swap işlemi yapılmasının başlıca nedenleri şu şekilde özetlenebilir (Akgüç 2013: 697);

- Arbitraj yani farklı finansal piyasalardaki fiyat farklılıklarından yararlanma
- Varlıkların getiri oranını yükseltmek
- Risk yönetimi
- Kaynak maliyetini düşürmek
- Alım-satım yapmak suretiyle kazanç elde etmek

1.3.1.1. Swap Türleri

Swap türleri arasında en çok bilinen ve kullanılan iki yöntem Faiz Swapı ve Döviz Swapıdır. Faiz swapları ise; Sabit Faiz – Değişken Faiz Swapları ve Değişken Faiz – Değişken Faiz Swapları şeklinde olabilmektedir. Ayrıca yaygın olmamakla birlikte ticari mal swaplarına da uygulamada rastlanılmaktadır (Sarıçiçek 2014: 32-33).

Bir döviz swapı, iki taraf arasında, belli bir tutarda paranın başka bir para ile değiştirilmesi ve belirli bir süre sonra değiştirilen ana paraların geri verilmesini içeren anlaşmadır. Başka bir deyişle döviz swapı geri satın alma anlaşmasıdır (Chambers 2009: 132).

Döviz swapı, tarafların iki farklı para biriminden anapara tutarlarını, daha önceden belirlemiş oldukları bir kur üzerinden belirli bir dönem için değiştirmeleri,

tarafların anaparalara ilişkin faizleri karşı tarafa ödemeleri ve başlangıçta değiştirilen anaparaların yeniden değiştirilmesi işlemidir (Polat 2019: 18).

Faiz swapları, tarafların varsayım olarak anlaştıkları ana para tutarına bağlı olarak hesaplanan sabit faiz ödemeleri ile değişken faiz ödemelerinin değiştirilmesine ilişkin iki taraf arasında yapılan anlaşmadır. Faiz swaplarında ana para hiçbir zaman el değiştirmez, sadece faiz ödemelerinin hesaplanmasına temel oluşturur. Birçok faiz swapında değişken faiz ödemeleri, LİBOR referans alınarak belirlenir (Chambers 2009: 127-128).

Faiz swaplarının ilkinin aynı para cinsinden sabit faiz – değişken faiz swapı oluşturmaktadır. Bu swap türünde taraflardan biri sabit faizle borçlanırken diğeri değişken faizle borçlanmaktadır. Swap işleminde borçların gerektirdiği ödemeler değiştirilmekte, sabit faizle borçlanan değişken faizle ödeme yaparken, değişken faizle borçlanan sabit faizle ödeme yapmaktadır. Bu işlemde borçlar değil, borçların gerektirdiği faiz ödemeleri değiştirilmektedir. Burada faiz ödemeleri değiştirilen borçların eşit tutarda ve aynı para cinsinden olması esastır (Akgüç 2013: 697-698).

Faiz swaplarının ikincisini ise değişken faiz – değişken faiz swapı oluşturmaktadır. En yaygın kullanılan değişken faiz – değişken faiz swapı, USD Prime Rate ile LİBOR swapıdır. Taraflardan biri ABD’de kredi değerliliği yüksek firmalara uygulanan değişken faizle (prime rate) borçlanırken, diğeri Londra Bankalararası Satış Faiz Oranı (LİBOR) ile borçlanmaktadır. Prime rate temeline göre borçlanan taraf ile LİBOR temeline göre borçlanan taraf, faiz ödemelerini swap yapmaktadır (Akgüç 2013: 703).

1.3.2. Forward Sözleşmeler

Forward sözleşmesi, alıcının bir dayanak varlığı sözleşmenin imzalandığı tarihte kararlaştırılan sabit bir fiyattan gelecekteki bir tarihte satıcıdan satın alacağını kabul ettiği, tezgah üstü bir türev sözleşmedir (Pirie 2017: 4).

Forward sözleşmeler, alıcı ile satıcı arasında imzalanan ve fiyatı bugünden belirlenen bir varlığın gelecekte belirlenen bir tarihte teslimini içeren sözleşmelerdir. Forward sözleşmeler her türlü mal ve hizmetler ile ilgili düzenlenebildiği gibi döviz, endeks, pay senedi ve borç gibi finansal varlıklar için de düzenlenebilir (Chambers 2009: 42).

Forward işlemler, ikili tezgah üstü (OTC) işlemlerdir ve ilgili iki taraftan en az biri normalde bir banka veya başka bir finans kuruluşudur. OTC işlemleri, belirli gereksinimlerini karşılayacak şekilde tasarlanmış bir anlaşma arayan şirketler, tüccarlar ve yatırım kurumları tarafından yaygın olarak kullanılmaktadır. Forward işlemler karşı taraf riskini (anlaşmanın diğer tarafının sözleşmeden doğan yükümlülüklerini yerine getirememesi riski) içerir (Chisholm 2004: 11).

Forward sözleşme, iki taraf arasında, gelecekte işlem yapmalarını zorunlu kılan bir anlaşmadır. Taraflardan biri long pozisyon veya long forward olarak isimlendirilirken diğer taraf short pozisyon veya short forward olarak isimlendirilir. Long forward, gelecekteki bir zaman noktasında short forward olan taraftan bir varlığı satın almak zorundadır. Short forward da bu varlığı satmak zorundadır. Burada bahsedilen varlık, dayanak varlık olarak isimlendirilir. Gelecekteki zaman noktası işlemin yapılacağı son tarih yani sözleşmenin vade tarihi olurken, forward fiyat dayanak varlığın gelecekteki alım satım fiyatıdır (Gottesman 2016: 3-4).

Forward sözleşmeler, emtia, döviz, menkul kıymet ve altın gibi belirli bir varlığın, bugünden belirlenmiş bir fiyat ve miktardan gelecekteki bir tarihte alımı ve satımını içeren sözleşmelerdir. Bu tür sözleşmelerde, vade tarihinde alıcı taraf sözleşmede belirlenen fiyattan dayanak varlığı almak, satıcı taraf da satmak zorundadır (Yaslıdağ 2016: 23-24).

Forward sözleşmeleri, kendine özgü koşullara sahiptir. Bu tür sözleşmeler her iki tarafın ihtiyaçları doğrultusunda hazırlandığından sözleşmelerdeki tüm unsurlar pazarlığa tabidir. Forward sözleşmeleri likit olmadığından genellikle malın teslimi yapılmakta, nakit ödeme yapılmamaktadır. Her iki tarafın da yükümlülüğünü yerine getirememesi riski bulunmaktadır. Başlangıçta nakit ödeme söz konusu değilken, malın teslim gününde nakit ödeme yapılmaktadır. Forward işlemlerde genellikle malın teslim tarihinde tek bir ödeme yapılmaktadır. Bu tür işlemlerde kâr ve zarar ancak teslim tarihinde gerçekleşir (Karan 2018: 610-612).

1.3.2.1. Forward Sözleşme Çeşitleri

Forward işlemler, her türlü varlıkla ilgili yapılabilir. Bu nedenle yapıldıkları varlıklara göre çeşitlere ayrılabilir (Ceylan, Korkmaz 2015: 502).

Emtia üzerine yapılan forward sözleşmeleri, bir malın taraflarca sözleşme tarihinde belirlenen fiyattan, gelecekteki bir tarihte teslimini zorunlu kılan sözleşmelerdir (Yaslıdağ 2016: 24).

Finansal piyasalardaki forward işlemleri ise iki gruba ayırmak mümkündür (Ceylan, Korkmaz 2015: 502);

- Vadeli döviz işlemleri
- Vadeli faiz işlemleri

Vadeli döviz işlemleri, belli miktardaki dövizin, sözleşmenin yapıldığı tarihte belirlenen kur üzerinden, gelecekteki bir tarihte veya belirli bir süre içerisinde alım-satımının taahhüt edilmesidir. Vadeli döviz işlemleri, kur dalgalanmalarından kaynaklanan belirsizlikleri ortadan kaldırmaktadır (Akgüç 2013: 720).

Vadeli işlemler genellikle döviz üzerinden yapılırken, faiz riskinden korunmak isteyen taraflarca vadeli faiz sözleşmeleri de yapılabilmektedir. Bu sözleşmelerde taraflar, belli bir miktardaki anaparaya, ileri bir tarihte ödenmek üzere, belli bir süre için uygulanacak faiz oranı üzerinde anlaşırlar. Vadeli faiz işlemleri yapan tarafların amacı, gelecekteki faiz değişimlerine karşı kendilerini korumaktır (Ceylan, Korkmaz 2015: 504).

1.3.3. Opsiyon Sözleşmeleri

Opsiyon piyasalarının gelişmesinde 1973 yılı bir dönüm noktası olmuştur. Bu yılda Şikago Ticaret Odası (CBT) tarafından pay senetleri üzerine yazılı opsiyon alım satımı yapılmak üzere Şikago Opsiyon Borsası (CBOE) açılmıştır. Böylece opsiyonlar organize borsalarda resmi olarak işlem görmeye başlamıştır. Ayrıca bu organize borsalarda tahviller, döviz, emtia ve borsa endekslerine dayalı opsiyonlarda yaygın olarak alınıp satılmaya başlamıştır. Daha sonra bu borsaya Amerikan, Philadelphia, Pasifik ve New York Borsaları eklenmiştir. Opsiyonların hepsi borsada işlem görmezler. Bazı opsiyonlar tezgah üstü denilen piyasalarda (over the counter) işlem görürler. Bu piyasalar, iki finansal kuruluş ya da finansal kuruluş ile kişisel yatırımcılar arasında oluşur (Chambers 2009: 57-58).

Alım satım opsiyonları, alıcıya gelecekteki standart fiyatlar ve tarihlerde finansal enstrümanları satın alma veya satma hakkı veren (ancak bu yükümlülüğü olmayan) standartlaştırılmış borsada alım satım opsiyonlarıdır. Bu hak için bir prim alınır ve genellikle opsiyon satın alındığında ödenir (Valdez ve Molyneux 2016: 381).

Belli bir prim karşılığında sözleşmeyi satın alan kişiye, belirli miktardaki bir varlığı, belirli bir fiyattan, belirli bir tarihe kadar veya belirli bir tarihte satın alma veya satma hakkı veren sözleşmeye opsiyon sözleşmesi denir. Opsiyon sözleşmesini satın alan kişi (lehtar), sözleşmeye konu olan dayanak varlığı satın alma veya satma hakkı elde eder. Bu hakka opsiyonu kullanma hakkı denir. Opsiyonu satan kişi (keşideci), lehtardan aldığı belli bir prim karşılığında, lehtarın talep etmesi halinde opsiyon sözleşmesine konu olan dayanak varlığı satın alma veya satma yükümlülüğü altına girer. Bu yükümlülüğe opsiyon sözleşmesinin gereğini yerine getirme yükümlülüğü denir. Finansal piyasalarda opsiyonu yazanlar, riski üstlenen yatırımcılardır. Bu yatırımcılar üstlendikleri riski karşılayacak miktarda risk primi elde ettikleri sürece opsiyon yazmak kârlı bir yatırım olacaktır (Koy 2020: 89).

Opsiyon sözleşmesi, opsiyonu satın alan tarafa herhangi bir varlığın fiyatını bugünden sabitlemek şartı ile bu varlığı gelecekteki bir tarihte satın alma veya satma hakkı veren bir anlaşmadır. Opsiyonu satın alan taraf (long, buyer, uzun taraf), satın almış olduğu bu hak karşılığında satıcıya (short, seller, writer, kısa taraf, yazıcı, keşideci) belli bir prim ödemek zorundadır. Opsiyon sözleşmesi, opsiyonu satın alan taraf açısından bir hak sağlamakta, buna karşılık opsiyonu satan tarafı ise bu hakkı sattığı için yükümlülük altına sokmaktadır. Opsiyonu satın alan taraf bu hakkı kullanıp kullanmamakta serbest iken, opsiyonu satan tarafın seçme hakkı bulunmamaktadır. Opsiyonu satın alan taraf, bu hakkını kazançlı olduğu zaman kullanır. Opsiyonu satan ise, opsiyon sahibinin bu hakkını kullanmak istemesi durumunda yükümlülüğünü yerine getirmek zorundadır. Opsiyonları diğer türev ürünlerden ayıran en önemli özellik, opsiyon sahibinin bu hakkı kullanıp kullanmamasıdır. Opsiyon sahibi bu hakkını kullanmadığı takdirde, katlanacağı zarar ödediği prim kadardır. Bu nedenle sınırlı zarar olasılığı ve yüksek kaldıraç potansiyeli opsiyon sözleşmelerinin üstünlükleri arasında yer almaktadır (Yaslıdağ 2016: 34-35).

Opsiyonu satın alan taraf, herhangi bir varlığı doğrudan almak yerine çok daha fazla varlığı kontrol etme imkanına sahip olmaktadır. Opsiyonun satın alma fiyatı yani ödenen prim, satın alınan opsiyona konu olan varlığın fiyatından çok daha düşük olduğundan, opsiyonu satın alan taraf belirli bir sermaye ile çok daha fazla varlığı kontrol edebilmektedir. Bu nedenle kaldıraç terimi kullanılmakta ve kaldıraç etkisinden söz edilmektedir (Akgüç 2013: 733).

Opsiyonlar, türlerine göre farklı amaçlarla kullanılmaktadır. Ancak genel olarak riskten korunma ve yatırım aracı olarak kullanılır. Örneğim döviz riskinden korunmak isteyen yatırımcılar, döviz alım-satım opsiyonu yapabilir. Böylelikle döviz kuru dalgalanmalarından etkilenmemiş olurlar. Ayrıca döviz kurunun artacağını düşünen yatırımcılar, satın alma opsiyonu satın alarak, beklentilerinin gerçekleşmesi durumunda, opsiyon haklarını kullanarak kâr elde edebilirler. Faiz opsiyonları da, faiz oranlarındaki dalgalanmalardan kaynaklanan risklerden korunma veya kâr elde etmeye yarayan araçlardır (Ceylan, Korkmaz 2015: 520).

Opsiyon sözleşmeleri, standart sözleşmelerdir. Alım opsiyonu (call) ve satım opsiyonu (put) olmak üzere iki tür opsiyon vardır. Alım opsiyonu sahibi, belli bir prim ödeyerek satın aldığı opsiyona dayanarak, opsiyonun vadesinde veya vadesinden önce belirli miktardaki bir varlığı belirli bir fiyattan satın alma hakkı elde eder. Opsiyon veren taraf ise, belli bir prim alarak sattığı opsiyon nedeniyle, alım opsiyonuna sahip olan tarafın talep etmesi durumunda belirli varlığı satmak zorundadır (Karan 2018: 644-645).

Satım opsiyonu sahibi ise, belli bir prim ödeyerek satın aldığı opsiyona dayanarak, opsiyonun vadesinde veya vadesinden önce belirli miktardaki bir varlığı belirli bir fiyattan satma hakkı elde eder. Opsiyon veren taraf ise, belli bir prim alarak sattığı opsiyon nedeniyle, satım opsiyonuna sahip olan tarafın talep etmesi durumunda belirli varlığı satın almak zorundadır (Karan 2018: 647).

Günümüzde fiziksel takas imkanı sunan opsiyon sözleşmeleri olduğu gibi, nakit takaslı opsiyon sözleşmeleri de bulunmaktadır. Bu sözleşmeler, opsiyon sözleşmesinin vadesi geldiğinde opsiyonun kullanım fiyatı ile spot piyasada gerçekleşen fiyat arasındaki farkın karşı tarafa ödenmesi sayesinde hem riskten korunma hem de yatırım amaçlı kullanılmaktadır. Nakit takaslı opsiyon sözleşmeleri,

opsiyon sözleşmelerinin tezgahüstü piyasa aracı olmaktan çıkıp, standart sözleşmeler olarak borsalarda işlem görmelerine olanak sağlamıştır. Dayanak varlığı satın almaksızın, fiyat değişikliklerinden getiri sağlama imkanı sağlayan bu sözleşmeler, organize piyasalarda kaldıraçlı olarak işlem görmektedir. Kaldıraçlı işlemlerin düşük sermaye ile yüksek getiri elde etme olanağı sağlaması, organize piyasalarda işlem gören bu sözleşmelere ilgiyi artırmıştır (Koy 2020: 89-90).

1.3.3.1. Opsiyon Çeşitleri

Opsiyon sözleşmeleri birkaç açıdan incelenebilir. Vadelerine göre opsiyon sözleşmeleri Avrupa Tipi ve Amerikan Tipi olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Sadece belirli bir vade sonunda kullanılabilen opsiyon sözleşmelerine Avrupa tipi, vadeden önce kullanma olanağı sağlayan opsiyon sözleşmelerine ise Amerikan tipi opsiyon sözleşmeleri denilmektedir (Yaslıdağ 2016: 40).

Konusuna göre opsiyon sözleşmeleri ise dayanak varlığına göre çeşitlilik göstermekte ve aşağıdaki varlıklar üzerinden yapılabilmektedir (Ceylan, Korkmaz 2015: 521);

- Pay senedi
- Pay senedi futures sözleşmesi
- İndeks menkul kıymetler
- Pay senedi fiyat endeksi futures sözleşmesi
- Hazine bonosu ve devlet tahvili futures sözleşmesi
- Döviz
- Döviz futures sözleşmesi
- Faiz
- Faiz oranı futures sözleşmesi
- Mallar
- Mal futures sözleşmesi
- Borçlanma araçları

Burada finansal piyasalar açısından önemli olarak kabul edilen opsiyon sözleşmelerine değinilecektir.

Faiz opsiyon sözleşmeleri, sahibine herhangi bir tarihten itibaren belli bir süre içinde, belirli bir faiz üzerinden borçlanma veya borç verme hakkı veren sözleşmelerdir. Bu opsiyon sözleşmeleri faiz taşıyan menkul değerlere dayalı sözleşmelerdir. Faiz opsiyon sözleşmeleri kamu borçlanma araçlarına ilişkin olabilecekleri gibi bu araçlara dayalı futures sözleşmelere ilişkin de olabilirler. Borsalarda en yaygın olan faiz opsiyon sözleşmeleri devlet tahvili, hazine bonosu ve Eurodollar futures sözleşmeler üzerine yazılan opsiyonlardır (Chambers 2009: 87).

Pay senedi opsiyon sözleşmeleri, opsiyon sahiplerine belirli bir pay senedini önceden belirlenmiş bir fiyattan, belirli bir süre içerisinde satın alma veya satma hakkı veren sözleşmelerdir (Ceylan, Korkmaz 2015: 522).

Pay senedi endeks opsiyon sözleşmeleri, opsiyonun sahibine sözleşmeye konu olan pay senedi endeksini belirli bir vade içerisinde ya da sonunda alma ya da satma hakkı veren opsiyonlardır (Akkaynak 2019: 57).

Döviz opsiyon sözleşmeleri, sabit miktardaki bir döviz, önceden belirlenmiş bir fiyattan gelecekte belirlenen bir tarihte veya bu tarihten önce alma ya da satma hakkı veren opsiyonlardır (Güçver 2018: 74).

1.3.4. Futures Sözleşmeler

Batı ekonomilerinin 1971 yılında sabit kur sisteminden dalgalı kur sistemine geçmeleri futures piyasaların gelişmesinde önemli rol oynamıştır. 1972 yılında Şikago Ticaret Borsası'na (CME) bağlı, Uluslararası Para Piyasası'nın (IMM) açılmasıyla, döviz futures sözleşmelerinin alım satımına başlanmıştır. Bu sözleşmeler finansal futures sözleşmelerinin ilk örnekleridir. Daha sonra Amerika'da faiz tavanlarının kaldırılmasıyla birlikte 1976 yılında faiz futures sözleşmeleri geliştirilmiştir. Döviz ve faiz futures sözleşmeleri, yatırımcıların döviz kuru ve faiz riskine karşı korunmalarını sağlamıştır. Bu gelişmelerden sonra finansal futures sözleşmeler, finans ve yatırım dünyasının en önemli finansal araçlarından biri olmaya başlamıştır. Futures sözleşmeler, kauçuk, pamuk, kakao ve bakır gibi fiziksel emtialara bağlı olabilmesinin yanı sıra, devlet tahvilleri, hazine bonoları, pay senetleri gibi finansal varlıklara bağlı olabilmektedir. Bu nedenle futures sözleşmeler emtia futures sözleşmeler ve finansal futures sözleşmeler olarak ikiye ayrılabilir (Chambers 2009: 6-7).

Futures sözleşmeler (vadeli işlem sözleşmeleri), belirli bir miktardaki standart özelliklere sahip bir varlığı, gelecekteki belirli bir tarihte, önceden belirlenmiş bir fiyattan satın alma hakkı veya satma yükümlülüğü veren sözleşmelerdir. Futures sözleşmeler organize piyasalarda (borsalarda) işlem görürler ve bu sözleşmelerin standartları borsalar tarafından belirlenir (Koy 2020: 51).

Bir vadeli işlem sözleşmesi, bir dayanak varlığı belirli bir fiyattan satın alma veya satma taahhütü içerir. Teslimat ve ödeme, ödeme tarihine kadar ertelenir. Bir vadeli işlem sözleşmesi "satın alınabilir" veya "satılabilir". Vadeli işlem sözleşmesinin alıcısı uzun bir pozisyona sahiptir ve dayanak varlığı veya menkul kıymeti belirtilen fiyat ve tarihte satın almayı taahhüt eder. Bu aşamada başlangıç teminatı dışında ödeme yapılmaz. Vadeli işlem sözleşmesinin satıcısı kısa pozisyona sahiptir ve dayanak varlık veya menkul kıymeti belirtilen fiyat ve tarihte satmayı taahhüt eder (Clarke vd. 2013: 9).

İngilizce’de “futures markets” olarak ifade edilen futures piyasalar, Türkçeye “gelecek piyasaları” olarak çevrilebilir. Bununla beraber, futures piyasalar da vadeli işlem piyasaları olduğundan, futures piyasaları forward piyasalardan ayırmak için “standart vadeli piyasalar” ifadesi kullanılabilir (Ceylan, Korkmaz 2015: 508).

Vadeli işlem sözleşmeleri esasen borsada alınıp satılan forward sözleşmeleridir. Forward sözleşmelerinde olduğu gibi, futures sözleşmeleri, gelecekteki bir tarihte dayanak bir varlığı satın alma veya satma taahhüdünü temsil eder. Futures sözleşmeler borsada işlem gördüğü için standartlaştırılmıştır ve belirli teslim tarihleri, yerleri ve prosedürleri vardır (McDonald 2013: 138).

Forward işlemler ile futures işlemlerin arasındaki temel farkları şöyle özetleyebiliriz (Yaslıdağ 2016: 29);

- Forward işlemler iki taraf arasında yapılırken, futures işlemler borsada yapılır.
- Forward işlemlerde sözleşmeler standart değilken, futures işlemlerde sözleşmelerin standart unsurları bulunmaktadır.
- Forward işlemler vade sonunda teslimat ile sonuçlanırken, futures işlemlerde teslimat zorunlu olmayıp, vade sonuna kadar ters işlem ile pozisyon kapatılabilir.

- Forward sözleşmeler devredilemezken, futures sözleşmeler ise vade sonuna kadar alınıp satılabilir.
- Forward işlemlerde kâr veya zarar vade sonunda ortaya çıkarken, futures işlemlerde kâr veya zarar günlük olarak hesaplanır ve ilgili hesaplara yansıtılır.
- Forward işlemlerde başlangıçta teminat zorunluluğu olmadığından kaldıraç etkisinden söz edilemezken, futures işlemlerde işlem yapmak için belirli bir miktar teminat yatırılması zorunlu olduğundan kaldıraç etkisi söz konusudur.
- Forward işlemlerde vadeye kadar nakit akışı olmazken, futures işlemlerde piyasaya göre değerlendirme yapıldığından sürekli nakit akışı vardır.

1.3.4.1. Futures Sözleşmelerin Kullanım Amaçları

Vadeli işlem piyasalarının aktörleri, riskten korunma (hedgers), spekülörler ve arbitrajcılardır (Güzel 2020: 17).

Piyasa aktörleri vadeli işlem piyasalarında, riskten korunma, spekülasyon ve arbitraj amacıyla işlem yapmaktadır.

Hedging (riskten korunma), riski azaltmak veya bazı durumlarda ortadan kaldırmak için tasarlanmış bir işlem türüdür. Riskten korunma, gerçek risk seviyesinin istenen risk seviyesiyle uyumlu hale getirilmesi olan risk yönetimi adı verilen daha genel bir sürecin bir bileşenidir. Baz, vadeli işlem piyasalarında en önemli kavramlardan biridir çünkü riskten korunma sürecini anlamaya yardımcı olur. Baz, spot fiyat ile vadeli işlem fiyatı arasındaki farktır. Riskten korunma, korunma dönemi boyunca dayanağın belirsizliği olan baz risk varsayımını gerektirir. Riskten korunma kârı, bazdaki değişiktir (Chance ve Brooks 2016: 343-348).

Riskten kaçınanlar vadeli işlem piyasalarında, gelecekte meydana gelebilecek fiyat değişimlerine karşı riskten korunmak amacıyla işlem yaparlar. Hedging amaçlı işlemlerde amaç kazanç sağlamaktan ziyade eldeki varlığın korunmasıdır. Riskten korunmak isteyenler herhangi bir varlığa ait vadeli işlem sözleşmelerini gelecekle ilgili beklentileri doğrultusunda satın alarak ya da satarak riskten korunma imkanına sahip olmaktadır. Bu tür yatırımcılar, varlıkla ilgili geleceğe yönelik beklentisi

fiyatların yükselmesi yönünde ise sözleşmelerin alıcısı, fiyatların düşmesi yönünde ise sözleşmelerin satıcısı olmaktadır (Elçiçek 2020: 17).

Vadeli işlem sözleşmeleri, spekülasyon amacıyla da kullanılmaktadır. Spekülatif amaçlı işlemler varlığın fiyatında oluşabilecek değişikliklerden korunma amacı taşımayan işlemlerdir. Spekülatörler, gelecekteki arz ve talep koşullarını diğer yatırımcılardan daha iyi tahmin etme yeteneğine sahip olduklarına inanan, dolayısıyla vadeli işlem piyasalarında kazanç sağlamak amacıyla işlem yapan ve risk üstlenen kişilerdir. Spekülatörlerin piyasada işlem yapmasıyla, gelecekteki fiyat değişikliklerine ilişkin riskler, riskten korunmak isteyenlerden, spekülatörlere aktarılmaktadır. Vadeli işlem piyasalarında spekülasyon amaçlı işlem yapmanın en önemli avantajı kaldıraç etkisidir. Vadeli işlem sözleşmeleri, spot piyasa işlemlerinin aksine, küçük miktarda bir sermaye ile yüksek kâr sağlama olanağı vermektedir. Vadeli işlem sözleşmelerinde dayanak varlığın piyasa değerinin küçük bir kısmı (başlangıç teminatı) ile işlem yapılabilir (Kara 2017: 4-5).

Arbitraj, türev fiyatları spot fiyatlara bağlayan mekanizmalardan biridir. Arbitraj olmasaydı, piyasalar çok daha az verimli olurdu. Ancak türev ve spot fiyatlar her zaman teorik ilişkilerle uyumlu olmaz. Bu gerçekleştiğinde, arbitrajcılar devreye girer ve fiyatları hızla teorik seviyelerine geri çeken kârlı işlemler gerçekleştirir. Örneğin pay senedi endeksi arbitrajı, pay senedi portföyünden oluşan bir pay senedi endeksi ile endeks vadeli işlem sözleşmesinin alınıp satılması ile oluşur. Pay senedi endeksi arbitrajı, risk olmaksızın vadeli işlem fiyatı ile teorik vadeli işlem fiyatı arasında fark oluşması durumunda elde edilecek kazançtır (Chance ve Brooks 2016: 316-332).

Arbitraj, fiyatlama ve bilgi asimetrisi kaynaklı farklılıklardan yararlanılmasını ifade etmektedir. Arbitrajcılar, iki farklı piyasada farklı fiyatlardan satılan varlıkları alıp satarak kazanç sağlamaktadırlar (Polat 2015: 8).

Arbitraj, spot ve vadeli işlemler piyasalarındaki fiyat farklılıklarından veya vadeli piyasalarda işlem gören çeşitli vadelerdeki sözleşmeler arasındaki fiyat farklılıklarından yararlanarak ve risksiz kazanç elde etme işlemidir. Arbitraj kavramı aynı varlığın iki değişik fiyattan risksiz ve az riskli olarak satın alınması veya satılması olarak tanımlanmaktadır. Vadeli işlem sözleşmesinin fiyatı ile vadeli işlem

sözleşmesine konu olan spot piyasadaki dayanak varlığının fiyatı arasında özellikle vadeye kadar taşınabilen bir değer söz konusu ise bir arbitraj bağıntısı vardır. Bu bağıntı fiyata aşağıdaki şekilde yansımaktadır (Odabaşı 2014: 88);

$$\text{Vadeli İşlem Fiyatı} = \text{Spot Fiyat} + \text{Taşıma Maliyeti} - \text{Temettü vb. getiriler}$$

Spot piyasa ile vadeli piyasa arasında taşıma maliyetinin altında veya üzerinde fiyat oluşması halinde vadeli işlem piyasalarında alım veya satım yapmak suretiyle kâr elde etmek mümkündür. Piyasalarda arbitraj imkânı iki şekilde oluşmaktadır (Odabaşı 2014: 88);

- Aynı özelliklerdeki bir varlığın farklı piyasalarda aynı anda oluşan fiyatları arasında farklılık olması,
- Aynı varlığa ait spot fiyatlar ile vadeli fiyatlar arasında taşıma maliyeti modeline göre olması gereken fiyat ile mevcut fiyat arasında farklılık olması.

Arbitraj amaçlı işlemler, fiyatların denge fiyatından sapmasını engelleyerek etkin fiyat oluşumuna katkı sağlamaktadırlar (Odabaşı 2014: 89).

1.3.4.2. Futures Sözleşmelerin Fonksiyonları

Vadeli işlem sözleşmelerinin gelişmesinde risk faktörü önemli rol oynamıştır. Risk faktörünü yönetebilmek için üçüncü bir tarafın riski devralması gerekmektedir. Vadeli işlemler, piyasadaki yatırımcılara riski devretmek için ortam sunmakta ve riski devralmak isteyen piyasadaki spekülâtörler devreye girmektedir. Spekülâtörler, spot piyasadaki pazar oluşturma fonksiyonunu vadeli piyasalarda devam ettirmektedir (Çıtak 2016: 105-106).

Vadeli işlemler, düşük maliyetle ve esnek koşullarda risk aktarımına imkân sağlar. Vadeli işlemler riskleri azaltmak isteyen taraflardan, spekülâtörlere risk transferi sağlamaktadır. Risk yönetimi ile birlikte vadeli işlemler, yatırımcılara yüksek riskli piyasalardan faydalanabilme olanağı sağlamaktadır (Güzel 2020: 21).

Vadeli piyasalar, yatırımcıların bugünkü bilgilerine ve geleceğe ilişkin beklentilerine göre hareket etmelerini ve pozisyon almalarını sağlayan kompleks bir ortamdır. Vadeli piyasalar etkin fiyat oluşumu için zemin yaratmaktadır. Vadeli

fiyatlar geleceğe ilişkin bilgileri yansıtmaktadır. Vadeli piyasada oluşan fiyat, spot piyasadaki anlık bilgiyi yansıtan fiyat ile geleceğe ilişkin beklentilere ilişkin bilgilerin toplamının bir fonksiyonudur (Çıtak 2016: 104-105).

Vadeli işlem piyasaları yapısı gereği malların ya da varlıkların gelecekteki fiyatı için bir yol gösterici olmaktadır. Vadeli işlem fiyatının gelecekteki cari fiyatla aynı olması beklendiği için, vade sonundaki mal ya da varlık fiyatı vadeli işlem piyasasında oluşan fiyata bakılarak tahmin edilebilir. Bu nedenle vadeli işlem piyasasının spot piyasadaki fiyat istikrarını sağlayacağı ve piyasalardaki belirsizliği giderebileceği düşünülebilir (Gürbüz 2018: 11-12).

Vadeli işlem sözleşmeleri, portföy çeşitlendirmesi ve kaldıraç etkisinden yararlanma imkanı sağlamakta ve işlem maliyetlerini azaltmaktadır. Kaldıraç etkisi sayesinde, dayanak varlığın spot piyasadaki değerinin çok küçük bir kısmıyla işlem yapılması, portföy çeşitlendirmesi yapılmasını kolaylaştırmaktadır. Vadeli işlem sözleşmeleri, spot piyasalardaki dayanak varlıklara, yüksek kaldıraç etkisine sahip yatırımlar yapma fırsatı verir. Vadeli işlemler dayanak varlığa yapılacak yatırımın sadece küçük bir kısmı (başlangıç teminatı) dışında bir başlangıç yatırımı gerektirmez (Ersoy 2011: 46-47).

Vadeli işlemler sermaye piyasalarının etkinliğine katkıda bulunmaktadır. İşlem maliyetinin düşük ve piyasaya girişin kolay olması, arbitraj olanağını artırmaktadır. Böylece piyasada fiyat ayarlamaları daha hızlı şekilde gerçekleşmekte ve sürekli ortalamanın üstünde getiri elde etme olanağı kalmamaktadır (Özgümüş 2012: 11).

1.3.4.3. Futures Sözleşmelerin Çeşitleri

Opsiyonlara ve vadeli işlem sözleşmelerine çok benzeyen işlemler emtia piyasalarında yüzlerce yıldır mevcuttur. Örneğin, 17. yüzyıl Hollanda'da lale çılgınlığı yaşandı. Laleler giderek daha moda hale geldikçe, insanlar hasattan birkaç ay önce lale satın aldı. Fiyat arttıkça, eski fiyatlarla yapılan sözleşmeler daha değerli hale geldi ve hasat zamanında teslim alınmayı beklemeden başka insanlara satılabilirdi. Emtiaların yanı sıra tahviller, faiz oranları, para birimleri ve pay senedi endekslerine dayalı futures sözleşmeler bulunmaktadır (Valdez ve Molyneux 2016: 397-400).

1970'lerin başına kadar vadeli işlem piyasaları emtialarla (örneğin buğday, şeker, bakır, sığır) sınırlıydı. O zamandan beri, vadeli işlemler alanı ek piyasa sektörlerini, en önemlisi pay senedi endekslerini, faiz oranlarını ve para birimlerini (döviz) içerecek şekilde genişledi. Bu finansal vadeli işlem piyasaları için aynı temel ilkeler geçerlidir. Alım satım fiyatları, cari piyasa fiyatları yerine gelecekteki bir son kullanma tarihi için fiyatları temsil eder (Schwager ve Etzkorn 2017: 4).

Finansal vadeli işlemler, dayanak varlık haricinde, emtia vadeli işlemlerinden farklı değildir, örneğin, emtia vadeli işlemlerinde, tahıllar, metaller, sebzeler vb. gibi belirli bir emtia alınıp satılırken, finansal vadeli işlemlerde, pay senetleri, tahviller, hazine bonosu, para birimleri vb. gibi çeşitli belirli finansal araçlar alınıp satılmaktadır. Şu anda Chicago, Londra ve Tokyo vb. gibi çeşitli pazarlarda (merkezlerde) çok çeşitli finansal vadeli işlem sözleşmeleri bulunmaktadır (Mishra ve Debasish 2013: 47).

Futures sözleşmeler, mal, döviz, menkul kıymet, faiz, endeks ve opsiyonlar üzerine yapılabilir (Ceylan, Korkmaz 2015: 510).

Vadeli işlem piyasaları üzerinde işlem yapılan dayanak varlık bazında, "Finansal Vadeli" ve "Mal Vadeli" olarak iki gruba ayrılabilir. Finansal vadeli işlem sözleşmeleri, döviz, faiz, pay senedi endeksi ve kıymetli metal olarak sınıflandırırken, mal vadeli işlem sözleşmelerini de, ziraî, sınai, metal ve enerji olarak gruplandırabiliriz (Hacıoğlu 2010: 88).

ABD'de 30 yıl vadeli Hazine Tahvili Vadeli İşlemleri sözleşmesi, 1975'ten beri Chicago Ticaret Kurulu'nda (CBOT) işlem görüyor. Piyasaya sürüldükten çok kısa bir süre sonra ABD'de en aktif işlem gören sözleşme haline geldi. O zamandan beri CBOT, daha kısa vadeli ABD Hazine Tahvillerine ilişkin sözleşmeler dahil olmak üzere bir dizi başka tahvil vadeli işlem sözleşmeleri başlattı. Vurgulanması gereken önemli bir nokta, sözleşmenin kavramsal veya hayali bir ABD Hazine Tahvili üzerine yazılmış olmasıdır. Bu aslında çok faydalıdır, çünkü gerçek bir tahvile dayalı olsaydı, söz konusu menkul kıymetin süresi dolduktan sonra sözleşme alınıp satılamazdı. Artık dünya çapında çok çeşitli tahvil vadeli işlem sözleşmeleri mevcuttur. Örneğin, LIFFE, CBOT'da işlem gören ABD Hazine sözleşmesine benzer bir yaldızlı (İngiltere devlet tahvili) vadeli işlemler sunmaktadır. (Chisholm 2004: 34-36).

Borsa İstanbul Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasasında işlem gören vadeli işlem (futures) sözleşmeleri türlerine göre endeks, yabancı endeks, döviz, emtia, kıymetli madenler, enerji, metal, pay, faiz ve borsa yatırım fonu vadeli işlem sözleşmeleri olmak üzere on başlığa ayrılmaktadır (Elçiçek 2020: 19).

1.3.4.3.1. Döviz Vadeli İşlem Sözleşmeleri

Döviz vadeli işlem sözleşmesi, hak sahibine gelecekte bir tarihte önceden belirlenmiş bir kur üzerinden belirli bir tutarda döviz alma veya satma yükümlülüğü veren standart sözleşmedir (Akgüç 2013: 728).

Döviz vadeli işlem sözleşmeleri, dalgalı döviz kuru politikasına geçilmesiyle birlikte özellikle dış ticaret işlemlerinde ortaya çıkan kur riskine karşı korunma amacıyla kullanılmaktadır. Döviz vadeli işlem sözleşmelerinin piyasa fiyatları, gelecekte oluşacak spot döviz kurları üzerinde fiyat tahmini yapılabilmesine olanak sağlamakta, bu ise döviz kuru riskini kontrol etme imkanı sağlamaktadır (Çelik 2011: 43).

Döviz vadeli işlem sözleşmelerinin işlem gördüğü en önemli piyasa Şikago Ticaret Odasına bağlı Uluslararası Para Piyasası (IMM)'dir (Chambers 2009: 22).

Borsa İstanbul VİOP'da işlem gören döviz vadeli işlem sözleşmeleri aşağıdaki gibidir (www.borsaistanbul.com 07.06.2020);

- Dolar/TL Vadeli İşlem Sözleşmeleri
- Euro/TL Vadeli İşlem Sözleşmeleri
- EUR/USD Çapraz Kuru Vadeli İşlem Sözleşmeleri
- Rus Rublesi/TL Vadeli İşlem Sözleşmeleri
- Offshore Çin Yuanı/TL Vadeli İşlem Sözleşmeleri
- İngiliz Sterlini/USD Çapraz Kuru Vadeli İşlem Sözleşmeleri

1.3.4.3.2. Enerji Vadeli İşlem Sözleşmeleri

Enerji fiyatları, birçok ülke açısından büyük önem taşımaktadır. Enerji fiyatlarının kontrol altına alınması ülkelere daha istikrarlı bir ekonomiye sahip olma imkanı sağlamaktadır. Enerji vadeli sözleşmelerine örnek olarak ham petrol, doğalgaz ve elektrik gösterilebilir (Elçiçek 2020: 19).

Ham petrol spot fiyatlarının rolü, esas olarak emtia piyasalarında vadeli sözleşmeler yoluyla ele alınmaktadır. Spot fiyatların davranışı, petrol ithal eden ve ihraç eden ülkeler için petrol fiyat seviyelerinin göstergesini vermektedir. Spot fiyatlar esas olarak petrole bağımlı ülkelerdeki arz ve talep ile ekonomik faaliyet seviyesinden etkileniyor gibi görünmektedir. Ham petrol vadeli işlem fiyatlarına olan ilgi, gelecekte bir emtia alım satım sözleşmeleri olan vadeli işlem sözleşmeleriyle vadeli işlem piyasalarının oluşturulmasıyla ortaya çıkmıştır. İlk Brent ham petrol sözleşmesi 1988 yılında geliştirilmiştir. 1995'ten itibaren, ham petrol küresel olarak kullanılan ana enerji kaynağı olduğundan, petrol vadeli işlem piyasaları dünya çapında en çok işlem gören vadeli işlem sözleşmeleri haline gelmiştir (Zavadska vd. 2018: 4)

Vadeli işlem piyasaları, yeniden yapılandırılmış elektrik piyasalarında çeşitli işlemlere hizmet eder. Finansal risk yönetimi, piyasa katılımcıları için daha önemli hale geldiğinden uzun vadeli sözleşmeler, değişken elektrik piyasalarında riske maruz kalmayı azaltmak için önemli bir araçtır. Vadeli işlemler ve vadeli piyasalardaki fiyatlar, elektrik sistemi altyapısına yapılan yatırımlar için sinyaller sağlayabilir ve böylece arz ve talebin yeterli gelişimine katkıda bulunabilir. Bu piyasalar aynı zamanda hem enerji şirketleri hem de finans piyasası oyuncuları için ticaret ve spekülasyon için bir fırsattır. Piyasa katılımcılarının uzun ve kısa vadeli elektrik fiyatları arasındaki ilişkiyi anlamaları ve bu bilgileri uzun vadeli vadeli işlem fiyatlarında kullanmaları elbette önemlidir. Ayrıca, vadeli işlem piyasalarının işleyişinin ve rolünün daha iyi anlaşılması, uzun vadede geçerli olan sağlam elektrik piyasalarının tasarlanması için hayati önem taşımaktadır (Botterud vd. 2010: 967).

Borsa İstanbul VİOP'da işlem gören enerji vadeli işlem sözleşmeleri aşağıdaki gibidir (www.borsaistanbul.com 07.06.2020);

- Aylık Baz Yük Elektrik Vadeli İşlem Sözleşmeleri
- Üç Aylık (Çeyreklik) Baz Yük Elektrik Vadeli İşlem Sözleşmeleri
- Yıllık Baz Yük Elektrik Vadeli İşlem Sözleşmeleri

Elektrik vadeli işlem sözleşmeleri standart miktardaki ve belli bir kalitedeki elektriği bugünden anlaşılan bir fiyat üzerinden gelecekteki bir tarihte alma ya da satma hakkı tanıyan vadeli işlem sözleşmeleridir (Elçiçek 2020: 22).

1.3.4.3.3. Emtia Vadeli İşlem Sözleşmeleri

Emtia vadeli işlem sözleşmeleri, standart miktar ve kalitedeki bir emtiayı bugünden anlaşılan bir fiyattan gelecekteki bir tarihte alma ya da satma hakkı tanıyan sözleşmelerdir.

Bu sözleşmeler tahıl, yağ ve küspe, hayvancılık, orman ürünleri, tekstil ve gıda maddeleri üzerine yapılabilir. Söz konusu farklı mal türleri veya türleri için teslimat için birkaç farklı sözleşme ve vade mevcuttur. Sözleşme ayları, mevsime ve ticaret faaliyetine bağlıdır (Mishra ve Debasish 2013: 53).

Tarımsal ticaretin piyasa katılımcıları açısından daha az riskle gerçekleşmesini sağlamak için Chicago'da modern vadeli işlem borsaları geliştirildi. Chicago Ticaret Kurulunda buğday, pirinç, mısır, yulaf ve arpaya dayalı çeşitli vadeli işlem sözleşmeleri işlem görmektedir. Diğer taraftan soya fasulyesi futures kontratları CBOT'ta "S" kısaltma kodu altında ve son kullanma tarihleriyle işlem görür. Yumuşak mallar veya "yumuşak ürünler", çoğunlukla, kahve, kakao, pamuk ve şeker gibi “tropik” denilen gibi tropikal bölgelerde yetiştirilen tarımsal ürünlerdir. Bununla birlikte, yumuşak ürünler bazen portakal suyu gibi diğer ürünleri, kereste ve küspe gibi orman ürünlerini içerecek şekilde ele alınır. Çeşitli borsalarda bu ürünler üzerine vadeli işlem sözleşmeleri düzenlenmektedir. Bunların dışında hayvancılık alanında da vadeli işlem sözleşmeleri bulunmaktadır. Örneğin besilik ve canlı sığır vadeli işlemleri Chicago Ticaret Borsası'nda işlem görmektedir (Clark 2014: 237-254).

Borsa İstanbul VİOP’da işlem gören emtia vadeli işlem sözleşmeleri aşağıdaki gibidir (www.borsaistanbul.com 07.06.2020);

- Ege Pamuk Vadeli İşlem Sözleşmeleri
- Anadolu Kırmızı Buğday Vadeli İşlem Sözleşmeleri
- Makarnalık Buğday Vadeli İşlem Sözleşmeleri

1.3.4.3.4. Endeks Vadeli İşlem Sözleşmeleri

Bir pay senedi endeksi, kuramsal olarak bir pay senedi portföyünün değerindeki değişiklikleri izler. Portföydeki bir pay senedinin belirli bir zamandaki ağırlığı, varsayım olarak yatırım yapılan pay senedinin portföydeki oranına eşittir. Küçük bir zaman aralığında, pay senedi endeksindeki artış yüzdesi, varsayım olarak

portföyün değerindeki artış yüzdesine eşittir. Kâr payları genellikle hesaplamaya dahil edilmediğinden, endeks portföye yapılan yatırımdan kaynaklanan sermaye kazancını veya kaybını izlemektedir (Hull 2018: 84).

Eğer pay senedi portföyü sabit kalırsa, bireysel pay senetlerinin portföydeki ağırlıkları sabit kalmaz. Portföydeki belirli bir pay senedinin fiyatı diğerlerinden daha keskin bir şekilde arttığında, otomatik olarak o pay senedine daha fazla ağırlık verilir. Bazen endeksler belli sayıdaki pay senedinin yer aldığı portföyden oluşur. Diğer endeksler, pay senetlerinin ağırlıkları piyasa değerlerine orantılı olacak şekilde oluşturulur. Pay senetlerinin toplam piyasa değeri, pay senedi fiyatı ile dolaşımdaki pay senetlerinin çarpımı sonucu bulunmaktadır (Hull 2018: 85).

BIST Pay Endeksleri, Borsa İstanbul'da işlem gören payların gruplar halinde fiyat ve getiri performanslarının ölçülmesi amacıyla oluşturulmuştur (www.borsaistanbul.com 20.06.2020).

Fiyat endeksleri sadece fiyat değişimlerini gösterirken, getiri endeksleri temettü ödemelerini de dikkate almaktadır. Fiyat endeksleri seans süresince hesaplanırken, getiri endeksleri ise sadece seans sonunda hesaplanır (Sevgen 2014: 15).

Borsa endeksleri, endekse dahil olan şirketlerin piyasa değerini ve getiri durumunu yansıtan genel bir göstergedir. Ülkemizde Borsa İstanbul bünyesinde farklı amaçlarla oluşturulan çok sayıda endeks bulunmakla birlikte, gösterge endeks olarak, borsadaki en yüksek işlem hacmine ve piyasa değerine sahip 100 şirketin oluşturduğu BIST 100 endeksi kullanılmaktadır. Ancak BIST 100 endeksinde yer alan her şirketin endeksteği ağırlığı farklılık göstermektedir. Dolayısıyla endeks değerindeki değişimler, tüm şirketlerde aynı yönde ve benzer düzeyde olmamaktadır. Örneğin BIST 100 endeksinin yükseliş dönemlerinde endekse dahil olan bazı pay senetleri değer kaybederken, diğer pay senetleri ise endeksteği artış değerinden daha yüksek getiri sağlayabilmektedir (Oğuz 2020: 28).

Pay senedi endekslerinin oluşturulmasındaki amaç, Borsa İstanbul'da işlem gören pay senetlerinin dahil olduğu gruplar halinde ortak performanslarının ölçülmesidir. Bu amaçla çok sayıda endeks hesaplanmakta ve yayınlanmaktadır. Borsa İstanbul'da hesaplanan pay senedi endekslerinden ikisi, pay senetleri borsada işlem

gören şirketlerin temettü ödemelerini dikkate almaktadır. Bu endeksler, BIST Temettü Endeksi ve BIST Temettü 25 Endeksi'dir. BIST Temettü Endeksi, son 3 yılda sürekli nakit temettü dağıtmış olan şirketlerin pay senetlerinden oluşmaktadır. BIST Temettü 25 Endeksi ise temettü verimi ve halka açık olan kısımlarının piyasa değeri yüksek olan 25 şirketin pay senetlerinden oluşmaktadır (Mazgit 2013: 227).

Pay senedi endekslerine Amerika'dan örnek verilebilir. The Dow Jones Industrial Average, 30 mavi çip pay senedinden oluşan bir portföye dayanmaktadır. Mavi chip, borsalardaki büyük firmalara ait olan ve yıllar itibariyle istikrarlı bir seyir izleyen pay senetlerine verilen isimdir. Pay senetlerine verilen ağırlıklar fiyatları ile orantılıdır. The Standard&Poor's 500 (S&P 500) Index, 40 endüstri, 40 kamu hizmeti, 20 nakliye ve 40 finans kurumu olmak üzere 500 farklı pay senedinden oluşan bir portföye sahiptir. Portföydeki pay senetlerinin herhangi bir zamanda ağırlıkları, piyasa değerleriyle orantılıdır. NYSE Euronext veya Nasdaq OMX'te işlem gören halka açık büyük şirketlerin pay senetleri bulunmaktadır. Nasdaq-100, Ulusal Menkul Kıymet Satıcıları Birliği Otomatik Kotasyon Hizmeti'ni kullanan 100 pay senedinden oluşmaktadır (Hull 2018: 85).

Vadeli işlem sözleşmesi (futures), sözleşmenin taraflarına, standartlaştırılmış miktar ve kalitedeki bir malı, kıymeti veya finansal göstergesi, belirlenen ileri bir tarihte, bugünden üzerinde anlaşılan fiyattan alma veya satma yükümlülüğü getiren sözleşmedir. Vadeli işlem sözleşmelerinin dört asgari unsuru vardır: nitelik, fiyat, miktar ve vade. Bu asgari unsurlar borsalarda işlem gören vadeli işlem sözleşmeleri için standardize edilmiştir (www.borsaistanbul.com 07.06.2020).

Pay senedi endeksleri, dünyada genellikle pay senedi piyasasının tümünü veya önemli bir kısmını temsil eden ve piyasada alım satımı yapılan pay senetlerinin genel olarak fiyat seviyesini belirleyen temel bir ekonomik gösterge olarak kabul edilir. Pay senedi endeks değeri borsanın genel seyrini, borsalar ise ekonominin durumunu yansıtırlar. Ekonominin geleceği hakkındaki olumlu beklentiler pay senetleri fiyatlarının yükselmesine neden olurken, ekonominin geleceği hakkındaki olumsuz beklentiler ise pay senetleri fiyatlarının düşmesine neden olur. Dolayısıyla pay senedi endeksleri ekonomik performansın göstergesi niteliğindedir. Pay senetleri piyasası ekonomideki değişimlere hızlı tepki verdiği için pay senetlerinin fiyat değişimlerinde

çeşitli riskler ortaya çıkmaktadır. Bu nedenle riske karşı koruma sağlayan ve pay senetleri endeksi üzerinden kâr amaçlı işlem yapılmasını mümkün kılan, endeks vadeli işlem sözleşmeleri geliştirilmiştir (Üner 2013: 26-27).

Endeks vadeli işlem sözleşmeleri, çeşitli borsa endekslerine dayalı vadeli işlem sözleşmeleridir. Endeks vadeli işlem sözleşmelerinde alım satıma konu olan endeksin (finansal gösterge) niteliği, miktarı, teslim yeri ve vadesi standart olarak belirlenir (Okudan 2009: 21).

Endeks vadeli işlem sözleşmeleri, belli bir pay senedi fiyat endeksinin, gelecekteki bir tarihte fiyatı bugünden belirlenmek şartıyla alınıp satılmasını içermektedir. Diğer bir ifadeyle endeks vadeli işlem sözleşmeleri, belirli bir fiyat, miktar, nitelik ve vadedeki endekslerin alınıp satılması işlemidir (Elçiçek 2020: 19).

Pay senedi endeksi vadeli işlem sözleşmesi, nominal değerin endeks değerinin belirtilen parasal tutarla çarpımı olarak tanımlandığı, dayanak pay senedi endeksinin nominal değerini satın almak veya satmak için yapılan bir sözleşmedir (Mishra ve Debasish 2013: 53).

Endeks vadeli işlem sözleşmeleri, endeksler ile karakterize edilen bir pay senedi portföyü satın alma veya satma hakkını ve yükümlülüğünü temsil eder. Her bir endeks için, vadeli işlem sözleşmesinde söz konusu endeksle ilişkili bir çarpan katsayısı vardır. Endeks vadeli işlem sözleşmesinin değeri, çarpan katsayısı ile dayanak endeksin çarpımının fiyatı olarak tanımlanır (Bouzoubaa 2014: 22).

Pay senedi endekslerine dayalı vadeli işlem sözleşmeleri, dayanak varlığın teslimi ile değil nakit olarak yapılır. Tüm sözleşmeler, işlem gününde endeksin açılış fiyatı veya kapanış fiyatı ile piyasaya kaydedilir ve daha sonra pozisyonlar kapatılmış sayılır (Hull 2018: 86).

Pay senedi endeksi vadeli işlemleri, portföy yatırımcılarının (örneğin, yatırım fonu yöneticileri ve müşterileri) piyasa riskine karşı portföylerini korumasına olanak tanıyan finansal türev yenilikleridir. Portföy analizine göre, adi pay senetleri ve adi pay senedi portföyleri en az üç tür risk içerir. İlk olarak, riskli varlığın veya portföyün toplam riski vardır, bunun anlamı, belirli bir elde tutma süresi boyunca hesaplanan yüzde getiri oranlarının varyansıdır. İkincisi çeşitlendirilebilir risktir. Çeşitlendirilebilir, sadece çeşitlendirilerek, portföy oluşturarak (çeşitlendirilebilir) riski

ortadan kaldırabileceğimiz anlamına gelir. Çeşitlendirilebilir riskler ayrıca özel riskler olarak da adlandırılır, bu da şirkete özgü oldukları anlamına gelir. Firmanın yönetiminin kalitesi bir örnek olabilir. Son olarak, çeşitlendirilemeyen piyasa riski vardır. Çeşitlendirilemeyen riskler, tüm firmaları değişen derecelerde etkileyen enflasyon veya GSYİH büyümesi gibi ekonomi genelindeki faktörlerle ilgilidir. Portföyünüzde kaç pay senedi bulundurursanız olun, piyasa riski kalır (Goldenberg 2016: 225).

Yatırım fonları, hedge fonları, sigorta şirketleri ve diğer kurumlardaki portföy yöneticileri, pay senedi portföylerine sahip olduklarında sistematik portföy riskleriyle karşı karşıya kalırlar. Aynı şekilde, müşterilere endeks ürünleri satan piyasa yapımcılar ve yatırımcılar da sistematik riske maruz bırakılabilir. Pay senedi endeks vadeli işlemleri, bu portföy riskini nispeten düşük bir maliyetle yönetmek için etkili bir mekanizma sağlar. Vadeli işlem sözleşmesi yapmak sadece teminat ödemesi gerektirdiğinden, bu kurumlar endekse dayalı opsiyonların gerektirdiği prim ödemesinden kaçınabilir (Kolb ve Overdahl 2010: 109).

Endeks vadeli işlem sözleşmelerine ilk olarak Şikago Ticaret Borsası tarafından geliştirilen Standart&Poors 500 endeksine dayalı S&P 500 Index Futures Contracts örnek verilebilir. Diğer bir örnek New York Futures Borsası'nda (NYFE) işlem gören New York Stock Exchange Composite Indeks (NYSE) sözleşmeleridir. Bu endeks NYFE'de işlem gören bütün pay senetlerini kapsadığından S&P 500 endeksine göre daha geniş tabanlı bir endekstir. Bunların dışında Londra Vadeli İşlemler Borsası'nda (LİFFE) işlem gören Financial Times Endeksi (FTSE 100) gibi endeksler de bulunmaktadır (Chambers 009: 24-25).

Pay senedi endeks vadeli işlemleri, en çok işlem gören vadeli işlem sözleşmelerinden biridir. Pay senedi endeks vadeli işlemleri geniş tabanlı endekslerden dar tabanlı endekslere kadar değişmektedir. En geniş şekilde işlem gören endeks vadeli işlemleri, S&P 500, Londra'da işlem gören Financial Times Stock Index (FTSE 100), Frankfurt'ta işlem gören Deutschen Actien Index (DAX 30) ve Euronext Paris'te işlem gören Cotation Assistee en Continu (CAC 40) gibi ülkelere özgü endekslere dayanmaktadır. Diğer ülkelere dayalı pay senedi endeksleri genellikle kapsam açısından daha dardır. Örneğin tüm endeksin piyasa değerinin yaklaşık yüzde

75'ini temsil eden ilk 5 şirket ile Portugese Stock Index (PSI-20), Euronext Lisbon'da işlem gören 20 şirketi kapsamaktadır (Kolb ve Overdahl 2010: 109).

Amerika'da futures sözleşmelerinin işlem gördüğü en büyük borsalar olan Chicago Board Trade (CBOT) ve Chicago Mercantile Exchange (CME), CME Group adı altında birleşmiştir (Hull 2018: 30).

Endeks vadeli işlemlere Amerika'dan örnek verilebilir. CME Group'ta işlem gören endekse dayalı futures sözleşmelerinden başlıcalarını şöyle özetleyebiliriz. Dow Jones Industrial Average (DJIA) endeksine dayalı iki futures sözleşme bulunmaktadır. Bunlardan biri endeksin 10 dolar katı olan DJIA (\$10) futures sözleşmeleridir. Diğeri ise endeksin 5 dolar katı olan E-Mini DOW (\$5) futures sözleşmeleridir. S&P 500 endeksine dayalı iki futures sözleşmeden biri endeksin 250 dolar katı olan S&P 500, diğeri ise endeksin 50 dolar katı olan E-Mini S&P 500 futures sözleşmeleridir. Nasdaq 100 endeksine dayalı futures sözleşmelerden biri endeksin 100 dolar katı olan Nasdaq 100 futures sözleşmeleri iken diğeri endeksin 20 dolar katı olan E-Mini Nasdaq 100 futures sözleşmeleridir (Hull 2018: 85-86).

S&P 500 pay senedi endeksi vadeli işlemlerini anlamamanın ilk adımı, Standard & Poor şirketinin bir ürünü olan spot S&P 500 pay senedi endeksini incelemektir. S&P 500 spot endeksini anlamak için iyi bir başlangıç noktası, S&P 500 spot endeksinin altında yatan portföyün Apple, Google, Microsoft, Exxon-Mobil gibi en yoğun sermayeye sahip ABD şirketlerinin çoğunu içerdiğini ortaya koyan S&P 500 bilgi formudur. CME Group Vadeli İşlem Borsası'ndan S&P 500 pay senedi endeksi vadeli işlem sözleşmesinin temel özellikleri şöyledir (Goldenberg 2016: 226-229);

- 1- Sözleşme "büyüklüğü", tıpkı spot S&P 500 gibi, endeks puanları ile kote edilen S&P 500 vadeli işlem fiyatı ile ilişkili bir dolar değerini ifade eder. Dolara bu dönüşümün nedeni, insanların sadece spot endekste getiri oranlarını hesaplamakla ilgilenmemeleridir. İnsanlar aynı zamanda milyarlarca dolar değerinde riskten korunma portföyleriyle de ilgileniyorlar. Bu, vadeli işlem endeks puanlarının dolar değerlerine dönüştürülmesini gerektirir.
- 2- Sözleşmeler, döngü şeklinde teslimat aylarına göre sunulur. S&P 500 vadeli işlem sözleşmesi Mart dönemini takip eder ve tam pozisyonlar için

Mart üç aylık döngüsünde Mart, Haziran, Eylül, Aralık olmak üzere sekiz aylık süreci kapsar.

- 3- Teslimat fiziksel değildir. Bir pay senedi endeksinin birimlerini teslim etmek oldukça zor ve maliyetli olacaktır. Bunlar nakit olarak ödenen sözleşmelerdir.

Çin’de CSI 300 pay senedi vadeli işlemleri Çin borsasındaki ilk işlem yapılabilir endeks vadeli işlemleridir. Vadeli işlem piyasası, yatırımcıların borsadaki bazı ticaret kısıtlamalarını aşmalarına izin vermiştir. Ayrıca, borsadan farklı olarak, futures piyasadaki ticarete yerli kurumsal yatırımcılar ve yüksek eğitimli bireyler hakimdir. Bu nedenle, içsel ticaret avantajları ve yatırımcı özellikleri göz önüne alındığında, vadeli işlemler piyasasının yeni bilgilerin gelişine temel pay senedi piyasası endeksinden daha hızlı yanıt vermesi ve fiyat keşif sürecinde öncü bir rol oynaması mümkündür (Miao vd. 2017: 16).

Çin’de Nisan 2010 tarihinde Şangay’daki Çin Finansal Vadeli İşlem Borsası’nda (CFFEX) işlem gören CSI 300 vadeli işlem endeksinin tanıtımı, Çin finans piyasasının gelişiminde önemli bir gelişmeye işaret etmektedir. CSI 300 endeksi, Şangay ve Shenzhen Menkul Kıymetler Borsalarında listelenen en büyük ve aktif olarak işlem gören 300 A pay senedinden oluşan halka açık ağırlıklı bir endekstir. İki borsada listelenen yaklaşık 2700 pay senedi takip edilmektedir. Çin’de en çok takip edilen pay senedi endekslerinden biridir ve yatırımcılar tarafından yatırım portföylerini geliştirmek ve karşılaştırmak için kullanılır. 2014 sonunda, CSI 300 endeksinin piyasa değeri, başlangıcından bu yana 16 kat artışla yaklaşık 4,5 trilyon ABD doları olmuştur. Endeks, Çin ekonomisinin 10 farklı sektörünü ve ülkedeki toplam sermaye piyasası kapitalizasyonunun yaklaşık % 75’ini kapsamaktadır (Miao vd. 2017: 16).

Borsa İstanbul’da işlem gören endeks vadeli işlem sözleşmeleri aşağıda yer almaktadır (www.borsaistanbul.com 07.06.2020);

- BIST 30 Endeks Vadeli İşlem Sözleşmeleri
- BIST Likit Banka Endeks Vadeli İşlem Sözleşmeleri
- BIST Banka Dışı Likit 10 Endeks Vadeli İşlem Sözleşmeleri

1.3.4.3.5. Kıymetli Madenler Vadeli İşlem Sözleşmeleri

Altın, gümüş, platin gibi kıymetli madenlerin, bugünden belirlenen bir fiyattan gelecekteki bir tarihte alımını ve satımını öngören sözleşmelerdir. Geçmişte saklama aracı olan kıymetli madenler, günümüzde birer yatırım aracı olarak değerlendirilmektedir. Yatırımcılar, bu madenlerin fiyatlarındaki dalgalanmalara karşı vadeli işlem sözleşmeleri ile korunmakta, fiyat dalgalanmalarından yararlanmak için arbitraj yapma imkanına kavuşmaktadırlar. Diğer yandan kıymetli madenlerden mücevher üreten işletmeler de, yaşanan fiyat dalgalanmalarından korunmak amacıyla vadeli işlem sözleşmeleri ile riskten korunmaktadır (Durmuşkaya 2011: 31).

Borsa İstanbul VİOP’da işlem gören kıymetli madenler vadeli işlem sözleşmeleri aşağıdaki gibidir (www.borsaistanbul.com 07.06.2020);

- Altın Vadeli İşlem Sözleşmeleri
- Dolar/Ons Altın Vadeli İşlem Sözleşmeleri

1.3.4.3.6. Pay Vadeli İşlem Sözleşmeleri

Pay senedi vadeli işlemleri, hem tekil pay senetleri hem de pay senedi portföyleri için yapılmaktadır. Dünya genelinde, vadeli pay senedi ticareti, İsviçre pazarında bir asırdan daha eskiye dayanmaktadır. Avrupa, Asya ve Avustralya'daki aktif pay senedi vadeli işlemler piyasaları, işlem hacminin çoğunluğunu temsil eden pay senedi endeks vadeli işlemleri ile birlikte 20 yıldan fazla bir süredir mevcuttur. Nispeten az işlem görmesine rağmen, pay senedi vadeli işlemleri, on yıldan fazla bir süredir İsveç ve Finlandiya'da işlem görmektedir (Kolb ve Overdahl 2010: 108).

Pay vadeli işlem sözleşmeleri, belirli bir pay senedinin, bugünden belirlenen fiyat üzerinden gelecekteki bir tarihte alınıp satılmasına olanak sağlayan sözleşmelerdir. Pay vadeli işlem sözleşmelerinin endeks vadeli işlem sözleşmelerinden farkı ise, endeks vadeli işlem sözleşmelerinde dayanak varlık bir pay senedi grubu iken, pay vadeli işlem sözleşmelerinde dayanak varlık sadece tek bir pay senedi olmasıdır (Akkaynak 2019: 53).

Pay senedi vadeli işlemleri, pay senetlerine yatırım yapma riskini yönetmek için bir alternatif olarak geliştirilmiştir. Pay senedi vadeli işlemleri, dayanak pay senetlerini gelecekteki bir tarihte, genellikle kısa bir vadede satın almak veya satmak

için bir piyasa sunmaktadır. Bir vadeli işlem sözleşmesine girmek sadece teminat gerektirdiğinden, pay senedi opsiyonlarına göre biraz daha düşük maliyetlidir. Dünya genelinde ve en çok Güney Afrika'da, pay senedi vadeli işlemleri, çok çeşitli pay senetleri üzerinde işlem görmektedir. Yatırımcılar, pay senedi vadeli işlem sözleşmelerini kullanarak, bir kısa satış sözleşmesinde pay senedini satın almak için gereken taşıma maliyetinden kaçınmayı amaçlar. Pay senedi vadeli işlemleri, bugünkü değer / gelecek değer ilişkisi ile fiyatlandırılır. Daha spesifik olarak, pay senedi vadeli işlem fiyatı, vadeli işlem sözleşmesi sona ermeden önce ödenebilecek gelecekteki temettülerin bugünkü değeri ile pay senedi fiyatının bugünkü değerini temsil etmelidir (Kolb ve Overdahl 2010: 108-109).

Borsa İstanbul VİOP'da işlem gören pay vadeli işlem sözleşmelerinde dayanak varlık, Borsa İstanbul Pay Piyasasında işlem gören ve Borsa tarafından belirlenen kriterlere göre seçilen paylardır (www.borsaistanbul.com 07.06.2020).

1.3.4.3.7. Yabancı Endeks Vadeli İşlem Sözleşmeleri

Borsa İstanbul VİOP'da işlem gören yabancı endeks vadeli işlem sözleşmelerinde dayanak varlık, Bosna Hersek Saraybosna Borsası'nın "The Sarajevo Stock Exchange Index 10" (SASX 10) adlı fiyat endeksidir. Bu sözleşmeler TL cinsinden işlem görmekte ve sözleşmelerin standart büyüklüğü dayanak varlık olan SASX 10 endeks değerinin 1 TL ile çarpılmış halidir. Bu sözleşmelerin uzlaşma şekli nakdidir ve fiziki teslimat yapılması söz konusu değildir (www.borsaistanbul.com 07.06.2020).

1.3.4.3.8. Metal Vadeli İşlem Sözleşmeleri

Baz metaller, bir terim olarak, genellikle emtia piyasalarında esas olarak endüstriyel uygulamalarda kullanılan demir dışı bakır, alüminyum, çinko, nikel, kurşun ve kalay gibi metalleri ifade eder. İngiltere'de baz metallere yönelik vadeli işlem sözleşmeleri, esas olarak Londra Metal Borsasında ve diğer bazı borsalarda işlem görür. Londra Metal Borsası, metal ticareti için küresel olarak baskın borsadır ve varlığını sürdürdüğü baz metallerde küresel ticaretin %90'ından fazlasını oluşturmaktadır (Clark 2014: 127-129).

Borsa İstanbul VİOP’da işlem gören metal vadeli işlem sözleşmelerinde dayanak varlık, HMS 1&2 80:20 CFR İskenderun Çelik Hurdası Endeksidir (www.borsaistanbul.com 07.06.2020).

Çelik hurda vadeli işlem sözleşmeleri, belli bir tonaj ve kalitedeki çelik hurdasını gelecekteki bir tarihte önceden belirlenmiş bir fiyattan alma ya da satma hakkı tanıyan sözleşmelerdir (Elçiçek 2020: 22).

Çelik hurdası vadeli işlem sözleşmelerinin uzlaşma şekli nakdi ya da finansal uzlaşmadır; bir diğer ifade ile sözleşme vadesinde hurdanın fiziki teslimi yapılmamaktadır (Erol ve Türkmen 2020: 394).

1.3.4.3.9. Faiz Vadeli İşlem Sözleşmeleri

Faiz vadeli işlem sözleşmeleri, faiz getirisine sahip uzun ya da kısa vadeli finansal araçların bugünden belirlenen bir faiz oranı üzerinden gelecekteki bir tarihte alınıp satılmasına yarayan sözleşmelerdir. Özellikle sabit getirili finansal araçların getirilerindeki dalgalanmalar yatırımcılar için risk oluşturmaktadır. Bu risklerden korunmak amacıyla yatırımcılar vadeli işlem piyasasında işlem yapmaktadır. Buna karşılık faiz dalgalanmalarından kazanç elde etmek isteyen spekülâtörler de riskten kaçınan yatırımcıların vadeli işlem sözleşmelerine ilgi göstermektedir (Gürbüz 2018: 21).

Borsa İstanbul VİOP’da işlem gören faiz vadeli işlem sözleşmelerinde dayanak varlık, Borsa İstanbul tarafından açıklanan Türk Lirası Gecelik Referans Faiz Oranı (TLREF)’dir (www.borsaistanbul.com 07.06.2020).

Aylık Gecelik Repo Oranı Vadeli İşlem Sözleşmeleri’nde dayanak varlık, Borsa İstanbul Bankalararası Repo-Ters Repo Pazarı’nda gerçekleşen aynı gün valörlü gecelik miktar ağırlıklı ortalama basit faiz oranının aylık bileşik ortalamasıdır. Standart sözleşme büyüklüğünün parasal değeri 1.000.000 TL olup, nakdi uzlaşma yapılmaktadır (www.borsaistanbul.com 07.06.2020).

1.3.4.3.10. Borsa Yatırım Fonu (BYF) Vadeli İşlem Sözleşmeleri

Bir Borsa Yatırım Fonu (Exchange Traded Fund-ETF), temel amacı bir dayanak endeksin getirisini çoğaltmak olan, alınıp satılabilir bir spot endekstir.

Örneğin, State Street Bank & Trust Company tarafından yayınlanan SPDR® S&P 500® ETF, S&P 500 Endeksinin performansını izler. Tek bir pay senedine yatırım yapmanın aksine, ETF'ler bir pay senedi veya emtia sepetine yatırım yapar, böylece sistematik olmayan riski çeşitlendirir, risk ve oynaklık seviyelerini azaltır. Yalnızca dayanak endeksleri büyük ölçüde temsil etmekle kalmayan, aynı zamanda hem spot hem de vadeli işlem piyasalarında alınıp satılabilen finansal türevler, bir dayanak endeksin getirisini çoğaltmayı amaçlayan, işlem yapılabilir bir spot endeks olan Borsa Yatırım Fonlarını (ETF'ler) içerir (Chang vd. 2018: 1-4).

Bono Sepeti Üzerine Dayandırılmış Faiz Vadeli İşlem Sözleşmesi olarak adlandırılan FBIST BYF Vadeli İşlem Sözleşmeleri, yatırımcıların faiz riskine karşı korunması ve faiz riskinin yönetilebilmesi için işlem görmekte olan sözleşmelerdir (Elçiçek 2020: 24).

Borsa İstanbul VİOP'da işlem gören BYF vadeli işlem sözleşmelerinde dayanak varlık, Finans Portföy FTSE İstanbul Bono FBIST Borsa Yatırım Fonu'dur. Sözleşme büyüklüğü, Borsa İstanbul A.Ş.'de işlem gören FBIST BYF'nin 10 adet katılma payıdır. Uzlaşma şekli ise nakdi uzlaşmadır (www.borsaistanbul.com 07.06.2020).

1.3.4.4. Futures Sözleşmelerin Etkin Piyasa Hipotezi Altında İncelenmesi

Teorik olarak bir vadeli işlem sözleşmesinin bugünkü piyasa fiyatının, sözleşmenin vadesinde gerçekleşmesi beklenen spot fiyat ile dayanak varlığın vadesine kadar sağlayacağı tüm nakit akımlarının bugünkü değeri olması beklenir. Etkin bir vadeli işlem piyasasında sözleşme fiyatının teoriye uygun gerçekleşmesi beklenir. Vadeli işlem piyasası zayıf formda etkinse, arbitraj fırsatları olmayacaktır (Koy 2016: 30).

Vadeli işlemlere konu olan varlıkların teorik vadeli işlem fiyatları ile spot fiyatlar arasındaki ilişki beklentiler yaklaşımı ve taşıma maliyeti yaklaşımı olarak iki şekilde belirlenmektedir (Özer ve Çömlekçi 2015: 3).

Beklentiler hipotezine göre; herhangi bir vadeli işlem sözleşmesinin şu andaki alım fiyatı ile sözleşmeye konu olan varlığın teslim tarihindeki beklenen fiyatı birbirlerine eşittir. Bu hipoteze göre kişilerin varlığın fiyatıyla ilgili tüm bilgilere sahip olması durumunda, beklenen fiyat ile spot fiyat vade sonunda birbirine eşit olacaktır.

Böyle bir durumda arbitraj ya da spekülasyon yoluyla kazanç elde etme imkanı olmayacaktır. Piyasaya bilginin tam olarak yansımadağı piyasalarda ise beklentiler kısa dönemli cari faiz oranı ile gelecekte beklenen kısa dönemli faiz oranlarının toplamıyla hesaplanacaktır (Gürbüz 2018: 44-45).

Dayanak varlığın vadeli işlem piyasa fiyatı ile cari spot piyasa fiyatı arasındaki ilişki taşıma maliyeti modeli ile açıklanmaktadır. Etkin piyasalarda vadeli işlem fiyatı, spot fiyat ile taşıma maliyeti toplamına eşittir (Kara 2017: 20).

Taşıma maliyeti ekonomik bir model olarak düşünüldüğünde vadeli fiyatın belirleyicileri spot fiyat, risksiz getiri oranı, temettü verimi ve vadeye kalan süre olmaktadır ve uzun dönem dengesi aşağıdaki gibi olmaktadır (Özer ve Çömlekçi 2015: 4);

$$F_t = S_t e^{[(r-d)T]_t}$$

F_t : Vadeli fiyat

S_t : Spot Fiyat

r : Kısa dönem risksiz getiri oranı

d : Temettü verimi

T : Vadeye kalan süre

e : Doğal logaritma tabanı

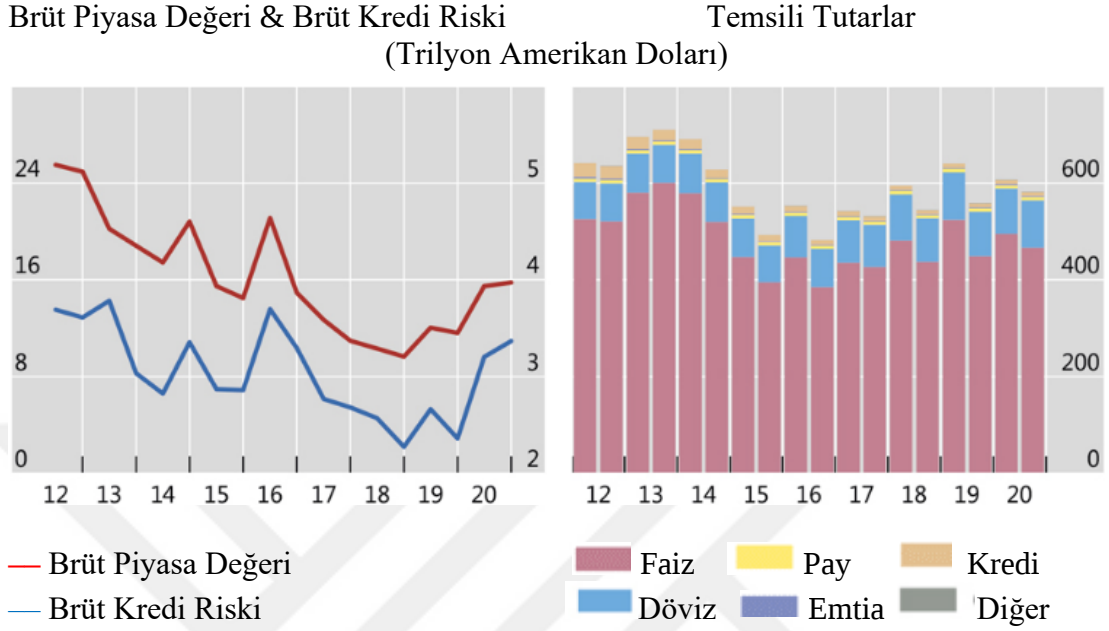
Taşıma maliyeti yaklaşımına göre vadeye kalan süre azaldıkça teorik fiyat ve vadeli fiyat birbirine yaklaşmakta ve vade gününde eşit olmaktadır (Özer ve Çömlekçi 2015: 4).

1.4.Türkiye ve Dünya’da Türev Ürünlerle İlgili Veriler

Bu kısımda, türev ürünlerin artan önemi nedeniyle, Türkiye ve Dünya’da organize piyasalarda (borsalarda) ve tezgah üstü piyasalarda işlem görmekte olan türev ürünlerle ilgili istatistiksel bilgilere yer verilmiştir.

Tezgah üstü (OTC) türevlerin brüt piyasa değerinin, döviz (FX) türevlerindeki artışların öncülüğünde 2020'nin ikinci yarısında 300 milyar dolar artarak 15,8 trilyon dolara yükseldiği görülmüştür. Uluslararası Ödemeler Bankası’nın (Bank for International Settlements – BIS) internet sitesinden alınan, tezgah üstü türev ürünlerin

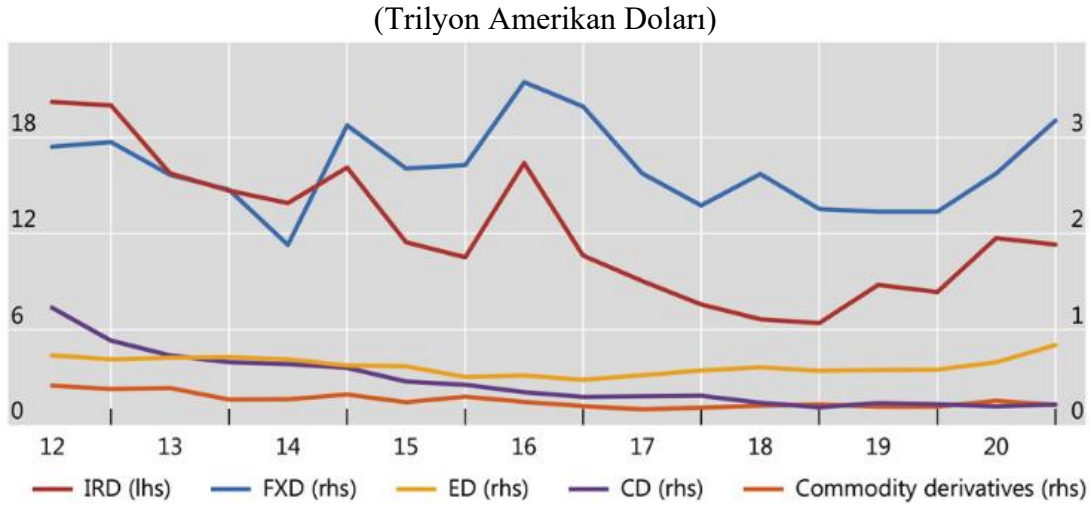
piyasa büyüklüğüne ilişkin grafikler aşağıda yer almaktadır (www.bis.org 14.05.2021);



Şekil 1. Tezgah Üstü Türev Ürünlerin Piyasa Büyüklüğü

Kaynak: (Uluslararası Ödemeler Bankası)

Şekil 1’de tezgah üstü türev ürünlerin piyasa büyüklüğüne ilişkin grafik yer almaktadır. Covid-19 kaynaklı piyasa çalkantısı ve güçlü politika tepkileri, 2020 boyunca türev piyasalarda gelişmelere yol açmıştır. Yılın ilk yarısında gözle görülür bir sıçramanın ardından, riske maruz tutarların bir ölçüsünü sağlayan tedavüldeki türev sözleşmelerinin brüt piyasa değerinin, 2020'nin ikinci yarısında yaklaşık 300 milyar dolar artarak 15,8 trilyon dolara ulaştığı görülmektedir. Yasal olarak uygulanabilir ikili netleştirme anlaşmaları için brüt piyasa değerini ayarlayan brüt kredi riski, 2020 yılının ikinci yarısında 160 milyar dolar artarak 3,4 trilyon dolara ulaşmıştır. Temsili tutarların büyük bir kısmını oluşturan faiz oranı türevleri, son evrimi yönlendirmiştir. 2020 yılının ikinci yarısında temsili değerlerinin %6 düşüşle 467 trilyon dolara gerilediği görülmüştür (www.bis.org 14.05.2021).



IRD: Faiz Türevleri, FXD: Döviz Türevleri, ED: Pay Bağlantılı Türevler

CD: Kredi Türevleri, Commodity derivatives: Emtia Türevleri

Şekil 2. Tezgah Üstü Türev Ürünlerin Brüt Piyasa Değeri

Kaynak: (Uluslararası Ödemeler Bankası)

Şekil 2’de tezgah üstü türev ürünlerin brüt piyasa değerine ilişkin grafik yer almaktadır. Döviz türevlerinin, 2020 yılının ikinci yarısında brüt piyasa değerinde genel bir artışa neden olduğu görülmüştür. Piyasa değerleri %21 artarak 3,2 trilyon dolara ulaşmıştır. Pay-bağlantılı türevler de brüt piyasa değerindeki genel artışa katkıda bulunmuştur. Brüt piyasa değerleri, 2020 Haziran ayındaki 660 milyar \$ seviyesinden %28 artarak 2020 sonunda 840 milyar \$' a yükselmiştir. Böyle bir artış, büyük piyasalardaki pay senedi fiyatlarında daha büyük fiyat etkilerine ve / veya daha fazla ticarete yol açabilecek büyük artışları yansıtabilir. Aynı dönemde kredi türevlerinin brüt piyasa değeri %10 artarak 200 milyar dolardan 220 milyar dolara çıkmıştır. Buna karşılık, diğer varlık sınıflarının brüt piyasa değeri - yani faiz oranı türevleri ve emtia türevleri - 2020 yılının ikinci yarısında düşmüştür (www.bis.org 14.05.2021).

Genel olarak, pay senedi bağlantılı türevlerin temsili tutarının, 2012'den bu yana 7 trilyon dolar civarında oldukça sabit kaldığı görülmektedir. Bunlar, dayanak varlıkların pay senetleri veya pay senedi endeksleri olduğu forward, swap ve opsiyonları içermektedir (www.bis.org 14.05.2021).

BIS OTC türev istatistikleri, başta bankalar olmak üzere türev ürün satıcılarının açık pozisyonlarını göstermektedir. OTC, döviz, faiz oranı, pay, emtia ve kredi

türevlerinin temsili değerini, piyasa değerini ve kredi riskini kapsamaktadır (www.bis.org 14.05.2021).

Borsada işlem gören türev (XTD) istatistikleri, döviz ve faiz oranı vadeli işlemler ve opsiyonların işlem hacmini ve açık pozisyonlarını kapsar. İstatistikler ticari veri kaynaklarından derlenmiştir ve 50'den fazla organize borsada işlem gören sözleşmeleri kapsamaktadır. BIS tarafından eklenen ana değer, sözleşme sayısı hakkındaki verilerin sözleşme büyüklükleri hakkındaki bilgiler kullanılarak temsili tutarlara dönüştürülmesidir. Bu, farklı borsalardaki etkinlik düzeylerinin ve eğilimlerinin tutarlı bir şekilde karşılaştırılmasını sağlar. BIS, pay, emtia ve kredi türev sözleşmeleri veya standart olmayan temel araçlara (örneğin enflasyon, hava durumu veya enerji sözleşmeleri) atıfta bulunan türevler için XTD istatistiklerini derlememektedir (www.bis.org 14.05.2021).

BIS internet sitesinden alınan, borsada işlem gören türev (XTD) istatistikleri aşağıda yer almaktadır (www.bis.org 14.05.2021);

Tablo 1. Borsada İşlem Gören Faiz ve Döviz Vadeli İşlem ve Opsiyonlara İlişkin İstatistiki Bilgiler (Bölgesel)

Borsada işlem gören vadeli işlemler ve opsiyonlar, borsa konumuna göre										
Milyar Amerikan Doları Cinsinden Temsili Değerler										
	Açık Pozisyonu			Günlük Ortalama İşlem Hacmi						
	Ara.19	Eyl.20	Ara.20	2019	2020	Ağu.20	Eyl.20	Eki.20	Kas.20	Ara.20
Vadeli İşlemler										
Tüm Piyasalar	35.043	30.174	28.988	7.030	5.415	4.036	4.081	3.631	4.339	4.009
Faiz	34.771	29.901	28.661	6.903	5.281	3.904	3.924	3.502	4.213	3.851
Döviz	272	273	326	127	133	132	157	129	126	158
Kuzey Amerika	23.886	20.214	18.832	5.097	3.691	2.629	2.190	2.059	2.765	2.279
Faiz	23.706	20.041	18.637	5.022	3.621	2.562	2.103	1.996	2.710	2.190
Döviz	180	173	195	75	70	67	88	63	55	89
Avrupa	8.166	8.051	8.065	1.564	1.461	1.193	1.613	1.347	1.326	1.479
Faiz	8.159	8.039	8.053	1.562	1.457	1.189	1.607	1.343	1.321	1.474
Döviz	7	12	12	2	4	4	5	5	5	5
Asya ve Pasifik	1.894	1.219	1.252	265	180	129	188	138	165	164
Faiz	1.868	1.192	1.221	250	164	115	173	122	148	148
Döviz	25	27	31	15	16	14	16	15	17	16
Diğer Piyasalar	1.097	689	839	103	82	85	90	87	83	88
Faiz	1.037	629	750	68	39	37	42	40	34	40
Döviz	60	61	89	35	43	48	48	47	50	48
Opsiyonlar										
Tüm Piyasalar	60.770	42.618	36.947	2.094	1.414	598	787	713	811	626
Faiz	60.654	42.490	36.823	2.081	1.403	587	776	702	800	614
Döviz	116	128	124	13	11	10	11	10	11	12
Kuzey Amerika	45.417	29.288	23.705	1.758	1.112	458	437	525	591	433
Faiz	45.358	29.213	23.643	1.753	1.108	455	433	521	587	430
Döviz	59	74	62	6	4	3	4	4	3	4
Avrupa	13.760	12.588	12.112	304	279	122	331	168	200	165
Faiz	13.758	12.587	12.111	304	279	122	331	168	200	164
Döviz	2	1	1	0	0	0	0	0	0	0
Asya ve Pasifik	10	7	8	8	6	7	6	7	6	6
Faiz	8	3	4	3	1	1	1	1	1	1
Döviz	3	4	4	5	5	5	5	5	5	6
Diğer Piyasalar	1.583	735	1.122	24	17	11	13	12	14	22
Faiz	1.531	687	1.065	22	15	9	11	11	12	20
Döviz	52	48	57	2	2	2	2	1	2	2

Kaynak: (Uluslararası Ödemeler Bankası).

Tablo 1’de organize piyasalarda (borsalarda) işlem gören, faiz oranı ve döviz vadeli işlemlere ve opsiyonlara ilişkin istatistiksel bilgiler verilmiştir. Tüm pazarlarda işlem gören faiz oranı vadeli işlemlerin açık pozisyonu 2020 Aralık itibariyle temsili olarak 28.661 milyar dolar ve günlük ortalama işlem hacmi 3.851 milyar dolardır. Döviz vadeli işlemlerin açık pozisyonu 326 milyar dolar ve günlük ortalama işlem hacmi 158 milyar dolardır. Diğer taraftan faiz oranı opsiyonlarının açık pozisyonu 36.947 milyar dolar ve günlük ortalama işlem hacmi 626 milyar dolardır. Döviz opsiyonlarının ise açık pozisyonu 124 milyar dolar ve günlük ortalama işlem hacmi 12

milyar dolardır. Faiz ve döviz vadeli işlemler ve opsiyonların en yüksek olduğu bölge Kuzey Amerika'dır. Bu bölgeyi Avrupa izlemektedir.

BIS internet sitesinden alınan, tezgah üstü türev piyasası ile ilgili istatistiksel bilgiler aşağıda yer almaktadır (www.bis.org 14.05.2021);

Tablo 2. Tezgah Üstü Türev Piyasasının Global Piyasa Değeri

Küresel Tezgah-Üstü Türev Piyasası								
Milyar Amerikan Doları Cinsinden								
	Temsili Değerleri				Brüt Piyasa Değeri			
	2019 İlk Yarıyıl	2019 İkinci Yarıyıl	2020 İlk Yarıyıl	2020 İkinci Yarıyıl	2019 İlk Yarıyıl	2019 İkinci Yarıyıl	2020 İlk Yarıyıl	2020 İkinci Yarıyıl
Tüm Sözleşmeler	640.351	558.511	606.810	582.058	12.061	11.598	15.481	15.783
Döviz Sözleşmeleri	98.560	92.177	93.801	97.552	2.229	2.230	2.628	3.176
Türev Ürün Olarak								
Forward ve Forex Swapları	59.359	54.647	55.688	58.031	1.046	1.111	1.208	1.645
Döviz Swapları	26.443	26.288	26.236	27.810	1.008	956	1.211	1.308
Opsiyonlar	12.716	11.205	11.818	11.672	176	163	209	222
Diğer Ürünler	43	38	59	40				
Para Birimi Olarak								
Amerikan Doları	87.143	80.989	82.600	85.345	1.848	1.822	2.177	2.625
Euro	29.404	28.129	29.817	31.761	748	755	945	1.130
Yen	15.607	14.938	15.591	15.501	314	269	285	327
İngiliz Sterlini	11.384	11.812	10.855	12.379	284	344	324	407
İsviçre Frangı	4.159	4.026	4.140	4.115	97	94	91	112
Kanada Doları	5.124	4.747	4.785	5.047	117	98	117	131
İsveç Kronası	1.881	1.809	1.735	1.993	48	52	57	87
Diğer Para Birimleri	42.419	37.904	38.080	38.964	1.002	1.028	1.260	1.534
Faiz Sözleşmeleri	523.960	448.966	495.140	466.494	8.806	8.352	11.718	11.319
Türev Ürün Olarak								
Forward	88.984	67.431	92.970	72.927	232	204	312	285
Swaplar	389.337	341.292	363.554	355.791	7.793	7.463	10.348	10.162
Opsiyonlar	45.298	39.916	38.298	37.471	782	685	1.058	872
Diğer Ürünler	340	326	319	305				
Para Birimi Olarak								
Amerikan Doları	199.190	159.804	176.149	152.117	1.745	1.657	3.086	2.544
Euro	135.431	117.173	135.529	132.619	4.352	4.093	5.168	5.335
Yen	39.156	37.843	40.151	37.131	568	471	476	463
İngiliz Sterlini	46.971	44.146	49.090	54.284	1.118	1.194	1.580	1.623
İsviçre Frangı	3.861	3.669	3.925	3.614	65	58	65	67
Kanada Doları	13.720	14.098	14.764	14.295	118	91	237	197
İsveç Kronası	5.213	4.816	5.247	5.313	53	45	56	59
Diğer Para Birimleri	80.417	67.417	70.285	67.122	786	744	1.050	1.029
Pay Senedi Bağlantılı Sözleşmeler	7.046	6.874	6.457	7.084	579	583	659	840
Türev Ürün Olarak								
Forward ve Swaplar	3.142	3.199	2.923	3.643	223	221	282	321
Opsiyonlar	3.904	3.675	3.534	3.441	356	362	377	519
Piyasa Olarak								
Amerikan Pay Senetleri	3.200	3.160	3.056	3.316	230	243	287	433
Avrupa Pay Senetleri	2.220	2.153	1.973	2.078	160	158	172	175
Japonya Pay Senetleri	284	278	254	234	32	28	32	19
Diğer Asya Ülkeleri Pay Senetleri	316	295	277	344	19	18	23	40
Latin Ülkeleri Pay Senetleri	314	308	302	441	20	20	31	40
Diğer Pay Senetleri	713	679	594	671	119	115	115	133

Kaynak: (Uluslararası Ödemeler Bankası).

Tablo 2’de tezgah üstü türev ürünlerin global piyasa değerine ilişkin bilgilere yer verilmektedir. Tezgah üstü türev ürünlerin brüt piyasa değeri 2020 yılının ikinci yarısında 15.783 milyar dolara ulaşmıştır. Türev ürünler içerisinde ana başlıklar olarak döviz, faiz oranı ve pay bağlantılı sözleşme türleri yer almaktadır. Döviz sözleşmelerinin piyasa değeri 3.176 milyar dolar, faiz oranı sözleşmelerinin piyasa değeri 11.319 milyar dolar ve pay bağlantılı sözleşmelerin piyasa değeri ise 840 milyar dolardır. Ayrıca tabloda sözleşmelerin alt türlerine (forward, swap, opsiyon), para birimlerine ve alt pazarlara ilişkin piyasa değerleri yer almaktadır.

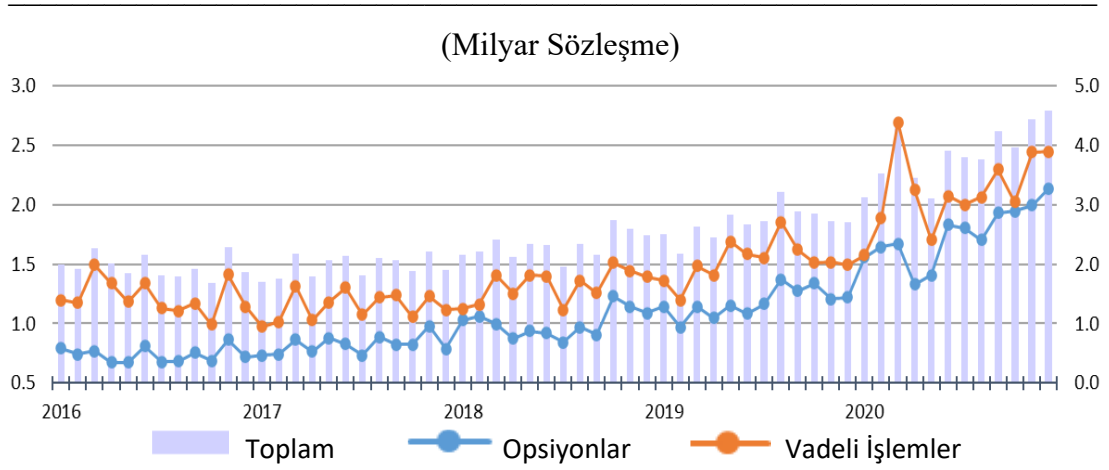
Türkiye Sermaye Piyasaları Birliği internet sitesinden alınan, Borsa İstanbul’da işlem görmekte olan vadeli işlemler ve opsiyonlara ilişkin işlem hacimleri aşağıda yer almaktadır (www.tspb.org.tr 15.05.2021);

Tablo 3. Borsa İstanbul Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasası İşlem Hacmi

Piyasa İşlem Hacimleri (Milyar TL, Birikimli)	2021/01	2021/02	2021/03	2021/04
Vadeli İşlemler Pazarı	346	690	1.052	1.327
Pay	145	274	397	486
Endeks	138	277	420	529
Döviz	39,4	89,6	162	215
Kıymetli Madenler	23,1	48,7	71,9	96,8
Elektrik	0,1	0,1	0,4	0,5
Opsiyon Pazarı	1,4	2,6	4,0	5,1
Endeks	0,3	0,7	0,9	1,2
Pay	0,7	1,2	1,8	2,3
Döviz	0,4	0,7	1,2	1,5

Kaynak: (Türkiye Sermaye Piyasaları Birliği).

Tablo 3’de görüldüğü üzere Nisan 2021 itibariyle Borsa İstanbul’da işlem gören vadeli işlemlerin toplam işlem hacmi 1,3 trilyon TL’dir. Opsiyonların toplam işlem hacmi ise 5,1 milyar TL’dir.



Şekil 3. Borsalarda İşlem Gören Türev Ürünlerin Toplam Hacmi

Kaynak: (Dünya Borsalar Federasyonu)

Şekil 3'te Dünya Borsalarında işlem görmekte olan vadeli işlemler ve opsiyonlara ilişkin sözleşme sayıları yer almaktadır. Dünya Borsalar Federasyonu (The World Federation of Exchanges – WFE)'na göre; 2020'de borsada işlem gören türev ürünlerin hacmi 2019'a kıyasla %43 artarak işlem gören rekor düzeye 46,28 milyar sözleşmeye ulaşmıştır. Türev araçlar ticareti neredeyse tüm sözleşme türlerinde ve tüm bölgelerde yükselmiştir. 2020'de opsiyonların % 48.6 artarak 20.96 milyar sözleşmeye, vadeli işlemlerin ise %38.6 artarak 25.32 milyar sözleşmeye ulaştığı görülmüştür. Artış, faiz oranı türevleri ve ETF vadeli işlemleri dışındaki tüm sözleşme türlerinden kaynaklanmıştır (www.world-exchanges.org 16.05.2021).

Dünya Borsalar Federasyonu internet sitesinden alınan, Dünya Borsaları'nda işlem görmekte olan vadeli işlemler ve opsiyonlara ilişkin hacim bilgileri aşağıda yer almaktadır (www.world-exchanges.org 16.05.2021);

Tablo 4. Borsalarda İşlem Gören Türev Ürünlerin Toplam Hacmi

Türev Ürünler Piyasası Çeyreklik Verileri						
	2020 1. Çeyrek	2020 2. Çeyrek	2020 3. Çeyrek	2020 4. Çeyrek	2020	2019/2020 Değişim %
Pay Senedi Opiyoları	1.441.630.940	1.478.534.825	1.941.707.371	2.184.454.748	7.046.327.884	68,19%
Amerika	1.234.887.778	1.312.800.057	1.746.646.668	1.962.893.248	6.257.227.752	80,42%
APAC	102.510.198	95.970.445	131.184.493	135.118.807	464.783.943	16,22%
EMEA	104.232.963	69.764.323	63.876.210	86.442.693	324.316.189	0,85%
Pay Senedi Vadeli İşlemleri	619.059.793	652.890.079	884.591.428	1.227.254.031	3.383.795.331	99,45%
Amerika	8.505.269	49.090.903	109.666.446	203.475.961	370.738.579	1202,04%
APAC	354.277.953	328.675.068	380.375.545	397.355.730	1.460.684.296	54,21%
EMEA	256.276.571	275.124.108	394.549.437	626.422.340	1.552.372.456	115,35%
Pay Senedi Endeks Opsiyonları	2.082.745.455	1.919.324.506	2.314.756.787	2.682.698.855	8.999.525.603	42,37%
Amerika	247.252.176	160.935.393	147.758.066	152.516.712	708.462.347	3,75%
APAC	1.646.545.524	1.639.237.323	2.069.143.843	2.404.733.697	7.759.660.387	51,62%
EMEA	188.947.756	119.151.790	97.854.878	125.448.446	531.402.870	2,10%
Pay Senedi Endeks Vadeli İşl.	1.730.611.263	1.726.322.043	1.645.390.961	1.626.687.949	6.729.012.216	59,88%
Amerika	1.005.187.357	1.185.609.885	1.152.041.750	1.149.465.755	4.492.304.747	85,32%
APAC	390.626.698	302.719.377	290.737.344	263.129.790	1.247.213.209	29,98%
EMEA	334.797.208	237.992.781	202.611.867	214.092.404	989.494.260	19,90%
Faiz Opsiyonları	277.522.101	129.111.707	108.308.403	143.067.478	658.009.689	-23,75%
Amerika	230.364.979	99.677.305	83.015.953	118.266.025	531.324.262	-24,03%
APAC	457.248	64.680	112.896	86.719	721.543	-61,02%
EMEA	46.699.874	29.369.722	25.179.554	24.714.734	125.963.884	-22,12%
Faiz Vadeli İşlemleri	1.165.154.830	710.580.622	691.390.764	734.833.557	3.301.959.773	-9,51%
Amerika	812.075.133	463.501.682	429.835.008	477.185.303	2.182.597.126	-11,11%
APAC	72.042.367	52.871.527	53.115.606	50.159.473	228.188.973	-6,85%
EMEA	281.037.330	194.207.413	208.440.150	207.488.781	891.173.674	-6,05%
Emtia Opsiyonları	89.049.419	67.994.131	78.808.756	92.356.905	328.209.211	24,83%
Amerika	48.738.332	35.722.357	37.425.666	41.296.174	163.182.529	2,47%
APAC	19.231.839	17.696.261	29.266.239	38.435.010	104.629.349	146,52%
EMEA	21.079.248	14.575.513	12.116.851	12.625.721	60.397.333	-1,37%
Emtia Vadeli İşlemleri	1.960.642.978	2.164.467.088	2.339.177.549	2.478.056.027	8.942.343.642	36,97%
Amerika	332.726.141	265.408.555	242.974.275	233.321.286	1.074.430.257	0,38%
APAC	1.141.701.794	1.435.095.918	1.748.227.196	1.880.606.929	6.205.631.837	51,07%
EMEA	486.215.043	463.962.615	347.976.078	364.127.812	1.662.281.548	23,05%
Döviz Opsiyonları	212.515.106	173.815.249	235.699.250	236.421.730	858.451.335	16,57%
Amerika	5.797.669	3.752.919	3.796.940	3.688.164	17.035.692	-26,39%
APAC	187.064.710	154.929.669	217.401.855	217.942.967	777.339.201	19,67%
EMEA	19.652.727	15.132.661	14.500.455	14.790.599	64.076.442	0,58%
Döviz Vadeli İşlemleri	678.881.218	641.432.696	799.523.788	842.958.290	2.962.795.992	35,84%
Amerika	210.570.780	269.929.125	328.943.271	313.878.993	1.123.322.169	29,33%
APAC	242.939.044	186.936.613	213.989.671	231.446.611	875.311.939	19,62%
EMEA	225.371.394	184.566.958	256.590.846	297.632.686	964.161.884	65,99%

Kaynak: (Dünya Borsalar Federasyonu)

Tablo 4’de Dünya Borsaları’nda işlem görmekte olan vadeli işlemler ve opsiyonların hacim bilgileri, 2020 yılı itibariyle üçer aylık ve yıllık olarak verilmiştir. Ayrıca vadeli işlemler ve opsiyonlar hem türev ürün bazında hem de bölgesel bazda gösterilmiştir. APAC, Asya-Pasifik bölgesi borsalarını, EMEA (Europe - Middle East – Africa), Avrupa-Orta Doğu-Afrika bölgesi borsalarını kapsamaktadır.

Tek pay senedi opsiyon hacimleri 2020 yılında bir önceki yıla göre %68,2 artmıştır. Artışın başlıca nedeni, küresel hacmin %88,8’ini temsil eden Amerika’daki %80,4’lük büyüme ve %16,2’lik büyüme gösteren APAC’tır. EMEA hacimlerinde %0,9’luk daha mütevazı bir artış görülmüştür (www.world-exchanges.org 16.05.2021).

Amerika'daki Brezilya Borsasının etkisiyle, pay senedi vadeli işlem hacimleri, 2019'a kıyasla 2020'de %99,5 oranında muhteşem bir artış kaydetmiştir. Pay senedi vadeli işlemler, tüm türevler arasında en hızlı büyüyen işlem olmuştur. Artışın nedeni, Brezilya Borsasının etkisiyle Amerika'daki büyük artış (%1.202) ve APAC (%54,2) ve EMEA (%115,4) bölgelerindeki artışlar olmuştur (www.world-exchanges.org 16.05.2021).

Pay senedi endeksi opsiyon hacimleri 2020'de 2019'a göre %42,3 artmıştır. Pay senedi endeksi opsiyonları, işlem gören tüm türevler arasında hacim olarak en büyük paya sahiptir. Toplam hacimlerin %86,2'sini oluşturan APAC bölgesi hacmi %51,6 artmıştır. Özellikle Hindistan Ulusal Borsası (National Stock Exchange of India) 2020'de en büyük hacme (6,67 milyar) sahip olmuştur (www.world-exchanges.org 16.05.2021).

Pay senedi endeks vadeli işlem hacimleri 2020'de 2019'a göre %59,9 artmıştır. Tüm bölgeler, 2019'a kıyasla pay senedi endeks vadeli işlem hacminde önemli artışlar kaydetmiştir: Amerika (%85,3), APAC (%30,0) ve EMEA bölgesi (%19,9) (www.world-exchanges.org 16.05.2021).

İşlem gören ETF (borsa yatırım fonu) türev hacimleri 2020 yılında bir önceki yıla göre %71,4 artmıştır. Bu, büyük ölçüde çoğu ETF türev ticaretinin gerçekleştiği Kuzey Amerika piyasasından kaynaklanmaktadır. ETF opsiyon hacimleri neredeyse sadece Amerika bölgesinde yoğunlaşmış, 2020'nin 4. çeyreğinde 2019'un 4. çeyreğinden %55,7 daha yüksek ve 2020'nin 3. çeyreğinden %1,7 daha düşük olmuştur. 2020'nin 4. çeyreğindeki ETF vadeli işlemler hacmi, 2019'un 4. çeyreğinden (%32,9), 2020'nin 3. çeyreğinden %12,5 daha düşüktür (www.world-exchanges.org 16.05.2021).

Döviz opsiyon hacimleri 2019'a göre %16,6 artmıştır. Hacim artışının büyük bir kısmı (%19,7) APAC'ta gerçekleşirken, EMEA'da %0,6 artış, Amerika kıtasında %6,4 düşüş kaydedilmiştir. Döviz vadeli işlem hacimleri %35,8 artmıştır. Tüm bölgeler olumlu bir eğilim kaydetmiştir: Amerika (%29,3), APAC (%19,6) ve EMEA (%66,0) (www.world-exchanges.org 16.05.2021).

Faiz oranı opsiyon hacimleri 2020'de 2019'a göre %23,8 azalmıştır. Hacimdeki düşüş tüm bölgelerde kaydedilmiştir: Amerika (%24), APAC (%61) ve EMEA

(%22,1). Vadeli faiz oranları 2019'a göre %9,5 azalmıştır. Hacimdeki düşüş tüm bölgeler tarafından tetiklenmiştir: Amerika (%11,1), APAC (%6,9) ve EMEA (%6,1) (www.world-exchanges.org 16.05.2021).

Emtia opsiyon hacimleri 2019'a göre %24,8 artmıştır. APAC ve Amerika'daki hacimler sırasıyla %146,5 ve %2,5 artarken, EMEA %1,4 düşmüştür. Emtia türevlerinin hacminin %96,5'ini oluşturan emtia vadeli işlemleri %37 artmıştır. Büyüme, tüm bölgelerdeki artışlardan kaynaklanmıştır: Amerika'da (%0,38), APAC'da (%51,1) ve EMEA'da (%23,1) (www.world-exchanges.org 16.05.2021).

Yukarıda dünya borsalarında işlem gören vadeli işlem ve opsiyonların toplam işlem hacimlerine yer verilirken bu kısımda ise borsa ve ürün bazında işlem hacmi, temsili değerleri ve açık pozisyonlarına yer verilmiştir. Dünya Borsalar Federasyonu internet sitesinden alınan, vadeli işlemler ve opsiyonlara ilişkin bilgiler aşağıda yer almaktadır (www.world-exchanges.org 16.05.2021);

Tablo 5. Pay Senedi Opsiyonlarının Borsa Bazında İşlem Hacimleri

Borsa	İşlem Hacmi		Temsili Değeri (Milyon Amerikan Doları)		Açık Pozisyonu	
	2020	2019	2020	2019	2020	2019
Amerika						
B3 - Brasil Bolsa Balcão	1.459.181.587	983.518.149	699.884,0	859.817,0	46.530.971	27.733.479
Bolsa Mexicana de Valores	150.692	752.511	15,7	76,4	2.420	15.000
Bolsa y Mercados Argentinos	46.007.663	52.421.674	238,6			
Bourse de Montreal	25.059.590	29.142.959	109.360,6		4.177.270	4.091.345
Cboe Global Markets	1.287.889.878	819.521.975			265.226.043	182.274.299
International Securities Exchange	417.128.811	242.941.209				
MIAX Exchange Group	507.985.576	260.266.648	9.573.574,4	3.676.239,2		
Nasdaq - US	1.702.761.434	826.435.818				
NYSE	782.351.153	442.557.070	362.895,2	131.979,7		
Asya - Pasifik						
ASX Australian Securities Exchange	58.196.424	67.999.671	124.084,3	135.318,1	5.507.751,0	6.299.500
Hong Kong Exchanges and Clearing	129.601.933	106.417.826	551.545,9	358.512,8	8.860.221,0	6.624.472
Japan Exchange Group	91.330	389.286			15.244,0	64.504
Korea Exchange	4.635.452	24.402.791			21.504,0	295.227
National Stock Exchange of India	272.134.027	201.388.733	2.719.052,7	1.701.075,5	914.728,0	330.203
Taiwan Futures Exchange	124.732	206.166	839,9	678,2	4.337,0	2.612
Avrupa-Orta Doğu-Afrika						
Athens Stock Exchange	15.538	20.813	9,7	8,2	606	903
BME Spanish Exchanges	19.393.317	17.492.103	20.670,3	16.989,9	6.257.121	5.950.233
Borsa Istanbul	5.328.340	5.024.915	481,8	497,9	639.613	758.065
Eurex	189.106.929	185.670.864	929.809,5	891.612,0	49.863.675	50.925.143
Euronext	69.478.712	68.118.036	289.667,9	281.651,4	12.519.273	11.168.760
ICE Futures Europe	9.327.100	12.686.408	213.627,6	207.485,4	2.235.484	2.825.166
Johannesburg Stock Exchange	10.693.928	6.864.671	7.449,4	14.135,5	2.044.047	1.954.404
LSE Group	12.130.416		43.367,3		3.581.628	3.824.034
Moscow Exchange	1.770.677	2.393.962	408,6	819,2	200.350	274.988
Nasdaq Nordic and Baltics	17.826.448	20.694.628	32.443,8	31.602,9		2.570.233
Tehran Stock Exchange	16.598.556	6.603.069	2.323,8	34,5	2.827.642	
Tel-Aviv Stock Exchange	747.341	764.265	2.590,9	4.553,9	58.221	55.147

Kaynak: (Dünya Borsalar Federasyonu)

Tablo 5’te pay senedi opsiyonlarının borsalar bazında işlem hacmi, temsili değerleri ve açık pozisyonları yer almaktadır. 2020 yılı itibariyle Amerikan Nasdaq borsası 1,7 milyar işlem hacmi ile dünya borsaları arasında en fazla işlem hacmine sahiptir. Bunu Brezilya’dan 1,4 milyar işlem hacmi ile B3 - Brasil Bolsa Balcão Borsası ve 1,3 milyar işlem hacmi ile Amerika’dan Cboe Global Markets (Chicago Opsiyon Borsası) izlemektedir. Borsa İstanbul’da işlem gören pay senedi opsiyonlarının işlem hacmi 2020 itibariyle 5 milyon, temsili değeri 481,8 milyon dolar ve açık pozisyonu 639.613’tür.

Tablo 6. Pay Senedi Vadeli İşlemlerinin Borsa Bazında İşlem Hacimleri

Borsa	İşlem Hacmi		Temsili Değeri (Milyon Amerikan Doları)		Açık Pozisyonu	
	2020	2019	2020	2019	2020	2019
Amerika						
B3 - Brasil Bolsa Balcão	358.034.705	23.654.300	1.693,0	198,1	22.146.700	2.187.900
Bolsa de Valores de Colombia	161.653	244.663	190,7	390,7	11.659,0	13.357
Bolsa Mexicana de Valores	31.150	36.824	4,8	7,0	2.064,0	2.636
Bourse de Montreal	11.707.465	4.406.202	51.091,6		297.160,0	182.061
Matba Rofex	820.444	108.310	124,3	22,1	3.637,0	70
Asya - Pasifik						
ASX Australian Securities Exchange	2.893.184	3.117.588	3.359,6	3.979,1	354.922	626.336
Hong Kong Exchanges and Clearing	1.123.460	894.900	6.294,9	3.767,7	22.564	26.986
Korea Exchange	1.127.006.372	616.946.569	732.323,6	296.031,4	6.859.116	5.165.115
National Stock Exchange of India	256.437.505	254.383.777	2.270.042,8	2.048.975,7	1.568.297	1.846.372
Singapore Exchange	2.661.357	1.100.756			46.208	104.728
Taiwan Futures Exchange	25.837.101	19.788.425	242.706,2	173.220,9	373.047	163.555
Thailand Futures Exchange	47.386.674	52.098.173			1.783.284	2.917.490
Avrupa-Orta Doğu-Afrika						
Athens Stock Exchange	9.500.346,0	9.656.078,0	1.828,7	2.281,0	352.787	340.861
BME Spanish Exchanges	11.106.218	16.056.727	3.752,1	8.327,4	1.329.543	1.394.130
Borsa İstanbul	1.196.068.823	196.631.519	104.380,7	28.270,8	8.211.995	2.830.090
Budapest Stock Exchange	135.067	142.978	843,9	914,8	4.356	7.772
Dubai Gold and Commodities Exchange	79.950	1.673.921	161,2	2.621,6	4.835	524
Eurex	77.212.511	232.226.570	368.915,5	746.928,5	5.217.610	8.469.519
Euronext	27.341.284	4.396.363	118.047,6	20.865,5	646.826	1.390.438
ICE Futures Europe	11.439.230	39.181.471	1.164.428,6	3.134.410,3	237.070	189.567
Johannesburg Stock Exchange	17.152.630	9.146.810	10.800,4	5.859,4	1.813.745	1.134.815
LSE Group	1.107.832		3.355,5		48.364	187.454
Moscow Exchange	197.848.300	205.898.967	53.456,8	70.153,6	1.160.880	1.586.442
Nasdaq Nordic and Baltics	1.976.852	3.434.770	3.916,3	4.205,5		417.821
Warsaw Stock Exchange	2.466.161	1.444.397	4.449,7	2.615,3	32.558	26.407

Kaynak: (Dünya Borsalar Federasyonu)

Tablo 6’da pay senedi vadeli işlemlerinin borsalar bazında işlem hacmi, temsili değerleri ve açık pozisyonları yer almaktadır. 2020 yılı itibariyle 1,2 milyar işlem hacmi ile Borsa İstanbul dikkat çekici şekilde ilk sırada yer almaktadır. Bunu 1,1 milyar işlem hacmi ile Kore Borsası izlemektedir. Borsa İstanbul’da pay senedi vadeli işlemlerinin temsili değeri 104.380,7 milyon dolar, açık pozisyonu 8.211.995’tir. Temsili değer olarak Hindistan Ulusal Borsası (National Stock Exchange of India) 2.270.042,8 milyon dolar ile ilk sırada yer almaktadır.

Tablo 7. Pay Senedi Endeks Opsiyonlarının Borsa Bazında İşlem Hacimleri

Borsa	İşlem Hacmi		Temsili Değeri (Milyon Amerikan Doları)		Açık Pozisyonu	
	2020	2019	2020	2019	2020	2019
Amerika						
B3 - Brasil Bolsa Balcão	65.319.689	41.785.034	403.215,8	445.361,0	499.493	533.799
Bolsa Mexicana de Valores	7.650	10.263	151,7	232,8	168	328
Bourse de Montreal	30.816	71.760	238,0		13.160	1.262
Cboe Global Markets	459.030.881	474.462.083			19.753.530	23.202.962
CME Group	180.014.245	162.279.982	31.234.752,0	28.353.445,0	2.422.117	3.468.387
Matba Rofex	9.039	37.007	0,3	1,0		
MIAX Exchange Group	267.046	434.689	586,8	1.024,2		
Nasdaq - US	3.388.337	2.806.343				
Asya - Pasifik						
ASX Australian Securities Exchange	8.068.464	9.793.757	380.621,1	433.084,3	381.541	688.707
Bursa Malaysia Derivatives	8.873	13.833	0,9	1,4	212	
China Financial Futures Exchange	16.742.777	126.969	20.921,2	187,0	143.125	27.167
Hong Kong Exchanges and Clearing	36.048.593	38.297.384	2.425.829,0	3.867.243,0	1.697.059	2.334.663
India International Exchange	67.999.137	32.210.163			67	1.298
Japan Exchange Group	29.608.298	30.699.470			1.332.791	1.646.864
Korea Exchange	737.930.851	668.775.772	50.044.300,7	38.914.957,1	2.222.084	2.726.479
National Stock Exchange of India	6.667.958.460	4.155.124.834	61.001.669,1	38.751.983,0	3.835.527	1.936.926
Singapore Exchange	8.426.794	11.048.739			1.375.430	1.735.457
Taiwan Futures Exchange	201.912.292	170.194.590	4.317.893,9	3.066.370,2	408.338	605.441
Thailand Futures Exchange	1.698.625	1.677.323			26.380	22.127
Avrupa-Orta Doğu-Afrika						
Athens Stock Exchange	36.545	62.994	155,2	288,6	1.542	1.752
BME Spanish Exchanges	2.436.534	3.806.355	23.714,3	38.746,6	378.385	532.290
Borsa İstanbul	352.822	271.800	639,7	584,7	27.202	39.201
Eurex	441.396.354	431.575.858	16.702.642,3	15.965.110,7	44.347.413	43.598.835
Euronext	19.970.890	18.072.937	1.276.446,9	1.112.636,8	509.702	665.761
ICE Futures Europe	10.205.474	12.272.721	26.162,4	15.163,7	1.804.234	1.507.751
Johannesburg Stock Exchange	3.790.277	4.069.365	40.629,6	30.600,6	810.679	845.105
LSE Group	2.317.553		142.775,6		215.710	269.585
Moscow Exchange	18.522.886	18.607.697	45.161,8	50.172,8	238.142	272.132
Nasdaq Nordic and Baltics	7.418.706	7.324.071	148.370,4	125.347,9		612.564
Tel-Aviv Stock Exchange	28.044.073	23.749.755	2.108.614,2	1.092.302,8	198.880	170.329
Warsaw Stock Exchange	374.491	251.893	1.783,6	1.484,9	18.977	15.730

Kaynak: (Dünya Borsalar Federasyonu)

Tablo 7’de pay senedi endeks opsiyonlarının borsalar bazında işlem hacmi, temsili değerleri ve açık pozisyonları yer almaktadır. 2020 yılı itibariyle 6.667.958.460 işlem hacmi ve 61.001.669,1 milyon dolar temsili değer ile National Stock Exchange of India ilk sırada yer almaktadır. Borsa İstanbul’da pay senedi endeks opsiyonlarının işlem hacmi 352.822, temsili değeri 639,7 milyon dolar ve açık pozisyonu 27.202’dir.

Tablo 8. Pay Senedi Endeks Vadeli İşlemlerinin Borsa Bazında İşlem Hacimleri

Borsa	İşlem Hacmi		Temsili Değeri (Milyon Amerikan Doları)		Açık Pozisyonu	
	2020	2019	2020	2019	2020	2019
Amerika						
B3 - Brasil Bolsa Balcão	2.929.801.044	1.454.364.476	12.992.453,9	7.958.289,1	919.804	925.126
Bolsa de Valores de Colombia	85.787	23.106	78,4	75,2	3.935	3.415
Bolsa Mexicana de Valores	595.100	849.789	11.574,7	19.381,6	12.059	40.249
Bolsa y Mercados Argentinos	345.082	807.058	182,8	94.090,9		
Bourse de Montreal	8.249.988	7.864.406	1.233.413,2		307.939	314.221
Cboe Futures Exchange	50.748.304	62.732.457			299.570	405.027
CME Group	1.249.348.285	709.464.213	132.277.903,0	88.643.987,9	4.194.048	4.312.102
ICE Futures US	62.162.882	52.452.506	3.857.081,0	2.708.214,0	1.771.122	1.930.436
Matba Rofex	2.195.099	2.173.187	1.523,7	1.367,5	1.588	824
Asya - Pasifik						
ASX Australian Securities Exchange	18.655.322	16.627.549	2.100.242,9	1.843.182,4	277.267	385.157
Bursa Malaysia Derivatives	3.497.417	2.281.506	64.656,9	44.217,1	26.493	28.786
China Financial Futures Exchange	74.503.560	53.251.311	13.624.884,0	7.870.729,5	510.065	349.263
Hong Kong Exchanges and Clearing	111.708.581	112.193.367	10.004.539,2	12.319.179,2	566.431	604.384
India International Exchange	6.351.845	4.050.986			586	2.108
Japan Exchange Group	394.062.023	299.896.154	17.136.462,8	13.238.289,9	1.452.884	1.716.495
Korea Exchange	152.981.643	97.821.400	6.822.666,6	4.062.632,4	658.409	789.831
National Stock Exchange of India	131.006.553	83.184.889	1.162.848,8	839.200,0	298.620	244.548
Singapore Exchange	185.255.365	179.954.516			1.378.504	2.081.466
Taiwan Futures Exchange	111.724.998	68.026.954	5.300.665,4	3.096.680,2	177.537	148.862
Thailand Futures Exchange	57.465.829	42.450.171			306.796	280.520
Avrupa-Orta Doğu-Afrika						
Athens Stock Exchange	422.831	607.807	1.766,1	2.799,8	5.648	10.506
BME Spanish Exchanges	7.540.860	7.565.663	566.816,9	627.609,9	103.542	126.392
Borsa İstanbul	101.909.893	62.350.402	177.634,4	131.663,8	498.868	472.425
Budapest Stock Exchange	732.200	338.642	922,7	472,8	5.137	4.350
Eurex	577.663.382	504.431.237	28.439.249,1	24.894.992,9	9.461.979	10.228.038
Euronext	40.444.648	39.976.464	3.302.777,8	2.993.865,5	585.114	692.682
ICE Futures Europe	10.560.856	39.595.158	3.351.550,7	3.347.208,5	1.046.827	944.162
Johannesburg Stock Exchange	14.743.500	20.156.917	315.584,9	493.263,1	378.895	391.533
LSE Group	9.369.803	NA	874.475,7	NA	70.613	136.701
Moscow Exchange	171.817.651	102.759.520	402.713,7	266.472,4	464.474	490.498
Nasdaq Nordic and Baltics	43.981.624	40.401.831	856.131,0	687.012,0		499.312
Tehran Stock Exchange	356	8.296	0,2	12,9	4	
Warsaw Stock Exchange	6.206.525	3.950.420	58.186,6	46.596,3	38.399	46.915

Kaynak: (Dünya Borsalar Federasyonu)

Tablo 8’de pay senedi endeks vadeli işlemlerinin borsalar bazında işlem hacmi, temsili değerleri ve açık pozisyonları yer almaktadır. 2020 yılı itibariyle 2.929.801.044 işlem hacmi ile B3 - Brasil Bolsa Balcão Borsası, 132.277.903 milyon dolar temsili değeri ile CME Group (Chicago Mercantile Exchange Group - Chicago Ticaret Borsası) ilk sırada yer almaktadır. Borsa İstanbul’da pay senedi endeks vadeli işlemlerinin hacmi 101.909.893, temsili değeri 177.634,4 milyon dolar ve açık pozisyonu 498.868’dir.

Tablo 9. Kısa Dönemli Faiz Vadeli İşlemlerinin Borsa Bazında İşlem Hacimleri

Borsa	İşlem Hacmi		Temsili Değeri (Milyon Amerikan Doları)		Açık Pozisyonu	
	2020	2019	2020	2019	2020	2019
Amerika						
Bolsa de Valores de Colombia	2.090	3.314	312,2	523,9	2.330	3.117
Bourse de Montreal	23.039.200	29.816.722	18.090.640,2	22.953.596,6	1.153.017	997.790
CME Group	577.205.875	788.103.216	807.885.059,0	1.162.513.399,0	10.966.533	13.375.759
Asya - Pasifik						
ASX Australian Securities Exchange	22.109.497	40.318.343	19.824.236,2	36.367.752,8	1.033.007	1.564.438
Hong Kong Exchanges and Clearing	314	270	50,4	42,2	15	60
Avrupa-Orta Doğu-Afrika						
Borsa İstanbul	147	119	19,8	20,0	1	1
Eurex	35.317	38.473	10.654,6	10.637,9	5.584	5.819
LSE Group	3.801.150	5.736.916	3.484.968,8	4.938.130,2	361.291	394.245
Moscow Exchange	44.690	108.086	48,4	135,1	25.642	51.650
Nasdaq Nordic and Baltics	3.930.729	7.501.706	432.983,4	8.409.984,3	2.070.700	2.054.886

Kaynak: (Dünya Borsalar Federasyonu)

Tablo 9’da kısa dönemli faiz vadeli işlemlerinin borsalar bazında işlem hacmi, temsili değerleri ve açık pozisyonları yer almaktadır. 2020 yılı itibariyle 577.205.875 işlem hacmi ve 807.885.059 milyon dolar temsili değeri ile CME Group ilk sırada yer almaktadır. Borsa İstanbul’da kısa dönemli faiz vadeli işlemlerinin hacmi 147, temsili değeri 19,8 milyon dolar ve açık pozisyonu sadece 1’dir.

Tablo 10. Döviz Opsiyonlarının Borsa Bazında İşlem Hacimleri

Borsa	İşlem Hacmi		Temsili Değeri (Milyon Amerikan Doları)		Açık Pozisyonu	
	2020	2019	2020	2019	2020	2019
Amerika						
B3 - Brasil Bolsa Balcão	6.689.668	10.166.813	5.700,5	10.270,1	980.527	909.667
Bolsa de Valores de Colombia	518	1.833	0,7	0,8	1	224
Bolsa Mexicana de Valores	78.081	40.057	799,4	412,5	80	1.815
Bourse de Montreal	24.460	1.091	192,1		2.869	532
CME Group	10.220.337	12.893.630	1.163.135,7	1.465.916,1	538.509	543.969
ICE Futures US	3.969	9.775	377,0	946,0	731	1.010
Matba Rofex	18.664	25.729	0,1	0,1	177	
Asya - Pasifik						
Hong Kong Exchanges and Clearing	8.969	15.429	902,5	1.544,9	2.483	1.643
India International Exchange	206.585					
National Stock Exchange of India	777.300.762	649.002.064	790.102,8	643.519,9	3.717.061	2.404.889
Singapore Exchange	3.802	425.021			1.185	25
Taiwan Futures Exchange	25.723	121.944	778,0	3.634,4	662	2.167
Avrupa-Orta Doğu-Afrika						
BME Spanish Exchanges	21.793		246,4		1.126	
Borsa İstanbul	960.535	2.747.131	880,6	2.620,8	52.875	125.816
Budapest Stock Exchange	16.050	73.850	18,2	80,6	200	550
Dubai Gold and Commodities Exchange	893	28.326		1,1	1.011	199
Johannesburg Stock Exchange	26.978.918	27.199.540	31.258,0	171.672,0	3.285.812	6.033.839
Moscow Exchange	22.478.621	22.571.105	22.337,6	23.867,5	985.758	1.835.536
Tel-Aviv Stock Exchange	13.638.913	11.085.138	147.266,0	114.888,0	482.903	472.074

Kaynak: (Dünya Borsalar Federasyonu)

Tablo 10’da döviz opsiyonlarının borsalar bazında işlem hacmi, temsili değerleri ve açık pozisyonları yer almaktadır. 2020 yılı itibariyle 777.300.762 işlem hacmi ile National Stock Exchange of India, 1.163.135,7 milyon dolar temsili değeri

ile CME Group ilk sırada yer almaktadır. Borsa İstanbul'da döviz opsiyonlarının işlem hacmi 960.535, temsili değeri 880,6 milyon dolar ve açık pozisyonu 52.875'tir.

Tablo 11. Döviz Vadeli İşlemlerinin Borsa Bazında İşlem Hacimleri

Borsa	İşlem Hacmi		Temsili Değeri (Milyon Amerikan Doları)		Açık Pozisyonu	
	2020	2019	2020	2019	2020	2019
Amerika						
B3 - Brasil Bolsa Balcão	774.468.373	441.198.777	11.000.049,6	8.119.069,4	6.775.520	5.646.987
Bolsa de Valores de Colombia	312.341	500.384	15.115,7	22.275,7	11.576	2.564
Bolsa Mexicana de Valores	5.917.106	4.753.874	63.329,8	48.999,4	473.752	533.976
Bolsa y Mercados Argentinos	13.836.957	5.562.292	7.593,1	4.342,1		
CME Group	207.777.713	204.317.773	19.384.704,6	19.351.368,7	1.735.102	1.898.108
ICE Futures US	6.223.067	5.597.003	1.018.839,0	450.545,0	47.439	58.273
Matba Rofex	112.830.775	206.120.930	105.563,6	167.752,6	3.901.528	764.351
Asya - Pasifik						
Hong Kong Exchanges and Clearing	1.941.375	1.989.408	182.622,4	196.055,7	28.612	24.811
India International Exchange	923.357				182	
Korea Exchange	108.003.067	87.012.521	1.286.585,4	879.950,0	899.781	740.395
National Stock Exchange of India	736.684.226	617.569.582	776.189,4	622.668,6	3.936.656	2.612.129
Singapore Exchange	25.466.157	23.507.532			132.670	143.921
Taiwan Futures Exchange	413.965	961.762	12.715,1	27.237,7	2.291	3.419
Thailand Futures Exchange	2.803.128	674.060			44.059	39.014
Avrupa-Orta Doğu-Afrika						
Borsa İstanbul	62.724.188	71.230.276	62.881,3	69.562,3	3.006.045	911.606
Budapest Stock Exchange	5.495.124	5.963.561	6.298,9	6.379,9	513.976	618.289
Dubai Gold and Commodities Exchange	12.147.872	20.767.147	80.545,1	107.669,9	2.617.524	312.391
Eurex	613.810	96.299	74.846,2	10.764,6	38.975	20.308
Johannesburg Stock Exchange	35.970.625	44.237.768	41.424,2	47.385,6	3.285.812	6.033.839
Moscow Exchange	847.605.832	438.672.037	856.056,9	468.182,8	3.096.726	2.703.284

Kaynak: (Dünya Borsalar Federasyonu)

Tablo 11'de döviz vadeli işlemlerinin borsalar bazında işlem hacmi, temsili değerleri ve açık pozisyonları yer almaktadır. 2020 yılı itibariyle 847.605.832 işlem hacmi ile Moscow Exchange, 19.384.704,6 milyon dolar temsili değer ile CME Group ilk sırada yer almaktadır. Borsa İstanbul'da döviz vadeli işlemlerinin hacmi 62.724.188, temsili değeri 62.881,3 milyon dolar ve açık pozisyonu 3.006.045'tir.

Tablo 12. Emtia Vadeli İşlemlerinin Borsa Bazında İşlem Hacimleri

Borsa	İşlem Hacmi		Temsili Değeri (Milyon Amerikan Doları)		Açık Pozisyonu	
	2020	2019	2020	2019	2020	2019
Amerika						
B3 - Brasil Bolsa Balcão	2.615.894	1.611.906	20.648,4	13.299,2	77.643	67.672
Bolsa de Valores de Colombia	298	319	1,9	3,2	46	220
CME Group	992.046.293	987.210.733	47.765.842,1	53.625.837,4	13.814.153	15.293.843
ICE Futures US	78.287.820	79.931.938	1.676.968,0	1.705.295,0	1.997.476	1.970.998
Matba Rofex	1.480.053	1.574.212	9.325,0	6.699,3	53.898	54.064
Asya - Pasifik						
ASX Australian Securities Exchange	843.099	484.745	29.256,0	29.192,6	168.925	94.987
Bursa Malaysia Derivatives	14.606.684	10.704.273	240.170,3	147.213,9	165.594	228.997
Dalian Commodity Exchange	2.150.006.720	1.330.650.938	16.723.082,0	9.897.379,7	7.939.716	8.749.415
Hong Kong Exchanges and Clearing	353.979	658.688	8.501,9	27.440,6	1.374	3.175
India International Exchange	772.388	947.865			186	601
Indian Commodity Exchange	25.340.455	88.194.493	1.851,9	5.929,2		6.788
Japan Exchange Group	6.653.187		253.544,7		170.561	
Multi Commodity Exchange of India	218.187.811	304.492.934	1.154.960,9	1.080.132,7	185.115	207.447
National Stock Exchange of India	34.368	174.488	327,3	1.033,8	43	57
NZX Limited	281.800	294.391	1.374,0	1.306,5	42.837	32.870
Shanghai Futures Exchange	2.102.822.994	1.411.969.733	22.681.386,1	13.923.058,3	6.536.608	5.748.273
Singapore Exchange	20.791.823	17.876.782			930.703	762.601
Taiwan Futures Exchange	260.508	200.864	5.084,8	3.327,7	1.479	1.313
Thailand Futures Exchange	10.839.317	7.623.264			34.475	71.079
Zhengzhou Commodity Exchange	1.661.264.959	1.081.884.660	9.202.437,1	5.677.061,2	7.682.150	4.154.431
Avrupa-Orta Doğu-Afrika						
BME Spanish Exchanges	202	63	1.374,9	284,8		
Borsa İstanbul	157.669.915	58.571.990	40.747,0	11.750,9	1.843.362	481.607
Dubai Gold and Commodities Exchange	447.624	596.749	6.238,2	7.647,6	17.253	1.613
Euronext	15.818.263	12.649.666	211.544,6	152.436,1	651.780	488.458
ICE Futures Europe	503.927.593	446.403.874	19.576.112,3	25.218.890,1	9.391.412	9.593.693
Johannesburg Stock Exchange	3.219.382	3.206.466	62.094,7	50.547,7	125.413	114.681
London Metal Exchange	148.815.279	170.515.165	15.018.810,8	17.365.736,1	2.043.809	2.169.638
LSE Group	440	1.066	16,2	44,8	160	200
Moscow Exchange	849.424.742	654.931.145	369.808,6	444.334,1	1.676.170	3.067.866
Nasdaq Nordic and Baltics	672.056	542.557	24.071,5	32.864,7	215.914	195.551
The Saint-Petersburg International Mercantile Exchange	43.974	9.374	341,7	244,9	1.715	363

Kaynak: (Dünya Borsalar Federasyonu)

Tablo 12’de emtia vadeli işlemlerinin borsalar bazında işlem hacmi, temsili değerleri ve açık pozisyonları yer almaktadır. 2020 yılı itibariyle 2.150.006.720 işlem hacmi ile Çin’de bulunan Dalian Commodity Exchange (Dalian Emtia Borsası), 47.765.842,1 milyon dolar işlem hacmi ile CME Group ilk sırada yer almaktadır. Borsa İstanbul’da emtia vadeli işlemlerinin hacmi 157.669.915, temsili değeri 40.747 milyon dolar ve açık pozisyonu 1.843.362’tir.

İKİNCİ BÖLÜM

2. VADELİ İŞLEM PİYASALARI İLE SPOT PİYASALAR ARASINDAKİ VOLATİLİTE İLİŞKİSİ

2.1. Volatilite Kavramı

Volatilite (oynaklık), değişkenlerin değerlerinin belirli bir ortalama değere göre çok yüksek artış veya azalışlar göstermesidir. Finansal piyasalardaki oynaklık ise, herhangi bir menkul kıymetin veya endeksin değerinde belli bir dönemde ani artış veya azalışlar olmasıdır. İstatistik anlamında oynaklık, bir veri setindeki gözlemlerin aritmetik ortalama etrafındaki dağılımının veya yayılımının bir ölçüsüdür (Özdemir 2011: 39).

Volatilite, temelde belirsizliğin bir fonksiyonudur. Volatilite, aynı menkul kıymet veya piyasa endeksinden elde edilen getiriler arasındaki standart sapma veya varyans kullanılarak ölçülebilir. Genellikle, volatilite ne kadar yüksekse, piyasaların güvenilirliği o kadar risklidir (Bhowmik 2013: 1).

Finansal piyasalarda volatilite, finansal varlıkların getirisini temsil eden zaman serisinin varyansı olarak tanımlanabilir. Volatilite, finansal varlıkların fiyatlarının ortalama değer etrafındaki dalgalanmalarının büyüklüğünün ve sıklığının ölçüsüdür (İşeri ve Kaçmaz 2017: 172).

Varyans, bir değişken veya olasılık dağılımının, gerçekleşmiş veya olası tüm değerlerinin beklenen değer veya ortalamadan uzaklıklarının karelerinin ortalamasıdır. Volatilite ise, belirli bir zaman aralığında gözlenen değer değişiminin standart sapması, varyansın kareköküdür (Koy 2016: 91).

Volatilite, finansal varlıkların fiyatlarının adil bir şekilde oluşmamasına ve piyasaların düzgün bir şekilde işlememesine neden olan piyasa dalgalanmasının bir belirtisi olarak kabul edilmektedir. Bir değişkenin sabit olmama durumunu ifade eden volatilite olgusu, pay senedi, pay senedi endeksi, döviz kuru ve enflasyon vb. değişkenlerde sıklıkla gözlenmektedir (Kara 2017: 86-87).

Volatilite, piyasaya gelen bilginin önemi ve sıklığından etkilenmektedir. Yatırımcılar piyasaya ulaşan önemli haberlere dayanarak pozisyon alırlar. Aşağıda volatilitenin yüksek olmasına neden olan faktörler yer almaktadır (Gürbüz 2018: 59);

- Yüksek enflasyon oranları
- Düşük büyüme hızı ve resesyonlar
- Kısa dönemli faiz oranlarında yüksek dalgalanmaların olması
- Ekonomik büyümede dalgalanma olması
- Enflasyon oranlarında yüksek dalgalanmalar
- Yeterli derinlikte olmayan, gelişmekte olan finansal piyasalar.

Volatilite risk yönetiminde temel bir kavramdır. Finansal bir varlığın riski, o finansal varlığın getirilerindeki değişkenlikten kaynaklanır. Finansal piyasalardaki risk kavramı, gerçekleşen getirinin beklenen getiriden sapma olasılığını gösterir (Demirgil ve Kesekler 2019: 1168).

Volatilite, zaman serilerindeki riski ayrıntılı bir şekilde ortaya çıkarmaya diğer bir ifadeyle, zaman serisinin ortalama değerden sapmasını ölçmeye yarayan bir yaklaşımdır. Finansal zaman serilerinde meydana gelen büyük değişimleri büyük değişimler, küçük değişimleri ise küçük değişimler izlemektedir. Bu durum volatilitenin en belirgin göstergelerindendir (Topaloğlu 2020: 35).

Finansal piyasalarda varlıkların getirisi ile birlikte varlıkların riskine de önem verilmesi, söz konusu riskin yönetilmesini gerekli kılmıştır. Volatilite riski, birçok finansal felaketin meydana gelmesinde başlıca rol oynamıştır. Volatilite riski, finansal varlıkların fiyat ve değerlerinde meydana gelen dalgalanmalardan kaynaklanan volatilitenin belirsizliği olarak tanımlanabilmektedir (Telçeken vd. 2019: 205).

2.2. Pay Senedi Piyasa Volatilitesi

Pay senedi piyasasında meydana gelen volatilite, pay senedi getirilerinin koşullu varyansı veya standart sapması olarak ifade edilebilir. Başka bir tanımla pay senedi piyasa volatilitesi, belirli bir süre boyunca pay senedi fiyatlarında ya da pay senedi endeksinde yaşanan iniş ve çıkışlar anlamına gelmektedir (Kara 2017: 89).

Volatilite, finans alanında önemli bir kavramdır. Volatilitenin neden başlı başına önemli bir konu olduğuna dair birkaç neden ileri sürülmüştür. Birincisi, varlık fiyatları zaman içinde keskin bir şekilde dalgalandığında, bir gün veya daha kısa bir süre gibi farklılıklar gösterdiğinde, yatırımcılar bu değişikliklerin açıklamasının temel ekonomik faktörler hakkındaki bilgilerde olduğunu kabul etmekte zorlanabilirler. Bu durum, sermaye piyasalarına olan güvende bir erozyona ve pay senedi piyasalarına olan sermaye akışının azalmasına yol açabilir. İkinci olarak, firmaların sermaye yapısının volatilitesi, iflas olasılığını belirlemede önemli bir faktördür. Belirli bir sermaye yapısı için oynaklık ne kadar yüksekse, temerrüt olasılığı da o kadar yüksek olur. Üçüncüsü, oynaklık alış-satış marjını belirlemede önemli bir faktördür. Pay senedinin oynaklığı ne kadar yüksekse, piyasa yapıcının alış ve satış fiyatları arasındaki fark o kadar geniş olur. Pay senedinin oynaklığı böylece piyasanın likiditesini etkiler. Dördüncü olarak, ekonomik ve finansal teori, tüketicilerin riskten kaçındığını öne sürüyor. Bu nedenle, belirli bir ekonomik faaliyetle ilişkili artan risk, yatırım için olumsuz sonuçlara, o faaliyete katılım seviyesinin azalmasına yol açar (Daly 2008: 2378).

Bir ülkenin pay senedi piyasasındaki volatilitenin bir diğer ülkenin pay senedi piyasasındaki volatilitayı etkilemesi, volatilitenin yayılma etkisi olarak adlandırılmaktadır. Pay senedi piyasa volatilitesi, gelişmekte olan ülkelerde gelişmiş olan ülkelere göre daha fazladır. Gelişmekte olan ülkelerin pay senedi piyasalarında volatilitenin yüksek olması finansal istikrarsızlıkla bağlantılıdır (Kaya 2015: 1).

Herhangi bir sektörde meydana gelen bir kriz, o sektöre bağlı olan endeksin volatilitelerini artırmasının yanı sıra diğer endekslerin volatilitelerinde de artışa neden olabilmektedir. Örneğin, bankacılık sektöründe meydana gelen bir kriz mali sektörü ve buna bağlı olarak da mali endeks volatilitelerini doğrudan etkilemektedir. Endeksler arasında volatilite geçişi olması durumunda diğer endeksler mali endeksten dolayı olarak etkilenebilirler (Koy ve Ekim 2016: 3).

Pay senedi fiyatlarında volatilitenin artması pay senetlerini ve dolayısıyla pay senedi piyasasını riskli hale getirmektedir. Volatilitenin yüksek olması, pay senedi fiyatlarının aşırı yükselebileceğini gösterdiği gibi aşırı düşebileceğini de göstermektedir. Bu nedenle pay senetlerinin fiyatlarında volatilitenin artması, pay

senedi yatırımcılarını riske sokmaktadır. Risk üstlenen pay senedi yatırımcıları yüksek kazanç elde edebilecekleri gibi zarar da edebilmektedir (Özdemir 2011: 41).

Portföy Teorisi'ne göre yatırımcılar karar alırken riski göz önünde bulundururlar. Ayrıca risk ve getirinin yanında volatilité de yatırımcı için önemlidir. Çünkü volatilité, yatırımcılar için piyasa risklerini gösteren bir öncü gösterge niteliğindedir. Yatırımcılar, piyasada aşırı volatilité gözlemlediklerinde riskten korunmak için portföylerini volatiliteden daha az etkilenecekleri endekslere veya sektörlere kaydırırlar (Yıldırım ve Sakarya 2019: 168-169).

Vadeli işlemlerin borsa oynaklığı üzerindeki etkisine ilişkin tartışma hala ihtilaflıdır. Diğer bir deyişle, vadeli işlem piyasalarının dayanak spot piyasaları etkileyip etkilemediği konusu yaygın olarak kabul görmemektedir. Endeks vadeli işlemlerine yapılan eleştirilerin başında, pay senedi endeksi vadeli işlemlerinin getirilmesinin borsa oynaklığını artırdığı konusu gelmektedir. Diğerleri ise pay senedi endeksi vadeli işlemlerinin getirilmesiyle ilişkili önemli bir oynaklık etkisinin olmadığını ileri sürmektedirler. Genel olarak, vadeli işlemler ve borsa oynaklığı arasındaki bağlantının çok karmaşık olduğu söylenebilir (Floros ve Vougas 2006: 147).

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. İlk olarak, 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 yansıtır, ancak literatür vadeli işlem piyasalarının piyasa derinliğini artırdığı ve spot piyasa oynaklığını azalttığı argümanlarını sunar. Vadeli işlem piyasalarının spot piyasa oynaklığını azaltmasının olası bir açıklaması finansal risktir (Floros ve Vougas 2006: 147).

Bhowmik ve Wang, dünyadaki çeşitli finansal piyasalarda sistematik inceleme yöntemlerini kullanarak pay senedi piyasasının getirisi ve oynaklığı üzerine yapılan çalışmalara odaklanan kapsamlı bir literatür sunmaktadır. Pay senedi piyasası getirisi ve oynaklık analizi, nispeten önemli ve gelişmekte olan bir araştırma alanıdır (Bhowmik ve Wang 2020: 13-14).

Ekonomik küreselleşme bağlamında, özellikle güncel uluslararası finansal krizin etkisinden sonra, borsa benzeri görülmemiş dalgalanmalar yaşamıştır. Bu oynaklık, borsanın belirsizliğini ve riskini artırmış ve borsanın normal işleyişine zarar vermiştir. Bu belirsizliği azaltmak için, pay senedi endeksi getirilerinin oynaklığını doğru bir şekilde ölçmek özellikle önemlidir. Aynı zamanda borsanın küresel ekonomideki önemli konumu nedeniyle borsanın faydalı gelişimi odak noktası haline gelmiştir. Bu nedenle, pay senedi endeksi getirilerinin oynaklığını ölçmek için oynaklığın teorik ve literatürdeki yeterli bilgisine ihtiyaç duyulmaktadır (Bhowmik ve Wang 2020: 1).

Oynaklık, ekonomik ve finansal araştırmalarda sıcak bir konudur. Oynaklık, finansal piyasaların en önemli özelliklerinden biridir. Doğrudan piyasa belirsizliği ile ilgilidir ve işletmelerin ve bireylerin yatırım davranışlarını etkiler. Finansal varlık getirilerinin oynaklığı üzerine bir çalışma aynı zamanda modern finansal araştırmaların temel konularından biridir ve bu oynaklık genellikle getiri oranının varyansı ile tanımlanır ve ölçülür. Bununla birlikte, mükemmel piyasa oynaklığını tahmin etmek zor bir iştir ve çeşitli model ve tekniklerin mevcudiyetine rağmen, hepsi tüm borsalar için eşit şekilde çalışmaz. Bu nedenle araştırmacılar ve finansal analistler, piyasa getirileri ve oynaklık tahminlerinde böyle bir karmaşıklıkla karşı karşıyadırlar (Bhowmik ve Wang 2020: 1-2).

Finansal piyasa oynaklığı, esas olarak varlıkların beklenen gelecekteki değerinden sapma olarak yansıtılır. Olasılık, yani oynaklık, bir varlığın gelecekteki fiyatının belirsizliğini temsil eder. Bu belirsizlik genellikle varyans veya standart sapma ile karakterize edilir. Şu anda akademik dünyada bu ikisi arasındaki ilişki için iki ana açıklama var: Kaldıraç etkisi ve oynaklık geri besleme hipotezi. Kaldıraç, genellikle olumsuz haberlerin ortaya çıkması, pay senedi fiyatının düşmesi, kaldıraç faktöründe bir artışa yol açması ve dolayısıyla pay senedi oynaklığının derecesinin

artması anlamına gelir. Diğer taraftan, oynaklık geri bildirimi, gelecekte kaçınılmaz olarak daha yüksek riske yol açacak öngörülemeyen pay senedi oynaklığı olarak tanımlanabilir (Bhowmik ve Wang 2020: 2).

Borsada fiyat hareketlerini etkileyen birçok faktör vardır. Birincisi, para politikasının son derece önemli olan pay senedi piyasası üzerindeki etkisi vardır. Bir yıl içinde gevşek para politikası uygulanırsa, borsa endeksinin yükselme olasılığı artacaktır. Öte yandan, bir yıl içinde nispeten sıkı bir para politikası uygulanırsa, borsa endeksinin düşme olasılığı artacaktır. İkinci olarak, faiz oranlarının serbestleştirilmesinin risksiz faiz oranları üzerindeki etkisi vardır. Büyük küresel sermaye piyasalarına bakıldığında, risksiz faiz oranlarındaki değişimin mevcut borsalar ile daha büyük bir korelasyon olduğu görülecektir. Genel olarak, faiz oranları yükselmeye devam ettiğinde risksiz faiz oranı yükselecek ve borsaya yatırılan sermayenin maliyeti aynı anda yükselecektir (Bhowmik ve Wang 2020: 2).

2.2.1. Pay Senedi Piyasasında Volatiliteye Neden Olan Faktörler

Pay senedi fiyat hareketlerini etkileyen, enflasyon, piyasanın ekonomik gücü, psikolojik faktörler, arz ve talep (likidite), şirketin geleceğinin belirsizliği ve pay senedi fiyatı ile ilgili son bilgiler gibi çeşitli faktörler bulunmaktadır. Bilgi akışı, volatilité ile ilgili pay senedi fiyat hareketlerinde hayati bir faktördür. Kısa vadeli getiri oynaklığının ana kaynağının kamuya açık bilgi olduğu öne sürülmektedir. Yatırımcılar anında gelen bilgilere tepki verir ve yorumlar, piyasa fiyatlarını yukarı veya aşağı ayarlar, piyasada yüksek dalgalanmalara (oynaklık) yol açarlar. Dalgalanma, ticaret hacmi ve ticaret fırsatları ve çeşitli piyasa ve piyasa dışı bileşenlerle de ilişkilidir. Pay senedi getirisi oynaklığının davranışı, ekonomik ve kurumsal değişikliklerden etkilendiğinden, piyasa liberalizasyonunun pay senedi getirilerinin oynaklık kalıpları üzerinde de etkisi vardır. Pay senedi piyasaları birbiriyle bütünleşiktir ve bu nedenle bilgi akışları doğrudan fiyat değişimlerinin varyansı ile ilişkilendirilir. Piyasalar arasında bilgi akış hızının artması ile piyasa liberalizasyonu, piyasadaki oynaklığı artırabilir veya azaltabilir (Mamtha ve Srinivasan 2016: 209-210).

Finansal piyasaları geliştirmekte olan Türkiye gibi ülkelerde siyasi ve ekonomik belirsizlikler yatırımcılar arasında risk algısının artmasına yol açmaktadır. Bu belirsizlik ortamı ve yüksek volatilité finansal piyasaların gelişmesine engel

olmaktadır. Bir piyasadaki riski belirlemek için volatilitenin ölçülmesi kadar önemli olan diğer bir konu volatilitenin kaynağını tespit etmektir. Volatilitenin en önemli nedenleri arasında ekonomide yaşanan belirsizlikler, piyasalardaki olumlu ya da olumsuz beklentilerin artması, politik istikrarsızlık ve makroekonomik faktörler gösterilebilir (Çavdar ve Aydın 2017: 698).

Artan belirsizlik ortamında yatırımcılar sermaye tahsisi, finansal korunma ve portföy çeşitlendirmesi gibi kararları etkileyen fiyat volatilitelerine büyük önem vermektedirler. Küreselleşme ile birlikte birbirine entegre olan finansal piyasaların birinde ortaya çıkan volatiliteler, eş zamanlı olarak diğer finansal piyasaları da etkilediği için yatırımcıların kararlarında belirleyici olabilmektedir (Sakarya ve Akkuş 2018: 352).

Pay senedi fiyatlarında meydana gelen volatilitenin, firmaların değerine etki ettiği düşünülen makroekonomik faktörlerdeki birtakım hareketlerden kaynaklandığı ileri sürülmektedir. Diğer taraftan pay senedi fiyatlarını etkileyen faktörler arasında firma performansı, yönetim değişikliği, kar payı dağıtımı, pay başına kazanç, beklenen getiriler gibi firmaya özgü faktörler de yer almaktadır. Ayrıca, vadeli işlem ve spot piyasa fiyatları arasında bir ilişkinin olduğu düşünülürse, söz konusu piyasaların volatiliteleri arasında da bir ilişki olabilecektir (Kara 2017: 93-94).

2.2.1.1. Kaldıraç Etkisi

Bir pay senedinin veya piyasa portföyünün fiyatı ile volatilitesi arasındaki ilişkide; negatif bir şokun aynı büyüklükteki pozitif bir şoka oranla pay senedinin veya piyasanın volatilitelerini daha çok arttırdığı ileri sürülmekte ve bu durum ‘asimetri’ olarak ifade edilmektedir (Kara 2017: 94).

Herhangi bir pay senedinin fiyatındaki artışın, pay senedinin fiyatındaki volatiliteleri ters yönde etkilediği, yani volatiliteleri azalttığı savunulmaktadır. Pay senedi değer kaybettiğinde ise pay senedi fiyatındaki volatiliteler artmaktadır. Ama bazı çalışmacılar, volatilitenin kaldıraç etkisi ile açıklanamayacak kadar büyük olduğu sonucuna ulaşmışlardır (Gürbüz 2018: 62).

2.2.1.2. Ekonomik Konjonktür ve Finansal Krizler

Ekonomilerde yaşanan finansal ya da ekonomik krizlerin pay senedi piyasasındaki volatilitiyi artırdığı varsayılmaktadır. Pay senedi piyasasındaki volatilitenin, pay senedi fiyatlarının düşmesiyle birlikte resesyon süresince artmaya devam ettiği ifade edilmektedir. Ekonomik krizle birlikte ortaya çıkan belirsizlik, pay senedi piyasasındaki volatilitiyi de artırmaktadır (Gürbüz 2018: 61).

Pay senedi fiyatlarında meydana gelen düşüşün ardından pay senedi piyasasındaki volatilitenin yüksek seviyelere ulaşması halinde, ekonominin geleceğine ilişkin belirsizlikler artmakta ve bu durum ekonomik krizin habercisi olarak değerlendirilmektedir. Diğer taraftan, pay senedi piyasasında normal kabul edilen bir seviyenin altındaki volatiliteler de yatırımcıların daha fazla risk almasına sebebiyet vererek finansal kriz olasılığını arttırabilmektedir. Ancak, durgunluk ve finansal kriz dönemleri boyunca pay senedi piyasasındaki volatilitenin artma eğilimine girdiği gözlenmektedir (Kara 2017: 95-96).

2.2.1.3. İşlem Hacmi

Borsa ve işlem hacmindeki dalgalanmalar, bilgi akışından etkilenir. Hacim ne kadar yüksekse, yayılma o kadar dardır, sonuç olarak daha az kayma ve daha az oynaklık olur. İşlem hacmi, fiyat hareketlerini etkinleştirdiği veya devre dışı bıraktığı için borsadaki kritik bilgi parçası olarak adlandırılır. Pay senedi fiyatları genellikle piyasadaki mevcut bilgiler aracılığıyla pozitif ticaret hacminden etkilenir. Yatırımcıların beklentilerindeki bir revizyon, genellikle işlem hacminde bir artışa yol açar ve bu da yatırımcıların haberlere tepkisinin toplamını yansıtır. Alım satım yapılabilir bir varlığın fiyatı, işlem hacmi ve oynaklığı arasındaki pozitif ilişkiyi destekleyen kapsamlı ampirik çalışmalar bulunmaktadır. Fiyat ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi açıklamak için çeşitli teorik modeller geliştirilmiştir. Tüm bu modeller fiyat, işlem hacmi ve oynaklık arasındaki pozitif ilişkiyi savunmaktadır. Benzer bir şekilde, hacmin getiriye tepkisinin asimetrik doğası (volatiliteler), fiyatın yükselmesi durumundaki işlem hacminin, fiyatın düşmesi durumundaki işlem hacminden daha yüksek olması ile açıklanmıştır (Bhowmik 2013: 12).

Pay senedi getirisi ile işlem hacmi arasındaki dinamik ilişki, volatiliteden etkilenebilir. Pay senedi piyasasındaki volatilitenin, portföy dağılımı ve riskten korunma stratejileri üzerinde doğrudan bir etkisinin olması, piyasadaki yatırımcıların yeni bilgiye tepkilerinin bir yansıması olarak ifade edilebilir. Pay senedi fiyatları herhangi bir alım satım faaliyeti sonucunda değişmektedir. Bu nedenle, volatilité ve işlem hacmi arasında pozitif ilişki olduğu ifade edilmekte birlikte, işlem hacminin tek başına volatilitéye neden olup olmadığı veya işlem hacminin volatilitéyi tetikleyip tetiklemediği tartışılmaktadır (Kara 2017: 98-99).

2.2.1.4. Makroekonomik Faktörler

Varlık fiyatlarının genellikle makroekonomik ortam değişikliklerine tepki gösterdiği düşünülmektedir. Dolayısıyla, pay senedi piyasası endeksinin hareketi, ekonomik temellerin dinamiklerinde önemli bir unsur olmakla birlikte, öncü bir makroekonomik gösterge niteliğindedir. Finansal teoriye göre, bir pay senedinin fiyatı, yatırımcının gelecekteki mikro ve makroekonomik beklentilere ilişkin beklentisini yansıtır. Pay senedi piyasası, borç verenler ve borç alanlar arasında finansal aracılık yapılmasına yardımcı olduğu için günümüz ekonomisinin odak noktasıdır. Önemli bir ekonomik kurum olarak borsa, verimli sermaye oluşumunda ve kaynakların etkin dağılımında birincil rolü oynar. İyi yapılandırılmış bir pay senedi piyasası, yerel ve uluslararası sermaye hareketliliği için gereklidir ve verimsiz bir sermaye piyasası ekonomik kalkınmayı sınırlar. Bu nedenle, genel ekonomik büyüme, iyi gelişmiş ve verimli bir pay senedi piyasasının bir ürünüdür (Fernando 2018: 1).

Finans ve ekonomi literatürü, borsa ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi açıklayan teoriler sunmaktadır. Son yirmi yılda, makroekonomik değişkenler ve pay senedi getirileri arasındaki ilişki, hem ekonomi hem de finans bilim adamları arasında çözülmemiş araştırma konusu olmuştur. Finansal ve ekonomik zaman serileri, geçmiş değerlerine, önceki bilgilere bağlıdır ve sabit olmayan varyans sergiler. Finansal varlık fiyatlarındaki oynaklık, zamanla değişen ve aynı zamanda volatilité kümelenmesi olarak da adlandırılan pozitif serisel korelasyona sahiptir. Son on yılda, akademisyenlerin ve araştırmacıların ilgisi, finansal zaman serilerinin volatilitésini modellemeye yönelik olmuştur (Fernando 2018: 2-3).

Pay senedi piyasasının davranışı, ekonominin temel makroekonomik göstergeleri ile ilişkili olmasına rağmen belirsiz, değişken ve olasılıklıdır. Pay senedi piyasasının istikrarı, yüksek makro temellere sahip güçlü sermaye piyasasına ihtiyaç duyar. Uluslararası ticaret, küreselleşme çağında bankacılık ve finans alanlarında borsa verimliliğini değiştirmede kilit rol oynamaktadır. Borsadaki aşırı dalgalanma, uluslararası ticaret ve finansmanı aksatmakla birlikte sermaye piyasasında istikrarsızlık yaratır, para biriminin değerini bozar. Hatta nedensellik ilkesinin geçerli olduğu durumda büyüme ve borsa oynaklığı ters orantılıdır. Gelişmiş bir pay senedi piyasası, dalgalı kur mekanizmasının belirlendiği diğer uluslararası borsalar ile temelde daha rekabetçi olmalıdır. Bir ülkenin para ve ticaret politikası, siyasi gücün ve ekonomik sürecin olduğu bir ortamda, yatırımcıların ve tasarruf sahiplerinin davranış kalıpları bilinmemesine rağmen, borsa oynaklığı üzerinde etkili olan faktörlerinin düzgün çalışmasına yardımcı olur. Ancak politik faktörler parametrik olarak değişebilir (Bhowmik 2013: 1).

Makroekonomik faktörler, borsada işlem gören pay senetleri üzerinde önemli etkilere sahiptir ve bu faktörler, yatırımcıların portföylerini iyi yönetmek için pay senetlerinin değerini etkileyen faktörleri bilmek istemelerinden dolayı pay senetlerini seçmelerine etki etmektedir. Ani değişimler ve makroekonomik değişkenlerin olağandışı hareketleri, gelecekteki kazançların belirsizliği nedeniyle pay senedi getirilerinin dalgalanmasına neden olur. Volatilité, pay senedi / menkul kıymet fiyatlarındaki günlük değişikliklerin yıllık standart sapması kullanılarak ölçülebilen pay senedi fiyatlarındaki risk veya belirsizliktir. Pay senedi fiyatının oynaklığı, piyasadaki eksik bilgilere (yani belirsizliğe) tepki gösteren bir piyasa etkinliği biçimidir (Haider vd. 2017: 61).

Pay senedi piyasası oynaklığı ve makroekonomik temeller arasındaki ilişki sezgisel olarak çekicidir ve ayrıca bu bağlantı noktası için yapılmış birkaç teorik gerekçe vardır. Bununla birlikte, hızla değişen ekonomik ve politik koşullar ve yapısal kırılma sırasında borsa oynaklığını yönlendiren ana faktörlerin ampirik olarak belirlenmesi, bu değişkenler arasında tutarlı ve istikrarlı bir ilişki bulmaya çalışmak analistler için oldukça zordur (Abbas vd. 2019: 1-2).

Gelişmekte olan ekonomilerin düşük ve yavaş büyümesine neden olan yaygın sorunlardan biri, finans sektörünün derinliğinin olmamasıdır. Finansal piyasalar, tasarrufları, tasarruf edenlerden yatırımcılara aktararak ekonomik büyüme ve gelişme sürecinde önemli rol oynasa da, finans sektörünün yüksek istikrarsızlık sorunu piyasanın düzgün işleyişini olumsuz etkilemektedir. Bununla birlikte, borsa oynaklığı ve ekonomik büyüme konusunun bilim adamları arasında hala tartışmalara neden olduğu ve bu nedenle sonuçların karışık olduğu görülmektedir. Pay senedi piyasası oynaklığı, bir finansal varlığın fiyatının zaman içindeki değişiminin bir ölçüsüdür. Esasen fiyat değişikliklerinin yönü ile ilgili değil dağılımı ile ilgilidir. Borsa oynaklığı, bir piyasa portföyüne sahip olan (örneğin, bir borsa endeksi fonu) yatırımcıların karşılaştığı sistematik risktir. Pay senedi piyasası oynaklığının nedenleri tam olarak anlaşılmasa da, bazı yazarlar, artan borsa oynaklığının gelecekteki ekonomik faaliyeti azaltabileceğini öne sürmektedirler (Omoregie vd. 2016: 9-10).

Modern para politikası yapımında, merkez bankalarının üç temel hedefi vardır: fiyat istikrarı, sürdürülebilir ekonomik büyüme ve etkin bir ödeme sistemi ve finansal krizlerin önlenmesi için çoğunlukla uzun vadeli faiz oranlarının istikrara kavuşturulmasıyla elde edilen finansal istikrar (Afshari ve Daraei 2019: 423).

Merkez bankası bağımsızlığının finansal istikrar üzerindeki etkisi hususunda iki karşıt ekonomik teori vardır. İlk görüş, merkez bankasının bağımsızlığının düşük enflasyon ve istikrarlı fiyatlar yoluyla finansal istikrarı artırdığını ileri sürmektedir. Bu açıdan, bağımsız bir merkez bankası finansal istikrarı iki şekilde iyileştirir. Birincisi, merkez bankası, piyasa katılımcılarını gelecekteki olası bir kriz hakkında ihtiyati olarak alarma geçirebilir. Böylece yatırımcılar kriz öncesi davranışlarını ve beklentilerini değiştirirler. Dahası, merkez bankası finansal sistemi yönetmekle görevlendirilirse, finansal piyasalarda gelecekteki çalkantılara karşı önlem alabilirken, bağımlı bir merkez bankası bu önlemleri alma konusunda esnek değildir. İkincisi, politikacıların merkez bankası politikası üzerindeki etkisinin sınırlandırılması, bir mali krizin bağımsız hükümetin yeniden seçim kampanyasında bir mesele olarak kullanılabileceği sorununu ortadan kaldırır (Afshari ve Daraei 2019: 428).

Öte yandan, merkez bankası kredibilitesi paradoksuna vurgu yapan karşıt görüş, merkez bankası bağımsızlığının finansal istikrarsızlığı beslediğini öne sürmektedir. Bu görüş, güvenilir para politikasına sahip bağımsız bir merkez bankasının enflasyon beklentilerini ve uzun vadeli fiyatları ve ücretleri sabitlediğini savunuyor. Güvenilir para politikasına verilen bu içsel tepkiler, fiyatları bir süre için talep baskısına karşı daha az duyarlı hale getirebilir, bu da maliyet ve fiyat yapışkanlığına neden olur ve firmaların kârını geçici olarak artırır. Aynı zamanda, son derece güvenilir para politikası, ekonomideki belirsizlik derecesini azaltır ve piyasa katılımcılarının, sürekli bir ekonomik gerilemenin meydana gelmesi olasılığını azaltır. Daha sonra, daha düşük belirsizlik, daha yüksek varlık fiyatlarına ve borç verme ve borçlanma talebinin artmasına neden olarak varlık ve kredi balonlarına neden olur ve finansal sistemi herhangi bir ekonomik gerilemeye karşı daha savunmasız hale getirir (Afshari ve Daraei 2019: 428-429).

Pay senedi fiyatlarına etki eden temel makroekonomik değişkenler arasında, faiz oranları, enflasyon, döviz kuru vb. sayılabilir. Etkin bir piyasada pay senedi fiyatları piyasaya ulaşan yeni haberlere hızlı bir şekilde tepki vermektedir. Bu durum, pay senedi piyasasındaki volatilitenin, piyasanın geneline ilişkin güçlü bilgiler yansıttığı ve bir ülkenin ekonomik görünümü hakkında önemli bir gösterge olarak kullanılabileceği anlamına gelmektedir. Bu nedenle, pay senedi piyasasındaki volatiliteler ile makroekonomik faktörler arasındaki dinamik ilişki, ülkelerin ekonomik faaliyetlerini ölçmek için kullanılabilir (Kara 2017: 105).

Faiz oranı, yatırımcının yatırım kararlarını alırken davranışını belirleyen en önemli ekonomik faktörlerden biridir. Faiz oranının pay senedi getirilerine etkisi literatürde ampirik olarak test edilmiştir. Enflasyon ve pay senedi fiyatı arasındaki ilişki, mevcut literatürde ampirik olarak kapsamlı bir şekilde test edilmiştir. Enflasyon gibi, pay senedi fiyatları ile para arzı arasında teorik bağlantı bir bağlantı bulunmaktadır. Döviz kuru ile pay senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi açıklamak için çok az teorik yaklaşım vardır (Fernando 2018: 3-4).

Yapılan araştırmalar, nominal faiz oranı ile pay senedi piyasasındaki volatiliteler arasında bir ilişki olduğu sonucunu ortaya koymaktadır. Yüksek nominal faiz oranı pay senedi piyasasındaki volatiliteleri artırmaktadır (Gülbüz 2018: 61).

Enflasyonun, pay senedi getirileri üzerinde etkisi olup olmadığına ilişkin görüş birliği sağlanamamıştır. Enflasyon fiyatlarda istikrarsızlığa ve dolayısıyla yatırım ve üretimde daha yüksek belirsizliğe yol açmaktadır. Bu durum, enflasyon ile reel ekonomik faaliyet arasında negatif bir ilişki olduğunu göstermektedir. Pay senedi fiyatları da gelecekteki ekonomik faaliyetlerden etkilendiği için, enflasyon ve pay senedi fiyatları arasında negatif ilişki olduğunu söylemek mümkündür. Dolayısıyla enflasyon pay senedi fiyatlarını etkilemekte ve pay senedi piyasasında volatiliteye neden olmaktadır (Kara 2017: 111).

Enflasyonun yüksek olduğu ekonomilerde yerli paranın sürekli değer kaybetmesi nedeniyle, yatırımcılar tasarruflarını daha güvenilir olduğunu düşündükleri dövize veya dövize bağlı varlıklara kaydırmaları, dövize olan talebi ve dolayısıyla döviz fiyatlarını artıracaktır. Bu durum diğer yatırım araçlarına olan talepte azalma meydana getirecektir. Dolayısıyla döviz kurundaki artış, pay senetlerine olan talepte azalmaya, pay senedi fiyatlarında volatiliteye neden olacaktır (Kara 2017: 110).

Finans ve ekonomi literatüründe, para arzı ile pay senedi fiyatları arasında ilişki bulunmuştur. Friedman ve Schwartz tarafından sunulan modern para miktarı teorisi, dış şok nedeniyle para arzındaki artışın bir yatırımcının portföyündeki para dengesini değiştirmesine neden olduğunu açıklar. Basit bir ifadeyle, para bir portföye dahil olan diğer finansal varlıklarla rekabet ederek, portföydeki diğer varlıkların bileşimini ve fiyatını değiştirir. Para arzındaki bu artışın, pay senetleri dahil diğer finansal varlıklar için aşırı talebe yol açarken, ilave para bakiyesi yaratması beklenir. Piyasadan gelen yüksek talep baskısı pay fiyatlarının artmasına neden olur (Fernando 2018: 4).

2.2.1.5. Salgın Hastalıklar

İspanyol Gribi, mevcut pandemiden çok farklı bir sosyal, politik ve ekonomik bağlamda ortaya çıktı. İspanyol Gribinin ilk dalgası, I. Dünya Savaşı'nın son aşamalarında 1918 İlkbaharında meydana geldi. Eylül 1918'den Şubat 1919'a kadar süren ölümcül ikinci dalga, savaşın sona ermesi ve askerlerin terhis edilmesiyle bağdaştırıldı. 1918-1919 İspanyol Gribi'nin ABD ekonomisi üzerinde mütevazı etkileri oldu. 1957-1958 ve 1968 influenza pandemileri esnasındaki ABD'deki ölüm oranları, COVID-19'a bağlı ölüm oranlarından daha yüksekti. 1957-1958 salgını, toplam ekonomik aktivite üzerinde yalnızca hafif bir etki yarattı ve çağdaş gözlemciler

tarafından önemli bir makroekonomik faktör olarak görülmedi. Benzer şekilde, ABD istihdamı ve üretimi, 1968 boyunca sağlıklı bir hızla büyüdü ve grip salgınına hiçbir görünür tepki göstermedi. Borsa, 1968'de sadece tek bir gün büyük sıçrama yaşadı. Bu daha yeni salgınlar, COVID-19'un tetiklediği muazzam borsa tepkisine ve ekonomik daralmaya da şaşırtıcı bir tezat oluşturuyor. 1918-1919, 1957-1958 ve 1968 ile karşılaştırmalar, COVID-19'a karşı eşi görülmemiş borsa tepkisinin basitçe virüsün ölümcüllüğüyle açıklanamayacağını göstermektedir (Baker vd. 2020: 9-14).

Özellikle, Aralık 2019'daki Koronavirüs (COVID-19) salgını, küresel makroekonomi ve finans piyasalarına büyük sıkıntılar getirmiştir. Sezgisel olarak, borsa bu salgına ekonomik ve finansal sistemdeki diğer sektörlerden daha hızlı ve doğrudan tepki verir. Nitekim, son zamanlarda yapılan birkaç çalışma, COVID-19 patlamasının pay senedi, altın ve kripto para piyasalarında bundan önceki günlere göre daha büyük dalgalanmalara neden olduğunu doğrulamaktadır. Ancak, tüm bu son araştırmaların Aralık 2019'dan bugüne kadar olan verileri kullanarak küresel borsaların COVID-19 salgınının yalnızca kısa vadeli tepkilerine odaklandığını görüyoruz. Bulaşıcı hastalık salgınının uluslararası pay senedi piyasalarının oynaklığı üzerindeki uzun vadeli etkilerine, özellikle de pay senedi piyasasının kalıcı oynaklığına olan etkisine ilişkin hiçbir çalışma yapılmamıştır (Bai vd. 2020: 1-2).

2.3. Volatilitenin Ölçülmesi

Son zamanlarda volatilité finans alanına sıkça nüfuz etmektedir. Ekonomik risk faktörlerindeki değişim, finansal menkul kıymetlerin fiyatlandırılması için önemlidir ve getiri oynaklığı, opsiyon fiyatlandırması ve portföy tahsisi sorunlarının temel girdisidir. Bu nedenle, varlık ve türev fiyatlandırma teorilerinin yanı sıra alım satım ve riskten korunma stratejilerinin uygulanması ve değerlendirilmesi için doğru ölçümler ve iyi oynaklık tahminleri çok önemlidir. Aynı zamanda, Mandelbrot (1963) ve Fama'ya (1965) dayanan, finansal getirilerin belirgin volatilité kümelenmesi sergilediği bilinen bir gerçektir. Bununla birlikte, yalnızca son on yılda finansal iktisatçılar bu geçici bağımlılıkları daha doğru bir biçimde modellemeye başlamıştır. Önceki çalışmaların büyük çoğunluğu Engle'nin (1982) öncülüğünü yaptığı Otoregresif Koşullu Heteroskedastik (ARCH) çerçevesine dayanırken, günümüzde

volatilite modellemesi üzerine geniş bir literatür bulunmaktadır (Andersen ve Bollerslev 1998: 885).

Literatürde volatilitiyi ölçmek için değişik istatistiksel yöntemler mevcuttur. Ancak son yıllarda volatilite, 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 modellenabilmektedir. Finans ve ekonomik zaman serilerini incelemek için standart GARCH modelinin varyasyonları kullanılmaktadır (Kurt ve Senal 2018: 318).

Klasik doğrusal regresyon modellerinde, hata terimlerinin varyanslarının zaman içinde sabit olduğu varsayılmaktadır. Ancak, hem yatay kesit hem de zaman serisi verilerinin kullanıldığı ekonometrik modellerde ortaya çıkan bulgulara, hata teriminin varyansının değişebildiği gözlemlenmektedir. Literatürde bu durum heteroskedasite (değişen varyans) olarak adlandırılmaktadır. Dolayısıyla, geleneksel zaman serisi modellerindeki sabit varyans varsayımının terk edilerek değişen varyansın ölçümlenebildiği modellere gereksinim duyulmuştur (Yıldız 2016: 90).

Ekonomilerdeki ani değişiklikler belirsizlik ve risk ortamının, dolayısıyla volatilitenin artmasına neden olmaktadır. Bu artan belirsizlik ve risk ortamından korunmak için, piyasalarda meydana gelebilecek olumsuzlukların önceden tahmin edilmesine yönelik olarak volatilitenin ölçülmesi ihtiyacı doğmuştur. Finansal piyasalardaki aşağı ve yukarı yönlü hareketlerin büyüklüğü konusunda yapılan çalışmalar, birçok tekniğin geliştirilmesini sağlamıştır. Daha önce yapılan çalışmalarda, volatilitiyi ölçmeye yarayan varyansın, belirli bir zaman aralığında sabit olduğu varsayılmakta idi. Ancak son zamanlarda yapılan ampirik çalışmalarda yüksek frekanslı veriler kullanıldığından, finansal serilerdeki varyansın sabit olmadığı ortaya çıkmıştır. Bu nedenle sabit varyans varsayımı üzerine kurulan geleneksel zaman serisi modelleri, değişkenler arasındaki ilişkiyi ortaya koyma konusunda yetersiz kalmış, değişen varyans varsayımını kullanan yeni teknikler geliştirilmiştir (Odabaşı 2011: 48).

Zaman serisi üzerinden geliştirilen volatilité modellerinde temel amaç; geçmiş veriler üzerinden hesaplanan standart sapmanın ve türetilen hata terimlerinin yardımıyla gelecek dönemleri tahmin etmektir. Standart sapma tahmininde kullanılan bazı modeller, temel zaman serisi uygulamaları olan otoregresif (ardışık bağımlı) ve hareketli ortalama (moving average) ile bunların birlikte kullanımı olan otoregresif hareketli ortalama (ARIMA) modelleridir. Bu gruba giren modellere örnek olarak tarihsel volatilité modelleri gösterilebilir. Diğer bir model grubu ise finansal ekonometri alanında devrim olarak nitelendirilen kendiyle bağımlı koşullu değişen varyans (Auroregressive Conditional Heteroskedasticity) modelleridir. Bu modeller, 1980'lerden itibaren akademik yazında standart sapmayı tahmin etmede önemli başarılar elde etmiş ve modelin geliştiricisi olan Robert Engel'in 2003 Nobel Ekonomi Ödülü'nü almasını sağlamıştır (Çökelek 2015: 96-97).

Bir başka model grubu, rassal (stokastik) süreç öğelerinin de hesaba katıldığı rassal modellerdir. Bununla beraber, Black ve Shcoles tarafından geliştirilen opsiyon fiyatlama alanında kullanılan modelin, volatilitéyi tahmin etmekte kullanımı sonucunda ortaya çıkan zımni (implied) oynaklık tahminlemeleri de bir başka model grubunu oluşturmaktadır. Ancak bu modelde volatilité, modelin diğer değişkenler bilindiğinde tahmin edilebilmektedir (Çökelek 2015: 97).

Finansal piyasa oynaklığı, varlık fiyatlandırması, varlık tahsisi ve risk yönetimi teori ve pratiğinin merkezinde yer alır. Çoğu modeller, oynaklıkların ve korelasyonların sabit olduğunu varsaysa da, hem akademisyenler hem de uygulayıcılar piyasa oynaklığının zaman içinde önemli ölçüde değiştiğini yaygın olarak kabul etmektedirler. Bu kabul, borsa oynaklığının dağılımsal ve dinamik özelliklerine ilişkin kapsamlı ve canlı bir araştırma programını teşvik etmektedir. Gelişmekte olan bu literatürden öğrendiklerimizin çoğu, temel getiriler için parametrik ARCH veya stokastik volatilité modellerinin tahminine dayanmaktadır. Başka bir deyişle opsiyonların ve diğer türev ürünlerin fiyatlarındaki zımni oynaklıkların analizine dayanmaktadır (Andersen vd. 2001: 44).

2.3.1. Tarihsel Volatilite

Volatilitenin tahmini için en basit model tarihsel volatilitedir. Tarihsel volatilité, finansal varlığın geçmiş dönem getirilerinin varyansının veya standart sapmasının hesaplanması yoluyla, geçmiş dönem fiyat hareketlerinin, gelecekteki fiyat hareketlerinin göstergesi olduđu varsayımına dayanır. Tarihsel ortalama varyans daha çok opsiyon fiyatlamada kullanılmaktadırlar. Tarihsel volatilité modelleri, daha karmaşık zaman modellerini karşılaştırmak için referans noktası olarak kullanılır (Akgün 2016: 21).

Bu tahmin modelleri, tarihi volatilité modelleri ve koşullu volatilité modelleri olarak iki kısmı ayrılabilir. Tarihi volatilité modelleri finansal varlık getirilerindeki volatilitéyi, finansal varlık getiri ortalamalarında görülen değışikliklerle açıklamaya çalışan statik yöntemleri içermektedir. Bu yöntemler; rassal yürüyüş, tarihi ortalama, hareketli ortalama, üstel düzeltme modelleri, üstel ağırlıklı hareketli ortalama modeli (EWMA) ve basit regresyon modeli olarak sayılabilir (Söylemez 2020: 1324).

2.3.2. Zımni Volatilite Modelleri

Opsiyon fiyatlarına bağılı olarak volatilitenin tahmin edilmesinde kullanılan model zımni (implied) oynaklık modelleri olarak adlandırılmaktadır. Bu model, piyasada beklenen volatilitéyi yansıtmaktadır. Pay senedi fiyatları ile zımni volatilité arasında ters yönlü bir ilişki bulunmaktadır. Pay senedi fiyatları düşüş eğilimine girdiğinde zımni volatilité yükselmekte, artış eğilimine girdiğinde de azalmaktadır (Gürbüz 2018: 66).

2.3.3. Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli (EWMA)

Volatilité ölçümünde diğér modellerin aksine, EWMA modeli zaman serisi gözlemlerinde en son gözlem değérlerine öncekilere kıyasla daha fazla üstel ağırlık vermektedir. Bu yöntemde en son gözlem değérine en yüksek ağırlık verilip, geçmiş dönem gözlem değérlerine verilen ağırlığın üstel olarak azaltılması sonucunda, büyük boyutlardaki geçmiş gözlem değérlerinin volatilité üzerindeki etkisinin, bugünkü olumsuz etkileri önlenmiş olur (Telçeken 2014: 34-35).

2.3.4. Otoregresif Hareketli Ortalama Modeli (ARMA)

Otoregresif model (AR), bir zaman serisinin herhangi bir dönemindeki gözlem değerini, aynı serinin ondan önceki belirli sayıda gözlem değerlerine ve hata terimine bağlı olarak açıklayan modeldir. Auto Regressive (AR) modelde, zaman serisinin geçmiş dönem değerleri kullanılarak, zaman serisinin gelecekte alacağı değerler ile ilgili bilgi edinmek mümkün olabilmektedir. AR modelleri, içerdikleri geçmiş dönem gözlem değeri sayısına göre isimlendirilirler. Hareketli ortalama modeli (MA), bir zaman serisinin herhangi bir dönem aralığındaki gözlem değerinin, aynı dönemdeki hata terimi ve belirli sayıdaki geçmiş dönem hata teriminin doğrusal bir birleşimi olarak ifade edildiği modellerdir. Moving Average (MA) modelleri, içerdikleri geçmiş dönem hata terimi sayısına göre isimlendirilirler. Otoregresif Hareketli Ortalama Modeli (ARMA) ise, bir zaman serisinin herhangi bir dönemine ait değerinin, daha önceki belli sayıda gözlem değerinin ve hata terimlerinin bir bileşimi olarak ifade eden modeldir. Bu model, hem otoregresif sürecin (AR) hem de hareketli ortalama sürecinin (MA) özelliklerini taşımaktadır (Şahin 2014: 25-27).

2.3.5. Otoregresif Birleşik Hareketli Ortalama Modelleri (ARIMA)

AR, MA ve ARMA modelleri zaman serilerinin durağan olduğu varsayımına dayalı modellerdir. Uygulamada ise pek çok zaman serisinin durağan olmadığı bilinmektedir. Bu nedenle AR, MA ve ARMA gibi zaman serilerinin durağan olduğu varsayımına dayalı modeller çoğu zaman kullanılamamaktadır. Zaman serilerinin durağan olması, zaman serisinin ortalama, varyans ve kovaryansının zaman içinde sabit olması anlamına gelmektedir. Ancak gerçek hayattan elde edilen ekonomik zaman serilerinin büyük bir kısmı durağan değildir. Zaman serilerinin durağan olup olmadığı otokorelasyon ve birim kök testleriyle belirlenmektedir. Zaman serilerinin durağan olmaması durumunda, durağanlık fark alma işlemiyle sağlanmaktadır. Zaman serilerinin durağan olmaması durumunda, analizlerde kullanılan yöntemlerden en çok bilineni Box-Jenkins (1976) yöntemidir. Bu yöntemin diğer adı ARIMA modelleridir. ARIMA modellerinde ARMA modellerinden farklı olarak fark alma parametresi bulunmaktadır. Bu tür zaman serisi modellerinde, değişken hem kendisinin hem de hata teriminin gecikmeli değerleri tarafından açıklanmaktadır (Taş 2016: 81-83).

2.3.6. Koşullu Değişen Varyans Modelleri

Doğrusal regresyon modelleri varyansın sabit (homoscedasticity) olduğu, hata teriminin varyansının bağımsız değişkendeki değişmelere bağlı olarak değişmediği varsayımına dayanmaktadır. Ancak bu varsayım her zaman sağlanamamakta, hata terimlerinin varyansı sabit kalmayıp, zaman içerisinde bağımsız değişkenle birlikte değişmektedir. Volatilitenin yüksek olduğu dönemlerde, değişkenler ortalama değerlerine göre ani artış veya azalış eğilimi içerisindedirler. Bu nedenle finansal zaman serilerinin ve makroekonomik değişkenlere ait zaman serilerinin hata terimlerinin varyanslarının zaman içerisinde sabit olduğu varsayımı geçerliliğini yitirmektedir. Değişen varyans (heteroscedasticity) olması durumunda otokorelasyon sorunu da ortaya çıkmaktadır. Koşullu değişen varyans modelleri bu problemleri ortadan kaldırarak volatilitenin daha hızlı ve güvenilir olarak tahmin edilmesini sağlamaktadır (Doğru 2015: 58).

Otoregresif koşullu değişen varyans modellerin geliştirilmesindeki temel noktayı, finansal piyasalarda meydana gelen gelişmelerin finansal varlıkların volatilitelerini nasıl etkilediği oluşturmaktadır. Simetrik otoregresif koşullu değişen varyans modellerinin konusunu, piyasaya gelen olumlu bir haber (şok) ile olumsuz bir haberin finansal varlıkların volatilitesi üzerinde aynı etkiye sahip olması durumu oluşturmaktadır. Bu modeller Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modeli, Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modeli, Ortalamada Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH-M) ve Ortalamada Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH-M) modelleridir. Asimetrik otoregresif koşullu değişen varyans modelleri ise piyasaya gelen olumlu bir haber ile olumsuz bir haberin finansal varlıkların volatilitesi üzerinde farklı etkiye sahip olması durumunu incelemektedir. Bu modeller içerisinde öne çıkan modeller ise Üssel GARCH (EGARCH) ve Eşik Değerli ARCH (TARCH) modelleridir (Tuna ve İsabetli 2014: 25).

2.3.6.1. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modeli

Finansal değişkenler arasındaki ilişkilerin çoğunlukla doğrusal olmayan özellikler göstermesi, finansal analizlerde doğrusal modellerin kullanım alanını sınırlamaktadır. Değişken volatiliteye sahip finansal zaman serilerinin analizinde,

varyansın sabit kalmadığı kabul edilmektedir. Zaman serileri analizi, serilerin ancak birçok ön şartı sağlaması halinde anlamlı sonuçlar vermektedir. Bu ön şartlardan biri olan sabit varyansın sağlanamadığı hallerde seriler büyük hata terimlerine sahip olacaktır. Finansal analizlerde kullanılan zaman serileri çoğunlukla sabit varyans şartını sağlayamadığı için bu tür serilerin modellenmesinde Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH (Otoregresif Koşullu Değişen Varyans - Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) yöntemi tercih edilmektedir (Bayraktaroğlu 2014: 122).

Engle 1982 ve 1983'te yaptığı çalışmalarda İngiltere enflasyon verilerini inceleyerek hata terimlerinin varyansının sabit olmadığını ispat etmiştir. Engle tarafından yapılan bu çalışma Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) ismi ile literatüre girmiştir (Güvenek ve Alptekin 2009: 299).

ARCH modeli, koşullu varyansa sahip olan hata terimlerini geçmiş dönem hata terimlerinin karelerinin fonksiyonu olarak ifade edilmektedir. Bu modelde koşulsuz varyans sabit, koşullu varyans ise zaman içerisinde değişim halindedir. ARCH modelinin tesadüfi değişkeninin koşullu ve koşulsuz varyansları arasındaki ayrım ile hatalarının koşullu ve koşulsuz varyansları arasındaki ayrım aynıdır. Bu tanımlamanın yapılabilmesi için ise bir hata terimi gerekmektedir (Yaman ve Koy 2019: 120).

ARCH sınıfı oynaklık modelleri, geçmiş standart sapmalara dayalı modellerin aksine örneklem standart sapmalarını kullanmaz, getirilerin koşullu varyanslarını (ht) kullanır (Gürsakal 2009: 322).

Heteroskedastisitenin standart yaklaşımı, varyansı öngören dışsal değişkeni (x_t) tanıtmaktır. Bilinen bir sıfır ortalamayla model aşağıdaki gibi olabilir (Engle 1982: 988);

$$y_t = \varepsilon_t x_{t-1}$$

Koşullu varyans y_t , σ^2 ' dir. y_t 'nin varyansı basitçe $\sigma^2 x_{t-1}^2$ 'dir ve bu nedenle tahmin aralığı dışsal bir değişkenin evrimine bağlıdır. Soruna yönelik bu standart çözüm, hem koşullu araçların hem de varyansların zaman içinde birlikte gelişebileceğini kabul etmek yerine, değişen varyansın nedenlerine ilişkin bir spesifikasyon gerektirdiğinden yetersiz görünmektedir. Belki de bu zorluk nedeniyle,

farklı varyans düzeltmeleri zaman serisi verilerinde nadiren dikkate alınır (Engle 1982: 988).

Koşullu varyansın serinin geçmişteki gerçekleşmesine bağlı olmasına izin veren bir model, Granger ve Andersen tarafından tanımlanan aşağıdaki iki değişkenli basit doğrusal modeldir (Engle 1982: 988);

$$y_t = \varepsilon_t y_{t-1}$$

Koşullu varyans şimdi $\sigma^2 y_{t-1}^2$ 'dir. Bununla birlikte, koşulsuz varyans sıfır veya sonsuzdur, bu da bunu çekici olmayan bir formülasyon haline getirir, ancak küçük genellemeler bu sorunu önler. Tercih edilen bir model aşağıdaki gibidir (Engle 1982: 988);

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2$$

Bu örnek, otoregresif koşullu heteroskedastisite (ARCH) modeli olarak adlandırılacaktır. Varyans fonksiyonu daha genel olarak şu şekilde ifade edilebilir (Engle 1982: 988);

$$h_t = h(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}, \alpha)$$

Burada p, ARCH işleminin sırasıdır ve α , bilinmeyen parametrelerin bir vektörüdür (Engle 1982: 988).

Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH modelinde hata terimlerinin varyansı önceki dönem hata terimlerinin kareleri ile ilişkilendirilmektedir. Hatanın koşullu varyansının hata teriminin bir önceki gecikme değeri ile ilişkilendirilmesi durumunda, model ARCH(1) olarak ifade edilir. Bu durumda koşullu varyans sadece bir dönem önceki hata teriminin karesine bağlı olmaktadır. Model hata teriminin gecikme uzunluğuna (q) göre genişletilebilmektedir. Böylece hatanın koşullu varyansı hata teriminin q gecikmeli değerlerinin karesi ile açıklanmakta ve ilgili model ARCH(q) olarak ifade edilmektedir (Güzel 2020: 153-154).

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2$$

Literatürde koşullu varyans σ_t^2 , h_t olarak isimlendirilir ve ARCH(q) modeli şu şekilde ifade edilir (Akgün 2016: 27);

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2$$

Σ operatörü kullanırsak eşitlik aşağıdaki şekle dönüşür (Şahin 2014: 31);

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2$$

Denklemlerde yer alan σ_t^2 ilgili değişkenin t zamanındaki koşullu varyansını, u_t ise, hata terimini ifade etmektedir. Denklemlerde hata terimlerinin gecikmeli değerlerinin kareleri kullanılması nedeniyle katsayıların sıfıra eşit veya büyük olması gerekmektedir ($\alpha_i \geq 0$). ARCH modelleri zaman serilerinde volatilitenin analizi ve modellerin geliştirilmesi için bir çerçeve sağlamaktadır. Bununla birlikte ARCH modelleri, bazı kısıtlamaları olması nedeniyle yerini gelişmiş versiyonlara bırakmıştır. ARCH modellerinin kısıtlamaları şöyle sıralanabilir (Güzel 2020: 154);

- Modelde yer alacak hata terimlerinin gecikme sayısını belirleme yöntemlerinin net olmaması.
- Çok fazla sayıda gecikme sayısının model verimliliğini düşürmesi.
- Modelde yer alan katsayıların ($\alpha_i \geq 0$) olma koşulunun ihmal edilmesi ve katsayılara ilişkin çok katı kısıtlayıcı kriterlerin bulunması.
- Önceki dönemlerde meydana gelen negatif ve pozitif şoklara modelde kareleri alınmak suretiyle yer verilmekte, başka bir deyişle negatif ve pozitif şoklar aynı önem derecesine sahip olmaktadır. Pozitif ve negatif şokların asimetri etkisi dikkate alınmamaktadır.
- ARCH modelleri koşullu varyans davranışının belirlenmesine yardımcı olmakla birlikte, seride meydana gelen değişimlerinin kaynağının anlaşılmasına yönelik yeni bir katkı üretmemektedir.

2.3.6.2. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH)

Modeli

Geleneksel zaman serileri ve ekonometrik modeller sabit bir varyans varsayımı altında çalışırken, Engle (1982) tarafından tanıtılmış olan ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedastic) 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: 307).

Tim Bollerslev (1986) tarafından Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity veya GARCH olarak geliştirilen yöntem, bugün en yaygın olarak kullanılan modeldir. Bu model, esasen otoregresif ARCH modelini tamamen otoregresif bir hareketli ortalama modeline genelleştirir. GARCH tahmin varyansı, üç farklı varyans tahmininin ağırlıklı ortalamasıdır. Birincisi, uzun dönem ortalamasına karşılık gelen sabit bir varyanstır. İkincisi, önceki dönemde yapılan tahmindir. Üçüncüsü ise, tahmin yapılan önceki dönemde mevcut olmayan yeni bilgidir. Bu, bir bilgi dönemine dayalı bir varyans tahmini olarak görülebilir. Bu üç tahminin ağırlıkları, varyansın yeni bilgilerle ne kadar hızlı değiştiğini ve uzun vadede ne kadar hızlı eski haline döndüğünü belirler (Engle 2003: 329).

Tim Bollerslev'in 1986 yılında yayınladığı makalede, çok daha esnek bir gecikme yapısına izin veren yeni, daha genel bir süreçler sınıfı olan GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic) tanıtılmıştır. ARCH sürecinin GARCH sürecine genişletilmesi, standart zaman serisi AR sürecinin genel ARMA sürecine genişlemesine çok benzerlik göstermektedir (Bollerslev 1986: 308).

Engle (1982) tarafından sunulan ARCH süreci, koşulsuz ve koşullu varyans arasındaki farkı açıkça kabul eder ve ikincisinin geçmiş hataların bir fonksiyonu olarak zamanla değişmesine izin verir. ARCH modelinin ampirik uygulamalarında, koşullu varyans denkleminde nispeten uzun bir gecikme genellikle aranır ve negatif varyans parametresi tahminleriyle ilgili problemlerden kaçınmak için tipik olarak sabit bir gecikme yapısı kullanılır (Bollerslev 1986: 308).

GARCH modelinde koşullu varyans, hata terimlerinin geçmiş değerlerinin karesine bağlı olmanın yanı sıra geçmişteki koşullu varyanslara da bağlıdır (Yaman ve Koy 2019: 121).

Bollerslev (1986), hata terimlerinin sadece otoregresif süreci takip etmediğini, hareketli ortalamaların da modelde bulunması gerektiğini, diğer bir ifade ile hata terimlerinin ARMA sürecini takip edebileceğini belirtmektedir (Gürbüz 2018: 75).

GARCH (1,1), volatilité modelleri ailesinin en basit ve en sağlam olanıdır. Bununla birlikte, model birçok şekilde genişletilebilir ve değiştirilebilir. GARCH (1,1) modeli bir GARCH (p,q) modeline, yani ek gecikme terimlerine sahip bir modele genelleştirilebilir. Bu tür üst düzey modeller, birkaç on yıllık günlük veriler veya bir yıllık saatlik veriler gibi uzun bir veri aralığı kullanıldığından genellikle yararlıdır. Engle ve Lee (1999) tarafından geliştirilen GARCH (2,2) modelinin "bileşen modeli" olarak adlandırılan belirli bir spesifikasyonu, bu yaklaşım için yararlı bir başlangıç noktasıdır (Engle 2001: 166).

GARCH (1,1) modeli, geniş bir varlık yelpazesinde getiri serilerinin temel istatistiksel özelliklerine basit bir yaklaşım sağlama eğiliminde olduğundan, finansal piyasalarda günler arası dalgalanma kümelenmesini modellemek için bir çalışma alanı olarak ortaya çıkmıştır. Bu nedenle, herhangi bir piyasada oynaklık tahmini için önceden en uygun model olmamasına rağmen, standart volatilité modellerinin tahmin performansı için doğal bir kıyaslama görevi görür (Andersen vd. 1999: 461).

GARCH (1,1) modelinin parametrelerinin kestiriminde ise “En Çok Olabilirlik” (Maximum Likelihood) yöntemi kullanılmaktadır (Yaman ve Koy 2019: 121).

GARCH (p, q) süreci (Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Heteroskedastisite) şu şekilde verilir (Bollerslev 1986: 308-309);

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}$$

$$p \geq 0, \quad q > 0,$$

$$\alpha_0 > 0, \quad \alpha_i \geq 0, \quad i=1, \dots, q,$$

$$\beta_i \geq 0, \quad i=1, \dots, p,$$

$p = 0$ için süreç ARCH (q) sürecine indirgenir ve $p = q = 0$ için ε_t basitçe beyaz gürültüdür. ARCH (q) işleminde koşullu varyans, yalnızca geçmişteki örnek varyanslarının doğrusal bir işlevi olarak belirtilirken, GARCH (p, q) işlemi gecikmeli koşullu varyansların da girmesine izin vermektedir. Bu, bir çeşit uyarlanabilir öğrenme mekanizmasına karşılık gelir. GARCH (p, q) regresyon modeli, ε_t 'lerin doğrusal regresyonu yeniden düzenlenerek elde edilir (Bollerslev 1986: 309);

$$\varepsilon_t = y_t x_t' b$$

Burada y_t bağımlı değişken, x açıklayıcı değişkenlerin bir vektörü ve b bilinmeyen parametrelerin bir vektörüdür (Bollerslev 1986: 309).

En basit ama çoğu zaman çok yararlı olan GARCH süreci elbette ki GARCH (1,1) işlemidir (Bollerslev 1986: 311);

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

Geniş anlamda durağanlık için $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ yeterlidir (Bollerslev 1986: 311).

Tim Bollerslev (1986) tarafından ARCH modeline koşullu varyansın kendi gecikme değeri ilave edilerek Genelleştirilmiş ARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity - GARCH) modeli oluşturulmuştur. Böylece, volatilitenin daha etkin bir şekilde tahmin edilmesi sağlayan GARCH(1,1) modeli;

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

formuna dönüşmektedir. GARCH(1,1) modeli, gecikme değerlerinin eklenmesi ile GARCH(p,q) şeklinde ifade edilebilir. GARCH(p,q) modeli verilerdeki volatilitenin kümelenmelerini yakalama konusunda oldukça yetkin bir model olduğundan daha yüksek dereceden bir modele nadiren ihtiyaç duyulmaktadır. ARCH ve GARCH modelleri doğrusal olmayan modeller için kullanıldığından, EKK (En Küçük Kareler) yöntemi yerine kullanılmaktadır (Güzel 2020: 154-155).

GARCH modeline göre; koşullu varyans, geçmiş dönem hata terimlerinin karelerinin gecikmeli değerlerine ve bağımlı değişkenin geçmiş dönem değerlerine bağlıdır. GARCH, koşullu varyansın, hata terimlerinin gecikmeli değerlerinin yanı sıra koşullu varyansın geçmiş dönem değerleri tarafından da açıklanabildiği dinamik

zaman serisi modelidir. GARCH(p,q) modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Şahin 2014: 32);

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2$$

Σ operatörü kullanırsak eşitlik aşağıdaki şekle dönüşür (Şahin 2014: 32);

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

Varyansın pozitif olması beklendiğinden, regresyon parametreleri ($\alpha, \beta \geq 0$) olması gerekir. Buna karşın varyansın durağanlık koşulunu yerine getirmesi için α ve β 'nin toplamı 1'den küçük olmalıdır. Regresyon parametrelerinin toplamı ($\alpha + \beta$), değişkenlerin geçmiş dönemdeki değişimlerinin, şimdiki değişkenlik seviyesine (volatilité) etkisini ifade etmektedir. Bu değer çoğunlukla 1'e yakındır ve şokların finansal varlıkların getirilerindeki değişkenliğe daha çok etki ettiğine işaret etmektedir (Şahin 2014: 32-33).

GARCH modeli, ARCH modelinin bir takım sakıncalarını ortadan kaldırmasına ve finansal analizlerde yaygın olarak kullanılmasına rağmen, volatilitenin karakteristiklerini açıklamakta yetersiz kalmaktadır. Bu problemlerden biri modelin, hata terimindeki yükseliş ve düşüşlere asimetric olarak cevap verememesidir. Dolayısıyla bu model, finansal varlıkların getirilerinde önemli olduğuna inanılan ve pay senedi getirisinde gözlemlenen kaldıraç etkisini açıklayamamaktadır. Standart GARCH modeli ile ilgili diğer problem ise, regresyon parametrelerinin pozitif olma koşulunun ihlali ile koşullu varyans ve koşullu ortalama arasında geri beslemeye müsaade etmemesidir (Telçeken 2014: 41).

2.3.6.3. Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (EGARCH) Modeli

GARCH modelinde koşullu varyans, hata teriminin gecikmeli değerinin fonksiyonu olarak tanımlanmakta ve koşullu varyansı bulmak için hata terimlerinin karesi alınmaktadır. Bu nedenle hata teriminin pozitif veya negatif olmasının bir önemi kalmamaktadır. Bu durum şokun simetric olmasına neden olmaktadır. Nelson (1991) çalışmasında GARCH modelinin bu eksikliğini dikkate alarak pozitif ve negatif şokların etkilerini asimetric olarak inceleyen EGARCH modelini geliştirmiştir. Bu

modelde koşullu varyansın doğal logaritması, hata teriminin gecikmeli değerinin fonksiyonudur (Gürbüz 2018: 78).

Finansal zaman serilerinde ortaya çıkan volatilité kümelenmesi, GARCH modeli ile etkili bir şekilde tespit edilebilmektedir. Ancak GARCH süreci, negatif ve pozitif şoklarının volatilité üzerindeki etkisini birbirinden ayırmaya yarayan asimetriyi yakalamakta başarısız olduğu için Nelson (1991) tarafından volatilité yapısındaki asimetriyi dikkate alan Üssel GARCH (EGARCH) modeli geliştirilmiştir. EGARCH modelinde finansal piyasalarda oluşan aşağı ve yukarı hareketlerin (negatif ve pozitif şokların) finansal varlıkların gelecekteki volatilitésinin tahmin edilebilirliği açısından aynı etkiye sahip olmama olasılığı dikkate alınmaktadır. Volatilitenin tahmin edilmesinde aşağı doğru hareketler (negatif şoklar), yukarı doğru hareketlere (pozitif şoklara) göre daha etkilidir. "Kaldıraç Etkisi" olarak adlandırılan bu etki ilk olarak Black (1976) tarafından ortaya atılmıştır (Akgün 2016: 30).

GARCH modellerinin önemli sınırlamaları bulunmaktadır. Örneğin, Black (1976) ile başlayan araştırmacılar, pay senedi getirilerinin getiri oynaklığındaki değişikliklerle negatif ilişkili olduğuna dair kanıt buldular. Yani oynaklık, "kötü haberlere" yanıt olarak yükselme eğiliminde ve "iyi haberlere" yanıt olarak ise düşme eğilimindedir (Nelson 1991: 349).

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 σ_t^2 , t anında verilen ε_t bilgisinin koşullu varyansı olacaksa, açık bir şekilde negatif olmamalıdır. GARCH modelleri, pozitif rastgele değişkenlerin σ_t^2 lineer kombinasyonunu (pozitif ağırlıklarla) yaparak bunu sağlar. Nelson, zaman fonksiyonunda ve gecikmeli z_t 'lerde, $\ln(\sigma_t^2)$ 'yi doğrusal hale getirerek, σ_t^2 'nin negatif olmamasını sağlamak için başka bir doğal yöntem benimsemektedir (Nelson 1991: 350).

Bunun için uygun fonksiyon şöyledir (Nelson 1991: 350);

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_t + \sum_{k=1}^{\infty} \beta_k g(z_{t-k}), \quad \beta_1 \equiv 1,$$

Burada $(\alpha_t)_t = -\infty, \infty$ ve $(\beta_k)_k = 1, \infty$ gerçek, stokastik olmayan, sayısal dizilerdir (Nelson 1991: 350).

Pay senedi getirileri ile oynaklık değişiklikleri arasındaki asimetric ilişkiyi sağlamak için $g(z_t)$ değeri, z_t 'nin hem büyüklüğünün hem de işaretinin bir fonksiyonu olmalıdır. Bazı önemli durumlarda σ_t^2 'nin iyi davranış gösteren momentler verdiğini ortaya çıkaran seçeneklerden biri $g(z_t)$ 'yi, z_t ve $|z_t|$ 'nin doğrusal bir kombinasyonu yapmaktır (Nelson 1991: 351);

$$g(z_t) \equiv \theta z_t + \gamma[|z_t| - E|z_t|]$$

Yapı gereği $\{g(z_t)\}_t = -\infty, \infty$ sıfır ortalamaya sahiptir. $g(z_t)$ 'nin iki bileşeni θz_t ve $\gamma[|z_t| - E|z_t|]$ 'dir ve her biri sıfır ortalamaya sahiptir. z_t 'nin dağılımı simetrik ise, iki bileşen ortogonal (dikey)dir, ancak elbette bağımsız değildirler. $0 < z_t < \infty$ aralığında $g(z_t)$, z_t ile $\theta + \gamma$ eğimi arasında doğrusaldır ve $-\infty < z_t \leq 0$ aralığında $g(z_t)$, $\theta - \gamma$ eğimi ile doğrusaldır. Böylece $g(z_t)$, koşullu varyans süreci $\{\sigma_t^2\}$ 'nin, pay senedi fiyatındaki artış ve düşüşlere asimetric olarak yanıt vermesine izin verir (Nelson 1991: 351).

Varyans etkisinin simetrik olduğunu kabul eden ARCH ve GARCH modellerinde, aynı büyüklükteki pozitif veya negatif şokların volatilité üzerinde aynı etkiye sahip olduğu varsayılmaktadır. Diğer bir ifadeyle bu modeller volatilitenin sadece büyüklüğünü ele almaktadır. Buna karşılık olumlu veya olumsuz bir haberin, finansal piyasalarda algılanması ve volatilité üzerindeki etkisi farklı olmakta, azalış yönündeki dalgalanmalar artış yönündeki dalgalanmalardan daha fazla volatilitéye sebep olmaktadır. Bu sebeple, kaldıraç etkisi olarak da bilinen ve varyansın asimetric etkisinin varlığını kabul eden bu etkinin belirlenmesine imkan tanıyan EGARCH modeli geliştirilmiştir. EGARCH modelinde koşullu varyans;

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i g(z_{t-i}) + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln(h_{t-j})$$

denklemleri ile tanımlanmakta ve bu denklemde yer alan $g(z_t)$ asimetric tepki fonksiyonu olarak ifade edilmekte ve aşağıdaki şekilde gösterilmektedir (Taş 2016: 91);

$$g(z_t) = \theta z_t + \gamma[|z_t| - E|z_t|]$$

Denklem’de $z_t = \frac{u_t}{\sigma_t}$, standart hale getirilmiş hata terimini göstermektedir.

EGARCH modelinde asimetrinin bulunabilmesi için $g(z_t)$ ’nin işaret ve büyüklük etkisini gösteren terimleri de içermesi gerekmektedir (Gülbüz 2018: 78).

$g(z_t)$ tepki fonksiyonunda yer alan θ , hata teriminin işaretinin koşullu varyans üzerindeki etkisini, γ ise şokun büyüklüğünün koşullu varyans üzerindeki etkisini göstermektedir. $\theta < 0$ ise asimetri etkisi vardır, $\theta = 0$ ise asimetri etkisi yoktur. $\theta < 0$ olması durumu kaldıraç etkisinin varlığını ortaya koymaktadır. Bu durum kötü haberlerin volatilitiyi, iyi haberlerden daha çok etkilediği şeklinde yorumlanmaktadır. Büyüklük etkisini gösteren γ ’nın ($\gamma > 0$) olması beklenmektedir (Taş 2016: 91).

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 (Taş 2016: 91-92).

2.3.6.4. Eşik Değerli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (TGARCH) Modeli

Zaman serilerindeki asimetriyi tespit etmede kullanılan volatilité 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 (Gülbüz 2018: 78).

TGARCH(1,1) modeli aşağıdaki gibi kurulmaktadır (Taş 2016: 92);

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

Denklemde u_{t-i} için bir eşik değer temel alınarak koşullu varyans modeline eşiği 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 γ_1 parametresinin istatistiksel açıdan anlamlı olup olmamasına bağlıdır (Taş 2016: 92).

Denklemden yer alan parametrelerden γ terimi kaldıraç etkisini (leverage effect) temsil etmektedir. Bu etki asimetrinin göstergesidir. Burada eğer, $u_t < 0$ ise $D_t = 1$, diğer durumlarda $D_t = 0$ olur. TGARCH modeli, işaretine bağlı olarak oynaklık üzerindeki farklı etkiye sahip olan kareli hataların ilk gecikmesinin etkisini ortaya çıkarabilir. TGARCH modelinde, azalan yöndeki volatilité (kötü haberler) $u_{t-1} < 0$, $\gamma + \alpha$ etkisine sahip iken, artan yöndeki volatilité (iyi haberler) $u_{t-1} > 0$, α etkisiyle tanımlanır. 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 (Çökelek 2015: 111-112).

Bu modelde α parametresi ARCH etkisinin, β parametresi GARCH etkisinin ve γ 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, γ parametresinin pozitif olması durumunda yani $\gamma > 0$ ise modelde kaldıraç etkisinden söz edilmektedir (Şahin 2014: 33).

Σ operatörü kullanırsak eşitlik aşağıdaki şekle dönüşür (Akgün 2016: 33);

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i u_{t-i}^2 + \gamma_i D_{i,(t-i)} u_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

Koşullu varyansın pozitif olması, $i=1, \dots, q$ ve $j=1, \dots, p$ için $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $(\alpha_i + \gamma_i) \geq 0$ ve $\beta_j \geq 0$ koşullarının gerçekleşmesine bağlıdır. Modelde yer alan hata terimi u_t , finansal piyasalarda meydana gelen şokları, D_{t-i} ise şokların olumlu veya olumsuz olmasına göre 1 ve 0 değerini alan kukla (dummy) değişkeni ifade etmektedir. u_t 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. Olumlu haberlerin koşullu varyans üzerindeki etkisi α_i iken, olumsuz haberlerin koşullu varyans

üzerindeki etkisi $(\alpha_i + \gamma_i)$ 'e eşittir. Kaldıraç etkisi, γ_i parametresi ile ilgili olup, $\gamma_i \neq 0$ durumu asimetriyi ifade etmektedir. Buna göre $\gamma_i > 0$ ve istatistiksel olarak anlamlı ise kaldıraç etkisi vardır (Akgün 2016: 33).

2.3.6.5. Asimetrik Etkili Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (APARCH) Modeli

Koşullu varyansın volatilité kümelenmesi olgusunu ve kaldıraç etkisini yakalayabilmek için Taylor (1986) ve Schwert (1989) tarafından hata terimlerinin gecikmeli mutlak değerlerin bir dağılımı olarak modellenmesi sonucu oluşturulan bu model, Ding ve diğerleri (1993) tarafından geliştirilmiştir (Odabaşı 2014: 147).

Monte-Carlo çalışması, ARCH modelinin genellikle birçok borsa getirisi verisinde bulunan özel otokorelasyon modelini yakaladığını göstermektedir. Bollerslev'in GARCH'ı ve Taylor / Schwert'in GARCH'ı mutlak değer modelinde bu özelliği üretebilir. Koşullu varyansın Bollerslev'in GARCH'ında olduğu gibi gecikmeli kare getirilerin (artıkların) doğrusal bir fonksiyonu veya koşullu standart sapmanın Taylor / Schwert'in modelinde olduğu gibi gecikmeli mutlak getirilerin (artıklar) doğrusal bir fonksiyonu olduğunu varsaymak için açık bir neden yok gibi görünmektedir. Bollerslev'in GARCH modelini, Taylor/Schwert'in modelini ve literatürdeki diğer modelleri içeren daha genel bir model sınıfı mevcuttur. Genel yapı aşağıdaki gibidir (Ding vd. 1993: 98);

$$\varepsilon_t = s_t e_t \quad e_t \sim N(0,1),$$

$$S_t^\delta = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^q \beta_j S_{t-i}^\delta$$

Burada,

$$\alpha_0 > 0, \quad \delta \geq 0,$$

$$\alpha_i \geq 0, \quad i = 1, \dots, p,$$

$$-1 < \gamma_i < 1, \quad i = 1, \dots, p,$$

$$\beta_j \geq 0, \quad j = 1, \dots, q$$

ARCH modelinin genelleştirilmiş bu versiyonu, özel durumlar olarak diğer modelleri içerir. Bu model Asymmetric Power ARCH modeli olarak adlandırılıp APARCH olarak ifade edilmektedir (Ding vd. 1993: 99).

r_t dağılımının koşullu olarak normal olduğunu varsayarsak, ES_t^δ ve $E|\varepsilon_t|^\delta$ varlığı için koşul (Ding vd. 1993: 99);

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sum_{i=1}^p \alpha_i \{(1 + \gamma_i)^\delta + (1 - \gamma_i)^\delta\} 2^{\frac{\delta-1}{2}} \Gamma\left(\frac{\delta+1}{2}\right) + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$$

Bu koşul yerine getirilirse, $\delta \geq 2$ olduğunda, ε_t 'nin kovaryansı sabittir. Ancak $\delta \geq 2$, ε_t 'nin kovaryansının durağan olması için yeterli bir koşuldur (Ding vd. 1993: 99).

Ding, Granger ve Engle (1993) tarafından geliştirilen ve koşullu varyans üzerindeki asimetriklik etkisini hesaba katan model, asimetrik üslü ARCH (Asymmetry Power ARCH-APARCH) modelidir. Bir APARCH(p,q) modeli aşağıdaki şekilde ifade edilir (Taş 2016: 93);

$$h_t^{\omega/2} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i (|u_{t-i}| - \delta_i u_{t-i})^\omega + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}^{\omega/2}$$

APARCH modelinde, koşullu varyansın güç parametresi olan ω tahmin edilebilmekte ve asimetriyi yakalamak adına δ_i parametresi modele dahil edilmektedir. Bu parametrenin istatistiksel olarak anlamlı çıkması süreçteki asimetriye işaret etmektedir. α_i katsayısının pozitif olma koşulu altında, söz konusu parametrenin negatif değer alması pozitif şokların lehine asimetrik etkiye işaret ederken, değer pozitif olması halinde negatif şokların volatilité üzerinde daha belirgin bir değişikliğe sebebiyet verdikleri anlaşılmaktadır (Odabaşı 2014: 147).

Denklem 'de $\omega > 0$, $t \leq q$, $i=1,2,\dots,t$ için $|\delta_i| \leq 1$ ve tüm $t < i$ için $\delta_i = 0$ koşullarının gerçekleşmesi gerekmektedir. Denklem'de δ kaldırılırsa, ω ise kuvvet parametresidir. Bu model kaldırıcı etkisini modellemek için değiştirilebilir. Üstel dönüşümcü ω 'nin esnekliği, asimetriyi sağlayan δ_i değişkeni ile birleştirilmektedir (Taş 2016: 93).

2.3.7. Çok Değişkenli (Multivariate) GARCH Modelleri

Yukarıda tartışılan Stochastic Volatility (Stokastik Volatilite -SV) modelleri tek değişkenlidir. Bununla birlikte, çok değişkenli oynaklık modellerini incelemek için teorik ve ampirik nedenler vardır. İlk olarak, portföy tahsisi ve varlık fiyatlandırması ancak çok değişkenli bir çerçevede içinde anlamlı bir şekilde tartışılabilir. İkinci olarak, varlık getirileri arasındaki korelasyon, tam verimlilik için eşzamanlı çok değişkenli tahmin gerektirir. Üçüncüsü, çok değişkenli yapısal oynaklık modelleri oynaklık sürecini yönlendiren faktörler hakkında faydalı bilgiler sağlayabilir (Liesenfeld ve Richard 2003: 526).

Birden fazla sayıda değişken olması durumunda ortak yapıyı ölçmek üzere, çok değişkenli (multivariate) GARCH (M-GARCH) modelleri kullanılmaktadır. Çok değişkenli GARCH modelleri, tek değişkenli GARCH modellerine göre daha karmaşık yöntemler içermektedir. Bu karmaşık yapıyı basitleştirmek üzere bazı teknikler geliştirilmiştir (Erdoğan ve Bozkurt 2009: 145-146).

Volatilite kümelenmesi tek değişkenli GARCH modelleri ile incelenebilmektedir. Bir pay senedinin fiyatı beklenmeyen bir haber etkisiyle aniden yükselebilir ve bu etki ile bir süre yüksek seyredebilir. Kümelenme aynı zamanda korelasyonlarda da görülebilmektedir. Kriz dönemlerinde fiyatlar aynı yönde hareket etme eğilimi gösterirken, pay senedi getirilerinin korelasyonları da artma eğiliminde olur. Korelasyonlardaki kümelenme çok değişkenli GARCH modelleri ile incelenebilmektedir. Çok değişkenli GARCH modelleri, koşullu değişen varyans ve kovaryansların zaman içinde değişimlerini dikkate alarak modellenmesini sağlamaktadır (Keçeci 2017: 136).

Son yirmi yılda, çok değişkenli GARCH modelleri etrafında önemli bir literatür geliştirilmiştir. Bunlardan ilki Bollerslev vd. (1988) tarafından ortaya konan VEC modelidir. Ancak bu model çok geneldir ve pratikte uygulanması zordur. Bollerslev vd. (1988), VEC modelinin basitleştirilmiş bir versiyonu olan diagonal (çapraz) VEC modelini önermiştir. Engle ve Kroner (1995), VEC modelinin sınırlı bir versiyonu olarak görülebilecek Baba, Engle, Kraft ve Kroner (BEKK) modelini önermiştir. Daha önce belirtilen modellerde tahmin edilecek çok sayıda parametre olduğundan probleminin üstesinden gelmek için Engle vd. (1990), MGARCH

modellerinin başka bir yaklaşımını tanıttı. Bu modellere faktör GARCH modelleri denir. Alexander (2001) ortogonal-GARCH modelini geliştirdi. Bu model hesaplama açısından basittir. MGARCH'daki diğer bir yaklaşım, koşullu kovaryans matrisini doğrudan modellemek yerine, koşullu varyansları ve korelasyonları modellemektir. Bollerslev (1990), bu modellerin ilk kategorisini, yani sabit koşullu korelasyon (CCC) modelini tanıtmıştır. Engle (2002), koşullu korelasyon matrisinin zamanla değişen olmasına izin veren CCC modelinin bir genellemesini önermiştir. Bu model, dinamik koşullu korelasyon modeli (DCC) olarak adlandırılır. Bu modele artan bir ilgi vardır ve dinamik korelasyon modellemesinde merkezi bir role sahiptir (Belasri ve Ellaia 2017: 385).

2.3.7.1. VEC-GARCH ve DVEC-GARCH Modelleri

Çok değişkenli GARCH modellerine yönelik ilk çalışma Bollerslev, Engle ve Wooldridge (1988) tarafından geliştirilen VEC-GARCH modelidir.

Bollerslev, Engle ve Wooldridge (1988) tarafından geliştirilen çok değişkenli GARCH (p,q) -M modeli, $N \times 1$ boyutlu denklem için aşağıdaki genel formu alır (Bollerslev vd. 1988: 119);

$$\text{vec}H_t = C + \sum_{i=1}^q A_i \text{vec}(\varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i}) + \sum_{j=1}^p B_j \text{vec}(H_{t-j})$$

Burada $\text{vec}(\cdot)$ simetrik bir matrisin alt sütunlarını kümelendiren operatörü belirtir. ε_t , bir $N \times 1$ inovasyon vektörü, C , $\left(\frac{n(n+1)}{2}\right)$ vektör, A_i $i = 1, \dots, q$ ve B_j $j = 1, \dots, p$, $\left(\frac{n(n+1)}{2}\right) \times \left(\frac{n(n+1)}{2}\right)$ matrisleridir (Bollerslev vd. 1988: 119).

Tek değişkenli bir GARCH modelinden n değişkenli bir modele genişletme, n boyutlu sıfır ortalamalı rastgele değişkenlerin (ε_t) koşullu varyans-kovaryans matrisinin, bilgi setinin elemanlarına bağlı olmasını gerektirir. S_{t-1} , ε_t 'nin geçmiş değerleri tarafından üretilen sigma alanı olsun. H_t , S_{t-1} 'e göre ölçülebilir olmasına bağlı olarak, çok değişkenli GARCH modeli şu şekilde yazılabilir (Engle ve Kroner 1993: 3);

$$\varepsilon_t | S_{t-1} \sim N(0, H_t).$$

Burada seçilen S_{t-1} bilgi setinin bir fonksiyonu olarak H_t için parametrelendirme, H_t 'nin her bir elemanının, H_t 'nin elemanlarının p gecikmeli

değerlerine ve zayıf dışsal değişkenlerin $J \times 1$ vektörüne bağlı olmasının yanı sıra ε_t 'nin karelerinin ve çapraz çarpımlarının q gecikmeli değerlerine bağlı olmasına izin verir. Dolayısıyla kovaryans matrisinin elemanları, kareler halinde ve kalıntıların çapraz çarpımlarında bir vektör işlemini takip eder. x_t 'nin yalnızca mevcut ve gecikmeli dışsal değişkenleri içerdiğini varsayarsak formül şu şekilde genişletilebilir (Engle ve Kroner 1993: 3);

$$h_t = vec H_t$$

$$\vec{x}_t = vec(x_t x_t')$$

$$\dot{\eta}_t = vec(\varepsilon_t \varepsilon_t')$$

Burada $vec(\bullet)$, matrisin sütunlarını kümelendiren vektör operatörüdür ve bir parametre olarak yazılabilir (Engle ve Kroner 1993: 3);

$$h_t = C_0 + C_1 \vec{x}_t + A_1 \dot{\eta}_{t-1} + \dots + A_q \dot{\eta}_{t-q} + G_1 h_{t-1} + \dots + G_p h_{t-p}$$

burada C_0 , $n^2 \times 1$ parametre vektörüdür, C_1 , bir $n^2 \times J^2$ parametre matrisidir ve A_i ve G_i , $n^2 \times n^2$ parametre matrisleridir.

Matris gösteriminde (Engle ve Kroner 1993: 3-4);

$$h_t = [C_0 : C_1 : A_1 : \dots : A_q : G_1 : \dots : G_p] \begin{bmatrix} 1 \\ \vec{x}_t \\ \dot{\eta}_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ h_{t-p} \end{bmatrix}$$

$$= F z_t$$

$$= (z_t' \otimes I) vec F$$

$$= Z_t \alpha$$

$$z_t' = (1, \vec{x}_t', \dot{\eta}_{t-1}, \dots, \dot{\eta}_{t-q}, h_{t-1}', \dots, h_{t-p}')$$

$$F = [C_0 : C_1 : A_1 : \dots : A_q : G_1 : \dots : G_p]$$

$$\alpha = vec F$$

$$\text{ve } Z_t = (z_t' \otimes I)$$

Denklemler vec gösterimi olarak adlandırılan bir parametreyi tanımlamaktadır (Engle ve Kroner 1993: 4).

Örnek olarak, dışsal etkiler olmadan basit 2 denklemlilik bir GARCH (1,1) vec modelini düşünülürse, şu şekilde ifade edilir (Engle ve Kroner 1993: 4);

$$h_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{01} \\ c_{02} \\ c_{03} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix}$$

Gereksiz terimler modeli etkilemeden elimine edilebilir ve A_i ve G_i matrislerinin her birinde toplam $\left(\frac{n(n+1)}{2}\right)^2$ benzersiz parametre kalır (Engle ve Kroner 1993: 4).

Varyanslar yalnızca geçmişteki kendi kare artıklarına bağlıdır ve kovaryanslar ise yalnızca geçmişte kalan artıkların çapraz çarpımlarına bağlıdır (Engle ve Kroner 1993: 4).

Vec modelinde, A_i ve G_i matrislerinin köşegen olduğu varsayılırsa, köşegen bir gösterim elde edilir. İki değişkenli durumu göstermek için, köşegen model basitçe aşağıdaki gibi yazılabilir (Engle ve Kroner 1993: 4-5);

$$h_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{01} \\ c_{02} \\ c_{03} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & 0 & 0 \\ 0 & g_{22} & 0 \\ 0 & 0 & g_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix}$$

$$h_{11,t} = c_{01} + a_{11}\varepsilon_{1,t-1}^2 + g_{11}h_{11,t-1}$$

$$h_{12,t} = c_{02} + a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + g_{22}h_{12,t-1}$$

$$h_{22,t} = c_{03} + a_{33}\varepsilon_{2,t-1}^2 + g_{33}h_{22,t-1}$$

Burada gösterilen iki değişkenli modelde, A_i ve G_i matrislerinin her birinde üç serbest parametre vardır ve genel n değişkenli diyagonal modelde her bir matriste $\left(\frac{n(n+1)}{2}\right)$ serbest parametre vardır (Engle ve Kroner 1993: 5).

2.3.7.2. BEKK-GARCH Modeli

Başından beri, finansal uygulamalardaki korelasyon yapılarının merkeziliği nedeniyle, GARCH modelinin çok değişkenli duruma genişletilmesinin çok önemli

olduğu yaygın olarak bahsedilmektedir. Baba, Engle, Kraft ve Kroner'e atıfta bulunularak günümüzde BEKK modeli olarak bilinen modele, genel bir işleyiş sağlamak Engle ve Kroner (1995) için on yıllık zorlu bir çalışma gerektirmiştir. BEKK modeli, düşük boyutlu durumlarda kovaryans matrislerini tahmin etmek için daha kullanışlıdır. Bununla birlikte, en düşük boyutlu durumlar dışında, sayısal optimizasyonla tahmin edilmesi gereken çok sayıda parametre nedeniyle, sınırsız volatilité modelleri hızla çalışmaz hale gelir. Son zamanlarda, yüksek boyutlu oynaklıkların modellemesini kolaylaştırmak için çeşitli stratejiler geliştirilmeye çalışıldığı görülmektedir. Bollerslev, Engle ve Wooldridge'in (1988) " diyagonal modeli " gibi boyutsallığı azaltmaya yönelik ilk özel girişimler, o zamanki büyük ilerlemelere rağmen, tam olarak tatmin edici sonuçlar vermekten uzak kalmıştır. (Diebold 2004: 179).

Herhangi bir parametrenin mantıklı olması için, örnek uzayındaki tüm ε_t ve x_t değerleri için H_t 'nin pozitif tanımlı olması şarttır. Vektör gösteriminde ve hatta köşegen gösterimde bile, bu kısıtlamanın, tahmin sırasında empoze edilmesi bir yana, kontrol edilmesi dahi zor olabilir. BEKK-GARCH modelinde, bu kısıtlamaları kolayca uygulayan ve vec gösteriminin izin verdiği çok az sayıda ilginç modeli ortadan kaldıran yeni bir parametreleme önerilmektedir (Engle ve Kroner 1993: 5);

$$H_t = C_0^* C_0^* + \sum_{k=1}^K C_{1k}^* x_t x_t' C_{1k}^* + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q A_{ik}^* \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' A_{ik}^* + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^p G_{ik}^* H_{t-i} G_{ik}^*$$

Burada C_0^* , A_{ik}^* ve G_{ik}^* , C_0^* ile üçgen köşeli $n \times n$ parametre matrisleridir. C_{1k}^* $J \times k$ parametre matrisidir. K , sürecin toplam büyüklüğünü belirler. Bu gösterim yeterince geneldir ki tüm pozitif tanımsız diyagonal gösterimleri ve neredeyse tüm pozitif kesin vektör temsillerini içerir. Eşzamanlı denklem sistemlerinin tahmini ve analizi için özellikle uygun bir gösterim olan BEKK modeli aşağıdaki gibi formüle edilmektedir (Engle ve Kroner 1993: 5).

BEKK modelini açıklamak için, önce $K = 1$ olan ve dışsal etkileri olmayan basit GARCH (1,1) modelini düşünersek (Engle ve Kroner 1993: 5);

$$H_t = C_0^* C_0^* + A_{11}^* \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_{11}^* + G_{11}^* H_{t-1} G_{11}^*$$

Yukarıda hem vec hem de diyagonal gösterimler için gösterilen iki değişkenli durumda, BEKK modeli şu şekilde olur (Engle ve Kroner 1993: 6);

$$H_t = C_0^* C_0^* + \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix} +$$

$$\begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix}' H_{t-1} \begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix}$$

Denklemde zaman ve GARCH terimlerini gizlersek formül aşağıdaki gibi olmaktadır (Engle ve Kroner 1993: 6);

$$h_{11} = c_{11} + a_{11}^{*2} \varepsilon_1^2 + 2a_{11}^* a_{21}^* \varepsilon_1 \varepsilon_2 + a_{21}^{*2} \varepsilon_2^2$$

$$h_{12} = c_{12} + a_{11}^* a_{12}^* \varepsilon_1^2 + (a_{21}^* a_{12}^* + a_{11}^* a_{22}^*) \varepsilon_1 \varepsilon_2 + a_{21}^* a_{22}^* \varepsilon_2^2$$

$$h_{22} = c_{13} + a_{12}^{*2} \varepsilon_1^2 + 2a_{12}^* a_{22}^* \varepsilon_1 \varepsilon_2 + a_{22}^{*2} \varepsilon_2^2$$

2.3.7.3. CCC-GARCH Modeli

Bollerslev (1990), çok değişkenli GARCH modelinin çözümünde koşullu varyansların yanında koşullu korelasyonları da dikkate alan “Sabit Koşullu Korelasyonlar” (Constant Conditional Correlations, CCC) parametризasyonunu önererek CCC-GARCH modelini geliştirmiştir (Akçalı vd. 2019: 602).

Bu sınıf modeller için koşullu varyans matrisi hiyerarşik bir şekilde belirtilir. İlk olarak, her koşullu varyans için bir GARCH-tipi model seçilir. Örneğin, bazı koşullu varyanslar geleneksel bir GARCH modelini takip edebilirken diğerleri bir EGARCH modeli olarak tanımlanabilir. İkincisi, koşullu varyanslara dayalı olarak, koşullu korelasyon matrisi modellenir (pozitif kesinliğini $\forall_t$ empoze ederek). Bollerslev (1990), koşullu korelasyonların sabit olduğu ve dolayısıyla koşullu kovaryansların karşılık gelen koşullu standart sapmaların çarpımı ile orantılı olduğu bir MGARCH modelleri sınıfı önermektedir. Bu kısıtlama, bilinmeyen parametrelerin sayısını büyük ölçüde azaltır ve böylece tahmini basitleştirir. CCC modeli şu şekilde tanımlanır (Bauwens vd. 2006: 88);

$$H_t = D_t R D_t = \left(\rho_{ij} \sqrt{h_{iit} h_{jjet}} \right)$$

Burada;

$$D_t = \text{diag} \left(h_{11t}^{1/2} \dots h_{NNt}^{1/2} \right)$$

h_{iit} herhangi bir tek değişkenli GARCH modeli olarak tanımlanabilir ve

$$R = (\rho_{ij})$$

$\rho_{ii} = 1, \forall_i$ ile simetrik pozitif tanımlı bir matristir.

R, ρ_{ij} sabit koşullu korelasyonları içeren matristir. Orijinal CCC modeli, D_t 'deki her koşullu varyans için bir GARCH (1, 1) spesifikasyonuna sahiptir (Bauwens vd. 2006: 89);

$$h_{iit} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{i,t-1} \quad i = 1, \dots, N$$

Bu CCC modeli, $N(N+5)/2$ parametreleri içerir. H_t , ancak ve ancak tüm N koşullu varyansları pozitif ve R pozitif tanımlıysa pozitif tanımlıdır. Koşulsuz varyanslar, tek değişkenli durumda olduğu gibi kolayca elde edilir, ancak koşulsuz kovaryansların hesaplanması zordur (Bauwens vd. 2006: 89).

Y_t , $N \times 1$ boyutunda bir vektör ve H_t koşullu kovaryans matrisi olarak tanımlandığında (Bozkurt 2009: 132);

$$y_t = E(y_t | \psi_{t-1}) \in_t$$

$$Var(\in_t | \psi_{t-1}) = H_t$$

H_t pozitif tanımlı olmak üzere, $t-1$ döneminde y_{it} ve y_{jt} arasındaki koşullu korelasyon,

$$\rho_{ijt} = h_{ijt} / \sqrt{h_{iit} h_{jtt}} \quad -1 \leq \rho_{ijt} \leq 1$$

olarak değerlendirilebilir. Ancak koşullu kovaryanslar zamanla birlikte değiştikçe, koşullu korelasyonların da farklılaşacağı beklenir. Ancak bazı durumlarda, koşullu korelasyonların zamandan bağımsız olarak sabit kabul edilebilir. Bu sayede koşullu kovaryanslar,

$$h_{ijt} = \rho_{ijt} \sqrt{h_{iit} h_{jtt}} \quad i = 1, \dots, N, \quad j = 1, \dots, N$$

şeklinde tanımlanabilir. Bu durum hiç kuşkusuz hesaplamalarda kolaylık sağlayacaktır. ω_i pozitif sabit bir sayı ve $\sigma_{it}^2 > 0$ olmak üzere her bir koşullu varyans

$$h_{iit} = \omega_i \sigma_{it}^2 \quad i = 1, \dots, N$$

şeklinde belirlenebilir (Bozkurt 2009: 132).

$$H_t = D_t R D_t$$

şeklindeki tanımlamada, R sabit koşullu korelasyonlar (ρ_{ijt}) , D ise diagonal elemanları koşullu standart sapmalar olan NxN boyutlu matrisler olmak üzere, aşağıdaki gibi bir gösterime ulaşılır (Bozkurt 2009: 132-133);

$$H_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11t}} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22t}} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sqrt{h_{NNt}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} & \dots & \rho_{1N} \\ \rho_{21} & 1 & \dots & \rho_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{N1} & \rho_{N2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11t}} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22t}} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sqrt{h_{NNt}} \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} h_{11t} & \rho_{12}\sqrt{h_{11t}h_{22t}} & \dots & \rho_{1N}\sqrt{h_{11t}h_{NNt}} \\ \rho_{21}\sqrt{h_{22t}h_{11t}} & h_{22t} & \dots & \rho_{2N}\sqrt{h_{22t}h_{NNt}} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{N1}\sqrt{h_{NNt}h_{11t}} & \rho_{N2}\sqrt{h_{NNt}h_{22t}} & \dots & h_{NNt} \end{bmatrix}$$

Bu haliyle koşullu kovaryanslar, sabit koşullu korelasyon varsayımı altında, koşullu standart sapmalarca belirlenmektedir (Bozkurt 2009: 133).

2.3.7.4. DCC-GARCH Modeli

Christodoulakis & Satchell (2002), Engle (2002) ve Tse & Tsui (2002) çalışmalarında sabit koşullu korelasyon GARCH (CCC-GARCH) modelini koşullu korelasyon matrisinin zamana bağlı olduğu yapıda geliştirmişlerdir. Bu modeller Dinamik Koşullu Korelasyon GARCH (DCC-GARCH) modeli olarak isimlendirilmektedir. Christodoulakis ve Satchell (2002) tarafından önerilen model yalnızca iki değişkenli modellere uygulanabilmektedir. Öte yandan Engle (2002) ve Tse & Tsui (2002) tarafından önerilen DCC-GARCH modelleri çok değişkenli ve yüksek boyutlu veri setleri için uygulanabilmektedir (Atmaca 2018: 290).

Dinamik Koşullu Korelasyon GARCH (DCC-GARCH) modeli koşullu korelasyonların zaman içinde değişmesine zemin sağladığı için Sabit Koşullu Korelasyon GARCH (CCC-GARCH) modeline göre daha gerçekçidir. DCC modelinin tahmini iki aşamada gerçekleştirilmektedir. İlk aşamada, tek değişkenli GARCH modelleri yardımıyla, her bir değişken için volatilité yapısı tahmin edilmekte; ikinci aşamada ise, ilk aşamada elde edilmiş standartlaştırılmış kalıntılar kullanılarak zamana göre değişen dinamik korelasyon matrisi elde edilmektedir (Kıraç ve Çiçek 2017: 84).

Koşullu varyans ve korelasyonlara bağlı olan DCC-GARCH modeli, CCC-GARCH modelinin genel bir fonksiyonudur. Zaman içerisinde zaman serilerinde oynaklıklar oluştuğunda, DCC-GARCH modeli, zaman serilerinin oynaklığını analiz ve tahmin etmekte kullanılan en uygun yöntemlerden biridir. Nitekim koşullu kovaryans matrislerini tahmin etmek için daha kapsamlı bilgiler sağlamaktadır. Dinamik bir matris sürecine odaklanan DCC-GARCH modeli Engle (2002) tarafından geliştirilmiştir (Kırkpınar 2019: 142).

Engle 2002 yılında yazmış olduğu makalede, Bollerslev (1990) sabit koşullu korelasyon (CCC) tahmincisinin en iyi bir genellemesi olarak görülebilecek yeni bir çok değişkenli GARCH tahmincisi sınıfını tanıtmaktadır. Bollerslev'in modelinde (Engle 2002: 341);

$$H_t = D_t R D_t$$

$$\text{Burada; } D_t = \{\sqrt{h_{i,t}}\},$$

R, koşullu korelasyonları içeren bir korelasyon matrisidir, bu denklemi şu şekilde yeniden yazarak doğrudan görülebilmektedir (Engle 2002: 341);

$$\varepsilon_t = D_t^{-1} r_t \text{ olduğu için,}$$

$$E_{t-1}(\varepsilon_t \varepsilon_t') = D_t^{-1} H_t D_t^{-1} = R$$

h ifadesi tipik olarak tek değişkenli GARCH modelleri olarak düşünülür; ancak, bu modeller kesinlikle sistemdeki diğer değişkenlerin işlevlerini önceden belirlenmiş değişkenler veya dışsal değişkenler olarak içine alabilir. Basit bir R tahmini, standartlaştırılmış kalıntıların koşulsuz korelasyon matrisidir (Engle 2002: 341).

Engle DCC tahmincisini önermektedir. Dinamik korelasyon modeli, yalnızca R'nin zamanla değişmesine izin vermesi açısından farklılık gösterir (Engle 2002: 341);

$$H_t = D_t R_t D_t$$

R'nin parametreleri, koşullu varyansların bütünlük içinde olması gerekliliği dışında H ile aynı gereksinimlere sahiptir. R_t matrisi korelasyon matrisi olarak kalır (Engle 2002: 341).

DCC modeli aşağıdaki istatistiksel spesifikasyon olarak formüle edilebilir (Engle 2002: 342);

$$r_t | \mathcal{F}_{t-1} \sim N(0, D_t R_t D_t),$$

$$D_t^2 = \text{diag}\{\omega_i\} + \text{diag}\{K_i\} \circ r_{t-1} r_{t-1}' + \text{diag}\{\lambda_i\} \circ D_{t-1}^2,$$

$$\varepsilon_t = D_t^{-1} r_t,$$

$$Q_t = S \circ (u' - A - B) + A \circ \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + B \circ Q_{t-1},$$

$$R_t = \text{diag}\{Q_t\}^{-1} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1}$$

İlk denklemdeki normallik varsayımı bir olabilirlik fonksiyonuna yol açmaktadır. Bu varsayım olmadan, tahminci yine de Quasi-Maximum Likelihood (QML) yorumuna sahip olacaktır. İkinci denklem, her bir varlığın tek değişkenli bir GARCH sürecini takip ettiği varsayımını ifade etmektedir (Engle 2002: 342).

2.3.7.5. Factor GARCH Modeli

Sistematik risk, geleneksel olarak Sharpe tarafından geliştirilen piyasa modeli uygulanarak tahmin edilen CAPM beta kullanılarak ölçülmüştür. Bununla birlikte, genel olarak uygulayıcılar ve araştırmacılar tarafından pay senedi fiyatlarının bir dizi farklı ekonomik faktörden etkilendiği kabul edilmektedir. Bu nedenle, pay senedi getirisinin belirli sayıda ekonomik faktörün doğrusal bir fonksiyonu olduğunu varsayan Arbitrage Pricing Theory'ye (APT - Arbitraj Fiyatlandırma Teorisi), son yıllarda ilginin arttığı görülmektedir (Fiszeder 2007: 1).

Klasik APT modelinde, faktörlerin varyanslarının ve varlık getirilerinin varyanslarının ve kovaryanslarının sabit olduğu varsayılır. APT denklemindeki hata terimi zamanla değişen koşullu varyansa sahipse, beta parametrelerinin sıradan en küçük kareler tahminleri verimli değildir. Jones (2001), heteroskedastisitenin hesaplanmasının APT testlerinde önemli olduğunu göstermiştir. Faktörlerin zamanla değişen koşullu varyanslarını ve varlık getirilerinin koşullu varyanslarını ve kovaryanslarını yakalamak için çok değişkenli bir GARCH modeli uygulanabilir. Bununla birlikte, modelin uygun formülasyonunu bulmak kolay değildir. Çok değişkenli bir GARCH modelinin bazı spesifikasyonları için, birkaç seri için bile parametreleri tahmin etmek ve APT modelindeki faktörlerin sayısını test etmek zordur.

Engle, Ng ve Rothschild (1990), Engel (1987) tarafından sunulan faktör GARCH modelini uygulamıştır (Fiszeder 2007: 2-3).

$y_t \in R^N$, koşullu ortalama vektörü μ_t ve kovaryans matrisi H_t ile varlık getirilerinin bir vektörü olmak üzere, H_t 'nin, t değıştikçe nasıl değıştiğini aşğıdaki formülle hesaplamak mümkündür (Engle vd. 1990: 214-215).

$$H_t = \sum_{k=1}^K B_k B_k' \lambda_{kt} + \Omega$$

Burada Ω , bir $N \times N$ pozitif yarı tanımlı matris, B_k 'ler doğrusal bağımsız (skolastik olmayan) $N \times 1$ vektörleri ve λ_{kt} 'ler pozitif rastgele değışkenlerdir. $K < N$ ve hatta N 'den çok daha az olması istenir (Engle vd. 1990: 215).

Varlık getirileri için tipik bir faktör modeli (Engle vd. 1990: 215);

$$y_t = \mu_t \sum_{k=1}^K g_{kt} f_{kt} + v_t$$

Burada;

$$\begin{aligned} \mu_t g_{kt} &\in \mathcal{F}_{t-1}, & \forall k, t, \\ E_{t-1}(f_{kt}) &= 0, & \forall k, t, \\ E_{t-1}(f_{kt} f_{jt}) &= 0, & \forall j \neq k, t, \\ E_{t-1}(v_t) &= E_{t-1}(v_t \mid f_{1t}, \dots, f_{Kt}) = 0 & \forall t, \\ E_{t-1}(v_t v_t') &= \Omega. \end{aligned}$$

f_{kt} 'ler, tüm varlıkların getirilerini etkileyen faktörlerdir, v_t , kendine özgü seslerin bir vektörüdür ve g_{kt} 'ler faktör yüklerinin zamanla değışen vektörleridir (Engle vd. 1990: 215).

λ_{kt} 'leri değıştirmek için kullanılabilecek koşullu getiri varyanslarına sahip portföyler her zaman oluşturulabilir. Yani H_t , yeniden yazılabilir (Engle vd. 1990: 216);

$$H_t = \sum_{k=1}^K B_k B_k' \theta_{kt} + \Omega^*$$

Burada, θ_{kt} 'ler N varlığın bazı portföylerinin koşullu varyanslarıdır ve Ω^* , zamanla değişmeyen bir N x N matrisidir (Engle vd. 1990: 216).

$$\theta_{kt} \equiv \alpha_k' H_t \alpha_k = \lambda_{kt} + s_k$$

$$\text{Burada, } s_k = \alpha_k' \Omega \alpha_k, \quad \Omega^* = [\Omega - \sum_{k=1}^K B_k B_k' s_k]$$

Ağırlıklar olarak α_k 'lerin kullanılmasıyla oluşturulan portföylere " faktörü temsil eden portföyler " denir. Her bir y_t , ilave getiri olduğu için sıfır net yatırım portföyleridir. Portföy ağırlıkları pozitif veya negatif olabilir. Her portföyün koşullu varyansı, gizli değişkeni λ_{kt} ile mükemmel bir şekilde ilişkilidir. Bu, faktörü temsil eden portföylerdeki bilgilerin, münferit varlıkların varyanslarını ve kovaryanslarını tahmin etmek için yeterli olduğunu ifade etmektedir. Granger, Robins ve Engle'nin (1984) terminolojisinde, faktörü temsil eden portföyden bireysel varlıklara varyansta nedensellik olduğunu belirtmişlerdir. Bu özellik, yapılması çok daha kolay olan faktörü temsil eden portföylerin koşullu varyanslarının dinamik davranışını inceleyerek H_t 'nin dinamiklerini araştırmayı sağlamaktadır (Engle vd. 1990: 217).

2.3.7.6. Orthogonal GARCH Modeli

Farklı bir yaklaşım, Ortogonal GARCH (O-GARCH) veya temel bileşenler GARCH yöntemidir. Temel bileşenler yaklaşımı ilk olarak Ding (1994) tarafından GARCH türü bağlamında uygulanmıştır. Kısa bir süre sonra, Alexander ve Chibumba (1996) güçlü bir şekilde ilişkili O-GARCH modelini tanıtmıştır. Bundan sonra, O-GARCH, finansal verilerin koşullu kovaryanslarını modellemek için popüler bir seçim olmuştur, çünkü esas olarak model büyük kovaryans matrisleri için uygulanabilir olmaya devam etmektedir. Son zamanlarda model, Alexander (1998, 2001) tarafından yapılan uygulamalarla birlikte daha da geliştirilmiştir (Van Der Weide 2002: 549-550).

Temel bileşen analizi (principal component analysis-PCA), her kategoriden anahtar risk faktörlerini çıkarmak için kullanılır ve her kategori için kovaryans matrisini oluşturmak için ortogonal GARCH modeli veya ortogonal EWMA modeli uygulanır. Daha sonra ikinci aşamada, temel bileşen analizinden elde edilen faktör ağırlıkları, orijinal sistem için büyük bir kovaryans matrisini birbirine 'eklemek' için kullanılır. Yöntem sadece iki kategori için açıklanmıştır. Birinci kategoride m değişken ve ikinci kategoride n değişken olduğunu varsayalım. Önemli olan boyutlar

değildir. Önemli olan, her bir risk faktörü kategorisinin uygun şekilde birbirine bağımlı olmasıdır, bu yüzden bu, kategoriye ayrı ve ilişkili bir kategori olarak haklı çıkarır (Alexander 2002: 344).

İlk olarak, her kategorinin temel bileşenlerini hesaplanır. $P = (P_1, \dots, P_r)$ ve ayrı olarak $Q = (Q_1, \dots, Q_s)$, burada r ve s , her kategorinin temsilinde kullanılan temel bileşenlerin sayısıdır. Genellikle r ve s , m 'den çok daha az olacaktır. Sırasıyla birinci ve ikinci kategorilerin PCA'sında elde edilen normalize edilmiş faktör ağırlıkları matrisleri $A (m \times r)$ ve $B (n \times s)$ ile ifade edilir. Daha sonra, "kategori içi" kovaryanslar sırasıyla AD_1A' ve BD_2B' tarafından verilir; burada sırasıyla D_1 ve D_2 , her sistemin temel bileşenlerinin tek değişkenli GARCH veya EWMA varyanslarının köşegen matrisleridir (Alexander 2002: 344).

İki sistemdeki temel bileşenlerin kovaryanslarının matrisi $r \times s$, C ile ifade edilir, yani, $C = \text{cov}(P_i, Q_j)$ 'dir. Bu "kategoriler arası" kovaryans matrisi, ikinci kez ortogonal EWMA veya ortogonal GARCH kullanılarak hesaplanır, şimdi $r + s$ temel bileşenlerinin sistemi $P_1, \dots, P_r, Q_1, \dots, Q_s$ 'dir. Orijinal sistemin çapraz kategori kovaryansları daha sonra ACB' tarafından verilecek olup, orijinal sistemin tam kovaryans matrisi aşağıdaki gibidir (Alexander 2002: 344-345);

$$\begin{pmatrix} AD_1A' & ACB' \\ (ACB')' & BD_2B' \end{pmatrix}$$

D_1 ve D_2 , pozitif elemanlara (temel bileşenlerin varyansları) sahip diyagonal matrisler olduğundan, faktör içi kovaryans matrisleri AD_1A' ve BD_2B' her zaman pozitif yarı kesin olacaktır. Ancak, aşağıdaki kısıtlama geçerli olmadıkça, orijinal sistemin tam kovaryans matrisinin pozitif yarı kesinliğini garanti etmek her zaman mümkün değildir (Alexander 2002: 345);

$$| \text{corr}(P_i, Q_j) | \leq (rs)^{-1/2}$$

Örneğin, her bir kategoriye temsil etmek için üç temel bileşen kullanılırsa, her bir O-GARCH (veya O-EWMA) korelasyonu mutlak değerinde $1/3$ 'ü geçmezse, büyük kovaryans matrisi pozitif yarı kesin olacaktır. Ancak açıkça, modelde daha fazla temel bileşen kullanıldıkça bu kısıtlamanın ihlal edilmesi daha olasıdır ve bu, yalnızca birkaç temel bileşenin kullanılması gerektiğinin başka bir nedenidir (Alexander 2002: 345).

O-GARCH modeli dolaylı olarak, gözlenen verilerin bir ortogonal matris aracılığıyla doğrusal olarak bir dizi ilişkisiz bileşene dönüştürülebileceğini varsayar.

Bu gözlemlenmemiş bileşenler, Engle ve Rothschild'in (1990) Faktör (G) ARCH yaklaşımındakine benzer şekilde, belirli bir ekonomiyi veya pazarı yönlendiren bir dizi ilişkisiz faktör olarak yorumlanabilir. Bununla birlikte, diklik varsayımı çok kısıtlayıcı görünmektedir. Aslında, bir dizi ilintisiz ekonomik bileşenle bir bağlantı varsa, ilişkili matris neden ortogonal olsun? O-GARCH modelinin ayrıca tanımlama problemlerinden muzdarip olduğu bilinmektedir, çünkü matrisin tahmini tamamen koşulsuz bilgiye (örnek kovaryans matrisi) dayanmaktadır. Örneğin, veriler zayıf bir korelasyon sergilediğinde, model gerçekten ortogonal olan bir matrisi tanımlamada belirgin zorluklar yaşamaktadır (Van Der Weide 2002: 550).

Van Der Weide'nin (2002) makalesinde önerilen çok değişkenli GARCH modeli, en iyi O-GARCH modelinin doğal bir genellemesi olarak görülebilir. Açıkça, ortogonal matrisler çok özeldir ve tüm olası ters çevrilebilir doğrusal haritaların yalnızca çok küçük bir alt kümesini yansıtır. Genelleştirilmiş O-GARCH modeli (GO-GARCH), bağlantının herhangi bir olası ters çevrilebilir matris tarafından verilmesine izin verir. Matrisin tahmini, koşullu bilginin kullanılmasını gerektirir ve bu da olası tanımlama sorunlarını çözer. Parametrelerin tahmin edilmesi nispeten kolaydır, böylece çok uygun bir şekilde serbestlik derecelerinde önemli bir artış elde edilir (Van Der Weide 2002: 550).

Çok değişkenli bir GARCH setinde, m-boyutlu sıfır ortalama rasgele değişkenin koşullu kovaryans matrisi, $\mathfrak{S}_{t-1}$ ile gösterilen, t-1 zamanına kadar kurulan bilgi kümesinin elemanlarına bağlıdır. X_t 'nin normal olarak dağıldığını ve koşullu kovaryans matrisi V_t 'nin, $\mathfrak{S}_{t-1}$ 'e göre ölçülebilir olduğunu varsayarsak, çok değişkenli GARCH modeli şu şekilde tanımlanır (Van Der Weide 2002: 550);

$$X_t \mid \mathfrak{S}_{t-1} \sim N(0, V_t)$$

Burada X_t 'nin ikinci dereceden durağan olduğu ve böylece $V = E(V_t)$ olduğu varsayılır. $\mathfrak{S}_t$ bilgi kümesi, X_t 'nin karelerinin ve çapraz sonuçlarının hem gecikmeli değerlerini hem de t zamanına kadar koşullu kovaryans matrislerinin elemanlarını, yani V_t 'nin gecikmeli değerlerini içerir. Çok değişkenli GARCH modellemesindeki zorluk, olası terimlerin tahmini esnasında oldukça genel olan, $\mathfrak{S}_{t-1}$ 'nin bir fonksiyonu olarak V_t 'nin bir parametreleştirmesini bulmaktır (Van Der Weide 2002: 550).

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. PAY SENEDİ ENDEKSLERİ İLE ENDEKS VADELİ İŞLEMLER ARASINDAKİ VOLATİLİTE İLİŞKİSİNİN ANALİZİ

3.1. Çalışmanın Amacı ve Önemi

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

Spot ve vadeli işlem piyasaları arasındaki etkileşimi konu alan çok sayıda ampirik çalışmada, iki piyasa arasındaki etkileşim; vadeli ve spot piyasaların bulunduğu ekonominin gelişmişlik düzeyi, sermaye piyasasının derinliği, ilgili piyasa ve piyasa araçlarının mikro yapısal özellikleri, piyasadaki yatırımcıların nitelikleri ve işlem amaçları gibi bir çok faktöre göre farklılık gösterebilmektedir. Bu konuya ilişkin olarak yapılan inceleme ve çalışmalar sonucunda, üzerinde uzlaşılan bir sonuca ulaşamadığı için çeşitli hipotezlerin gerçek verilerle ampirik olarak sınanması ve değerlendirilmesi gerekmektedir.

Bu çalışmanın konusunu, pay senedi endeksleri ile bu endekslerin dayanak varlık olduğu vadeli işlemler arasındaki volatilitate ilişkisinin analizi oluşturmaktadır. Bu çalışma, spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasındaki volatilitate 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 volatilitate 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 volatilitate ilişkisi olup olmadığı hususu ekonometrik yöntemlerle analiz edilerek, Dünya örnekleri ile kıyaslamalar yapılacaktır. 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 örneđi ile karşılaştırmalar yapılacaktır.

Pay senedi endeksleri, dünyada genellikle pay senedi piyasasının tümünü veya önemli bir kısmını temsil eden ve piyasada alım satımı yapılan pay senetlerinin genel olarak fiyat seviyesini belirleyen temel bir ekonomik gösterge olarak kabul edilir.

Endeks vadeli işlem sözleşmeleri, çeşitli borsa endekslerine dayalı vadeli işlem sözleşmeleridir. Endeks vadeli işlem sözleşmelerinde alım satıma konu olan endeksin (finansal gösterge) niteliđi, miktarı, teslim yeri ve vadesi standart olarak belirlenir.

Pay senedi endeksi vadeli işlem sözleşmesi, nominal değerin endeks değerin belirtilen parasal tutarla çarpımı olarak tanımlandığı, dayanak pay senedi endeksinin nominal değerini satın almak veya satmak için yapılan bir sözleşmedir.

Pay senedi endeks vadeli işlemleri, en çok işlem gören vadeli işlem sözleşmelerinden biridir. Pay senedi endeks vadeli işlemleri geniş tabanlı endekslerden dar tabanlı endekslere kadar değişmektedir. Pay senedi endeks vadeli işlemleri, portföy yatırımcılarının piyasa riskine karşı portföylerini korumasına olanak tanıyan finansal türev yenilikleridir.

Endeks vadeli işlem sözleşmeleri, belli bir pay senedi fiyat endeksinin, gelecekteki bir tarihte fiyatı bugünden belirlenmek şartıyla alınıp satılmasını içermektedir. Diğer bir ifadeyle endeks vadeli işlem sözleşmeleri, belirli bir fiyat, miktar, nitelik ve vadedeki endekslerin alınıp satılması işlemidir.

Bu çalışma, endeks vadeli işlemler ile spot piyasa endeksleri arasındaki volatilité ilişkisinin, hem Türkiye örneğinde hem de Dünya örnekleri temelinde ekonometrik yöntemlerle analiz edilerek, Türkiye ve Dünya örnekleri arasında karşılaştırma ve değerlendirme yapmak suretiyle literatüre katkı sağlaması açısından önemlidir.

3.2. Literatür Taraması

Vadeli piyasaların spot piyasalarla olan etkileşimini konu alan çok sayıda çalışma mevcuttur. Bunlardan en önemlilerine bu çalışma kapsamında özet olarak değinilmiştir.

Khan (2006), Pakistan'daki Karaçi Menkul Kıymetler Borsası (KSE-100) Endeksi ile KSE-100 endeks vadeli işlemler arasındaki volatilité ilişkisini arařtırmak için 1 Ocak 1997 - 9 Aralık 2005 dönemini kapsayan bir çalışma yapmıştır. Çalışma endeks vadeli işlemlere ilişkin verilerin elde edilmeye başladığı 1 Ocak 2003 tarihinden önce ve sonra olmak üzere iki döneme ayrılmıştır. Günlük kapanış fiyatlarının kullanıldığı çalışma, GARCH modeli ile yapılan analizler sonucunda, vadeli işlem ticaretinin spot piyasadaki artan oynaklıktan sorumlu tutulamayacağını göstermiştir. Aksine, sonuçlar vadeli işlemler piyasasındaki oynaklığın, kendi başına volatil yapıda olan spot piyasanın bir sonucu olabileceği şeklindeki alternatif hipotezi desteklemiştir.

Kang ve 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). Zaman serileri, endeks vadeli işlemlerinin başlama tarihinden önceki ve sonraki beşer yıllık iki dönem olmak üzere her bir ülke için 10 yıllık veri dönemini kapsamaktadır. GARCH, GJR-GARCH ve APGARCH modellerini kullanılarak yapılan analizler, endeks vadeli işlemlerin başlamasının Asya borsalarında asimetric volatilitéyi artırdığını ve spot piyasalarda bilgi aktarımının iyileşmesine katkıda bulunmadığını göstermektedir. Ayrıca sonuçlar, vadeli işlem öncesi ve sonrası dönemlerde olumlu ve olumsuz haberlerin tüm Asya borsalarının volatilitesi üzerinde aynı büyüklükte etkiye neden olduğunu göstermiştir.

Öztürk (2008), spot ve vadeli işlemler piyasaları arasındaki volatilité ilişkisini, İMKB 30 ve İMKB 100 endeksleri ile VOB'da işlem gören VOB-İMKB 30 ve VOB-İMKB 100 endeks vadeli işlem sözleşmelerinin 02.01.2006-31.07.2008 dönemine ilişkin gün sonu kapanış değerleri/uzlaşma fiyatlarını GARCH (1,1)-Diagonal-BEKK modeli ile analiz etmiştir. Çalışma sonucunda, İMKB-30, İMKB-100, EVİS-30 ve EVİS-100 günlük getiri volatilitésinin önemli ölçüde bir dönem önceki günlük getiri volatilitesindeki değişimden kaynaklandığı ve spot ve vadeli işlemler piyasaları arasındaki etkileşimin yönünün spot piyasadaki vadeli işlemler piyasasına doğru olduğu belirlenmiştir.

Dikmen (2008), İMKB 30 endeksine dayalı vadeli işlem sözleşmesinin spot piyasa oynaklığı üzerine etkisini 01.01.2002-28.11.2008 dönemi için analiz etmiştir. İMKB 30 endeks getirisinin koşullu varyansı, GARCH modeli ile tahmin edilmiş ve VOB'un faaliyete geçmesiyle yapısal olarak değişip değişmediği test edilmiştir. Çalışmada endeks vadeli işlem sözleşmesinin spot piyasa oynaklığı üzerindeki uzun dönem etkisi dikkate alınmıştır. Elde edilen ampirik bulgulardan, İMKB 30 vadeli işlem sözleşmesinin VOB'da işlem görmeye başlamasının İMKB 30 endeksinin koşullu varyansı üzerinde artırıcı veya azaltıcı herhangi bir etki yapmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Kavussanos, Visvikis, ve Alexakis (2008), Yunanistan'daki endeks vadeli işlemler ve spot piyasa arasındaki volatilité ilişkisini araştırmak için FTSE/ATHEX-20 endeksi ile FTSE/ATHEX Mid-40 endeks sözleşmelerinin Şubat 2000-Haziran 2003 dönemine ait günlük verilerini, VECM-GARCH yöntemleri ile analiz etmiştir. Sonuçlar, araştırma kapsamındaki her iki vadeli piyasa volatilitésinin spot piyasa volatilitésini hakkında bilgi verdiğini fakat spot piyasa volatilitésinin, vadeli piyasa volatilitésini üzerinde etkili olmadığını göstermiştir.

Debasish ve Das (2008), Hindistan'daki endeks vadeli işlemler ile spot piyasa arasındaki volatilité ilişkisini araştırmak için, Bombay Stock Exchange (BSE)'de işlem gören BSE Sensex endeksi ile endeks vadeli işlemleri, Kolmogorov Smirnov 2-örnek testi ve Wilcoxon Rank Sum testi olmak üzere iki istatistiksel test kullanarak analiz etmiştir. Çalışmada, endeks vadeli işlemler ile spot piyasa arasındaki volatilité ilişkisi, endeks vadeli işlemlerin başladığı 2000 yılı öncesi ve sonrası olmak üzere 1996-2007 yılları arasındaki günlük ve aylık kapanış fiyatları dikkate alınmak suretiyle araştırılmıştır. Elde edilen bulgular, spot piyasa günlük getiri volatilitésinin endeks vadeli işlemlerin başlamasından sonraki dönemde arttığını, ancak spot piyasa aylık getiri volatilitésinin endeks vadeli işlemlerden etkilenmediğini göstermiştir.

Mallikarjunappa ve Afsal (2008), Hindistan'daki endeks vadeli işlemler ile spot piyasa arasındaki volatilité ilişkisini araştırmak için, National Stock Exchange (NSE)'de işlem gören S&P CNX Nifty endeksi ile endeks vadeli işlemleri, GARCH modeli ile analiz etmiştir. Çalışmada, endeks vadeli işlemler ile spot piyasa arasındaki volatilité ilişkisi, endeks vadeli işlemlerin başladığı 2000 yılı öncesi ve sonrası olmak

üzere 1995-2006 yılları arasındaki günlük kapanış fiyatları dikkate alınmak suretiyle araştırılmıştır. GARCH modelinde endeks vadeli işlemleri dummy (kukla) değişken olarak kullanılmış ve elde edilen bulgular, endeks vadeli işlemlerin spot piyasa volatilitelerini artıran ya da azaltan bir etkiye sahip olmadığını göstermiştir.

Gökbulut, Köseoğlu ve Atakan (2009), Vadeli İşlemler ve Opsiyon Borsasında işlem gören İMKB 30 endeks vadeli işlem sözleşmelerinin, spot piyasa oynaklığı üzerindeki etkisini, Mart 2001-Şubat 2008 dönemi için günlük veriler kullanarak AR-GARCH yöntemiyle analiz etmiştir. Analiz sonucunda, İMKB 30 endeks vadeli işlemlerinin, spot piyasa oynaklığı üzerinde etkili olmadığı anlaşılmıştır.

Karmakar (2009), Hindistan S&P CNX Nifty Endeksi ve Nifty vadeli işlem sözleşmesi arasındaki volatilité ilişkisini, 2000-2007 dönemi günlük verilerini kullanarak GARCH yöntemi ile incelemiştir. Çalışma sonucunda, sürekli volatilitenin piyasalar arasında çift yönlü yayılmasına rağmen, geçmiş dönemde vadeli işlem piyasasında meydana gelen değişikliklerin, şimdiki spot piyasa volatilitesi üzerindeki etkisinin tek yönlü olarak vadeli işlem sözleşmesinden spot endekse doğru gerçekleştiği anlaşılmıştır.

Lafuente (2009), spot endeks ile endeks vadeli işlemler arasındaki volatilité ilişkisini, S&P 500 pay senedi endeksi ve endeks vadeli işlem sözleşmesinin 17 Ocak 2000-26 Kasım 2002 arasındaki gün içi 15 dakikalık verileri kullanarak VAR modeli ile incelemiştir. Çalışma sonucunda, vadeli piyasasının yeni bilginin gelişine liderlik ettiği ve vadeli piyasa volatilitesinden spot piyasa volatilitesine doğru tek yönlü nedensel bir ilişki olduğu anlaşılmıştır.

Selvam vd. (2009), Hindistan'daki Bombay Menkul Kıymetler Borsası (BSE)'de yer alan SENSEX endeksi ile BSX isimli hassas endekse dayalı vadeli işlemler arasındaki volatilité ilişkisini araştırmıştır. Çalışma, vadeli işlemlerin başladığı tarih olan 9 Haziran 2000 tarihinden öncesi ve sonrası olmak üzere 1 Ocak 1997'den 31 Aralık 2007'ye kadar olan dönemi kapsamaktadır. Günlük kapanış fiyatlarının kullanıldığı çalışmada, GARCH modeli ile yapılan analizler sonucunda, endeks vadeli işlemlerin spot piyasa volatilitesi üzerinde önemli bir etkisinin olmadığı anlaşılmıştır.

Matanovic ve Wagner (2012), Almanya’da spot piyasa volatilitesini modellemek için GARCH modelini kullanarak DAX vadeli işlemlerinin volatilitesini analiz etmiştir. Çalışmada DAX ve CDAX endekslerinin 1970-2009 yılları arasındaki günlük kapanış fiyatları kullanılmış, örneklem DAX vadeli işlem sözleşmelerinin işlem görmeye başladığı 1990 yılı öncesi ve sonrası olmak üzere iki alt örnekleme bölünmüştür. Çalışma sonucunda elde edilen bulgular, vadeli işlemlerin pay senedi endeksinin ortalama koşullu volatilitesi üzerinde dengeleyici bir etkisi olduğunu göstermiştir.

Rajput vd. (2013), Hindistan’daki S&P CNX Nifty endeksi ve endeks vadeli işlemleri arasındaki volatilité ilişkisini, Haziran 2003-Mart 2012 döneminde günlük kapanış fiyatlarını kullanarak, iki değişkenli EGARCH yöntemi ile analiz etmişlerdir. Çalışma, spot piyasadan vadeli piyasaya doğru tek yönlü bir volatilité yayılımının olduğunu göstermiştir.

Tian ve Zheng (2013), Çin’deki CSI 300 pay senedi endeksi vadeli işlemlerinin 16 Nisan 2010 tarihinde piyasada işlem görmeye başlamasının spot piyasa volatilitesi üzerindeki etkisini araştırmıştır. Çalışma 16 Nisan 2007 - 16 Nisan 2013 tarihleri arasındaki, endeks vadeli işlemlerin başladığı 16 Nisan 2010 tarihi öncesi ve sonrası olmak üzere üçer yıllık iki dönemi kapsamaktadır. 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 ve 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 volatilitesinin spot piyasa volatilitesi üzerine yayılımının çok daha belirgin olduğu bulgusuna erişilmiştir. Dolayısıyla, volatilité yayılımına dair elde edilen bulgular neticesinde, bilginin öncelikle futures piyasaya yansıdığı ve endeks futures piyasanın bilgisel olarak spot piyasadan daha etkin olduğu sonucuna varılmıştır.

Ersoy ve 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.

Li (2015), Çin’deki CSI300 endeks vadeli işlemlerinin 2010 yılında piyasaya sürülmesinin, spot piyasadaki fiyat dalgalanmalarını etkili bir şekilde dengeleyip dengelemediğini tespit etmek amacıyla, 16 Nisan 2010'dan 25 Eylül 2014'e kadar olan zaman diliminde CSI300 pay senedi endeksi ve CSI300 pay senedi endeksi vadeli işlemlerinin 1080 günlük kapanış fiyatlarını kullanmıştır. Volatilité yayılma etkilerini incelemek için iki değişkenli VAR-BEKK-GARCH modeli oluşturulmuştur. Ampirik sonuçlar, CSI300 endeks vadeli işlemleri ile spot piyasa arasında çift yönlü bir volatilité yayılma etkisinin var olduğunu, ancak endeks vadeli işlemlerin, spot piyasa volatilitésini daha net bir şekilde etkilediğini, CSI300 vadeli işlemlerinin piyasaya sürülmesinin, borsanın istikrar kazanmasına katkıda bulunduğunu göstermiştir.

Er, Al-Masri ve Adalessossi (2015), Türkiye’de endeks vadeli işlemlerin spot endeks volatilitésini üzerindeki etkisini, Türkiye’de endeks vadeli işlemlerin başladığı 2005 yılından 2015 yılına kadar olan zaman diliminde İMKB 30 endeksi ile İMKB 30 endeks vadeli işlemlerin günlük kapanış fiyatlarını kullanarak, F testi ile analiz etmiştir. Elde edilen bulgular, endeks vadeli işlemlerin, spot endeks getiri volatilitésini üzerinde etkisi olmadığını göstermiştir.

Singh ve Tripathi (2016), Hindistan’daki Bombay Borsasında işlem gören SENSEX endeks vadeli işlemlerinin 10 Kasım 2001 tarihinde başlamasının spot piyasa volatilitésini 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) modeli ve endeks vadeli işlemlerin başlama tarihinden önceki ve sonraki dönemin kukla değişken olarak 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. Çalışmadaki örneklem CSI 300 endeks vadeli işlem sözleşmelerinin işlem görmeye başladığı 2010 yılı öncesi ve sonrası olmak üzere iki alt örnekleme bölünmüştür. GARCH modelinde endeks vadeli işlemler dummy (kukla) değişken olarak kullanılmış ve elde edilen bulgular, endeks vadeli işlemlerin başlangıcından sonraki 5 yılda spot piyasa volatilitésinin arttığını göstermiştir.

Yilgor ve 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. Çalışmadaki örneklem BIST 30 endeks vadeli işlem sözleşmelerinin işlem görmeye başladığı 2005 yılı öncesi ve sonrası olmak üzere iki alt örnekleme bölünmüştür. EGARCH modelinde endeks vadeli işlemler dummy (kukla) değişken olarak kullanılmış ve elde edilen bulgular, endeks vadeli işlemlerin spot piyasa volatilitésini azalttığını göstermiştir.

Karthikeyan ve 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 volatilitésini azalttığını göstermiştir.

Özdemir (2017), pay 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 pay senedi piyasa oynaklığı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

İşeri ve Kaçmaz (2017), BIST 30 endeksi ve BIST 30 vadeli endeksi kapsamında spot ve vadeli işlem piyasaları arasındaki volatilité 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, TARCH, PARCH modelleri ile incelemiştir. Araştırmada elde edilen sonuçlara göre 2011- 2015 yıllarını kapsayan dönemde vadeli piyasaların spot piyasadaki volatilitiyi azalttığı anlaşılmıştır.

Manu (2018), Hindistan Ulusal Menkul Kıymetler Borsası (NSE)'de yer alan dört temel pay 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 volatilitate etkisini araştırmıştır. Endeks vadeli işlemlerin başlangıç tarihinden iki yıl öncesinin ve sonrasının verilerinin yer aldığı ve GARCH (1,1) modelinin kullanıldığı çalışma, endeks vadeli işlemlerin başlamasından sonra spot piyasa oynaklığında bir azalma olduğunu göstermiştir.

Altuntaş (2019), Çin, Türkiye, Hindistan ve Brezilya gibi gelişmekte olan ülkelerde işlem gören endeks vadeli işlem sözleşmelerinin spot endeks değeri üzerindeki etkisini araştırmıştır. Çalışmada Türkiye'den BIST 30, Hindistan'dan S&P CNX Nifty, Çin'den FTSE China A50 ve Brezilya'dan Bovespa endekslerinin 03.02.2014 - 21.09.2018 tarihleri arasındaki günlük kapanış değerleri ile endeks vadeli işlem sözleşmelerinin gün sonu uzlaşma fiyatları kullanılmıştır. Çalışmada, endeks vadeli işlemler ile spot endeksler arasındaki ilişkiler, Johansen eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik testi ile analiz edilmiş, Hindistan ve Çin'de endeks vadeli işlemlerin spot piyasa üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğu, Türkiye ve Brezilya'da ise etkisinin olmadığı tespit edilmiştir.

Okur vd. (2019), Türkiye'deki pay senedi endeks vadeli işlemlerinin pay senedi piyasaları üzerindeki volatilitate etkisini incelemek amacıyla, 1 Eylül 2000 ve 30 Haziran 2010 tarihleri arasındaki BIST 30 ve BIST 100 Endeksi fiyatlarının 5'er dakikalık verilerini kullanmıştır. Çalışmada veri seti, vadeli işlemlerin başladığı Şubat 2005 öncesi ve sonrası olmak üzere iki alt döneme ayrılmıştır. BIST 100 Endeksinin vekil değişken olarak kullanıldığı çalışmada, EGARCH modeli ile yapılan analizler, pay senedi endeks vadeli işlemlerinin piyasaya sürülmesinin ardından spot piyasadaki oynaklıkta bir düşüş olduğunu, ancak oynaklığın sürekliliğinde bir artış olduğunu göstermiştir. Ayrıca sonuçlar, vadeli işlem öncesi dönemde iyi haberlerin kötü

haberlere göre daha az oynaklık yarattığını, ancak farklı türdeki haberlerin vadeli işlem sonrası dönemdeki dalgalanma seviyesi ile aynı etkiye sahip olduğunu ortaya koymuştur.

Rastogi ve Athaley (2019), Hindistan'daki spot endeks, endeks vadeli işlemler ve endekse dayalı opsiyon sözleşmeleri arasındaki volatilité 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 volatilité 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. Türev ürünlerin piyasaya sürülmesinin Nifty Index volatilitesi üzerindeki etkisini analiz etmek için Nifty Junior Index ve Standard & Poor's 500 (S & P 500) Index getirileri vekil değişken olarak alınmıştır. Veriler, dayanak varlığın Nifty Index olduğu endeks vadeli işlemlerin başladığı 12-06-2000 tarihi öncesi ve sonrası ile opsiyonların işlem görmeye başladığı 04-06-2001 tarihi öncesi ve sonrası dönem olarak sınıflandırılmıştır. 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 volatilitesinin azaldığını göstermiştir.

3.3. Metodoloji

Finansal zaman serileri, yüksek oynaklığa sahip karmaşık dinamik bir sistem unsuru içerir, bu da finansal zaman serilerini diğer zaman serisi analizlerinden farklı kılar. Finansal zaman serileri için tanımlanan bazı modeller vardır. Bu modeller, doğru model belirleme, tahmin ve son olarak değerlendirme için çok önemlidir. Pay senedi getirileri, pozitif veya negatif çarpıklık etkisine sahiptir. Bu etki, pay senedi fiyatı getirilerinin simetrisinden sapmayı açıklamak için kullanılır. Pay senedi fiyat

oynaklığını modellemenin artan ilgisi ve çekiciliği nedeniyle özellikle akademisyenler tarafından farklı modeller kullanılmıştır. GARCH-tipi modellerin, oynaklık modellemesi alanı üzerinde daha fazla etkiye sahip olduğu ileri sürülmektedir (Njagi vd. 2018: 47).

Pay senetlerinin değeri, ekonominin sağlığıyla yakından bağlantılı olduğundan, endüstriyel üretim, faiz oranları, para büyümesi gibi makroekonomik belirsizlik ölçümlerinin borsa oynaklığındaki değişiklikleri açıklamaya yardımcı olmasını beklemek doğaldır. Schwert (1989), pay senedi volatilitesinin, ekonomik durgunluk ve finansal krizler sırasında keskin bir şekilde artmasına, ekonomik büyüme sırasında düşmesine rağmen, makroekonomik belirsizlik ve pay senedi volatilitesi arasındaki ilişkinin şaşırtıcı derecede zayıf olduğunu bulmuştur (Bollerslev vd. 1994: 2967).

Mandelbrot (1963), pay senedi getirilerindeki büyük değişiklikleri büyük değişikliklerin, küçük değişiklikleri küçük değişikliklerin izlemesini volatilité kümelenmesi olarak nitelendirmiştir (Bollerslev vd. 1994: 2963-2964).

Finansal piyasa volatilité kümelenmesi, piyasa normale dönmeden önce dalgalı dönemin bir süre daha devam etme eğiliminde olduğunu göstermektedir. Engle (1982) tarafından önerilen ARCH (AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity) modeli, enflasyondaki oynaklığın kalıcılığını yakalamak için tasarlanmıştır. ARCH modelinin daha sonra birçok finansal zaman serisine uyması ve finans üzerindeki yaygın etkisi, Nobel Komitesi'nin 2003 yılında Rob Engle'in çalışmalarını kabul etmesine yol açmıştır. ARCH etkisinin, birçok varlık getiri dağılımının ampirik olarak gözlemlenen kuyruk kalınlığına iyi uyan yüksek basıklığa yol açtığı gösterilmiştir. Negatif getirinin neden olduğu yüksek volatilité ilgili bir fenomen olan kaldıraç etkisi, genellikle koşullu volatilité denklemindeki işarete dayalı bir getiri değişkeni ile modellenir (Poon 2005: 37).

Engle (1982) tarafından tanıtılmalarından bu yana, ARCH modelleri finansal zaman serilerinin modellenmesinde yaygın olarak (ve oldukça başarılı bir şekilde) uygulanmıştır. Nelson (1992), ARCH modellerinin başarısını, oldukça hafif koşullar altında, yüksek frekanslı verilerin, koşullu varyanslar hakkında büyük miktarda bilgi içerdiği şeklinde açıklamaktadır (Nelson ve Foster 1992: 1).

Kısa zaman aralıklarında (günlük veya haftalık) ölçülen finansal piyasa değişkenlerinden elde edilen getiriler ilişkisizdir, ancak bağımsız değildir. Özellikle, birbirini izleyen fiyat hareketlerinin işaretleri bağımsız gibi görünse de, fiyat artışlarının mutlak değeri veya karesi ile temsil edilen büyüklüklerinin zamanla ilişkili olduğu gözlemlenmiştir. Bu fenomen, volatilité kümelenmesi olarak ifade edilir ve serinin oynaklığının zamanla değiştiğini gösterir. Fiyattaki küçük değişiklikleri küçük değişiklikler ve büyük değişiklikleri büyük değişiklikler izler. Volatilité kümelemesi, mutlak getiri değerlerinde güçlü bir otokorelasyonu ifade ettiğinden, volatilité kümelemesini tespit etmek için basit bir yöntem, getiri mutlak değerlerinin otokorelasyon fonksiyonunu hesaplamaktır. Volatilité kümelenmişse, otokorelasyon fonksiyonu, nispeten çok sayıda gecikme için pozitif değerlere sahip olacaktır. Zamanla değişen oynaklığı açıklayan getiri modelleme konusu, finansal ekonometri literatüründe geniş çapta analiz edilmiştir. GARCH modellerinin finansal piyasalarda volatilité kümelenmesini yakalamadaki başarısı, literatürde kapsamlı bir şekilde kanıtlanmıştır (Aas ve Dimakos 2004: 12).

ARCH modeline göre koşullu hata dağılımı normaldir, ancak koşullu varyans, geçmiş kare hataların doğrusal fonksiyonuna eşittir. Bu nedenle, uç değerlerin diğer uç değerler tarafından takip edilmesi eğilimi vardır. Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modeli, mevcut koşullu varyansın geçmişteki koşullu varyansların bir fonksiyonu olmasına izin vermektedir (Bollerslev 1987: 542-543).

Pay senedi getiri serilerindeki oynaklık kümelenmesinin birçok önemli teorik çıkarımı vardır, bu nedenle ARCH metodolojisinin pay senedi getiri varyanslarını ve ortak değişkenleri karakterize eden sayısız ampirik uygulamasının halihazırda ortaya çıkmış olması şaşırtıcı değildir. ARCH etkilerinin genellikle pay senedi piyasalarında oldukça önemli olduğu bulunmuştur. Koşullu ortalama için ARMA (p, q) modellerinin belirlenmesinde olduğu gibi, GARCH (p, q) modellerinin ampirik uygulamalarının çoğu, p ve q gecikme uzunlukları için düşük basamaklar kullanır. Tipik olarak, GARCH (1,1), GARCH (1,2) veya GARCH (2, 1) modelleri benimsenir. Bu kadar az sayıda parametrenin, çok uzun örneklem periyotları boyunca varyans dinamiklerini modellemek için yeterli görüldüğünü belirtmek çok tutarlı bir yaklaşım değildir (Bollerslev vd. 1992: 21-22).

Pay senedi getirileri, çarpıklık biçiminde, ancak aşırı basıklık biçiminde daha belirgin olan normal olmayan koşulsuz örnekleme dağılımları sergileme eğilimindedir. ARCH'deki koşullu normallik varsayımı, bir dereceye kadar koşulsuz aşırı basıklık yaratır, ancak tipik olarak verilerin kalın kuyruklu özelliklerini tam olarak açıklamak için yeterli olmaz. Basıklık problemine bir çözüm, normal dağılımdan daha kalın kuyruklu koşullu dağılımların benimsenmesidir. Baillie ve DeGennaro (1990) ve Jong, Kemna ve Kloek'te (1990) tarafından, koşullu varyans için bir GARCH (1, 1) modeli ile birlikte koşullu t-dağıtılmış hatalar varsayımı benimsenmiştir ve kalın kuyruk özelliğini modellemedeki başarısızlığın, tahmini risk-getiri dönüşümü açısından sahte sonuçlara yol açabileceği bulunmuştur. Pay senedi getiri endekslerindeki aşırı koşullu basıklığı modellemeye yönelik diğer girişimler arasında Nelson'ın (1989) genelleştirilmiş üstel dağılımlı EGARCH modelinin tahminleri yer almaktadır (Bollerslev vd. 1992: 23).

Çoğu durumda, ARCH ve GARCH modelleri, finansal zaman serisi verilerinin değişkenliğini tahmin etmede ve değerlendirmede görünüşte başarılı olsalar da, verilerin bazı önemli özelliklerini yakalayamazlar. Bu modellerde ele alınmayan en ilginç özellik, koşullu varyansın hatalardaki pozitif ve negatif şoklara asimetric olarak yanıt verme eğiliminde olduğu "kaldıraç etkisi" dir. Bu sorunu çözmek için, GARCH modelinin birçok doğrusal olmayan uzantısı önerilmiştir. Nelson (1991), analiz edilen değişkendeki koşullu değişkenliğin logaritmik ifadesine dayanan üstel bir GARCH (EGARCH) modeli önermiştir. Daha sonra, bu yöntemden bir dizi yeni yöntem türetilmiştir. Bunlardan biri, Zakoian (1994) tarafından ortaya atılan Eşik Değerli ARCH (TARCH) yöntemidir. Glosten, Jagannathan ve Runkle (GJR, 1993) tarafından geliştirilen model, pozitif ve negatif şokların volatilité üzerindeki etkisini tahmin etmede en iyisi olarak kabul edildi (Karmakar 2005: 22).

Nelson, pay senedi fiyatı getirilerinin varyansının hem pozitif hem de negatif getirilere farklı tepki verdiğini iddia etmektedir. Pay senedi piyasası, "kötü haber" e "iyi haber" den daha fazla tepki verdiği gözlemlenmiştir. Bu durum, finansal zaman serisi modellerinden kaldıraç etkisine katkıda bulunmuştur. Nelson, pay senedi piyasalarının oynaklığı üzerinde kötü ve iyi haberlerin asimetric etkisinin olduğunu belirtmiştir. Çalışmalarında, kötü haberlerin iyi haberlere kıyasla daha fazla oynaklık yarattığını vurgulamıştır (Njagi vd. 2018: 47).

EGARCH modelinin standart GARCH modelinden temel olarak iki açıdan farklı olduğunu söyleyebiliriz (Engle ve Victor K. Ng 1993: 1753);

- 1- EGARCH modeli, iyi haberlerin ve kötü haberlerin oynaklık üzerinde farklı bir etkiye sahip olmasına izin verirken, standart GARCH modeli bunu yapmaz.
- 2- EGARCH modeli, büyük haberlerin dalgalanma üzerinde standart GARCH modelinden daha büyük bir etkiye sahip olmasına izin verir.

Genel olarak, Üstel GARCH modeli ve GJR modeli, GJR modelinin daha yüksek bir log-olasılığına sahip olmasıyla, pay senedi getirilerinin dinamik davranışını yakalamada diğer tüm modellerden daha iyi performans göstermektedir. Bu farklı volatilité modellerini daha iyi anlamak için, tahmin edilen koşullu varyans serilerinin her biri için ortalama, standart sapma, minimum, maksimum, çarpıklık ve basıklık dahil olmak üzere bazı özet istatistikler üretilir. En iyi modeller, EGARCH modeli ve GJR modeli tarafından üretilen koşullu varyans serisi, zaman içinde en yüksek varyasyona sahiptir (Engle ve Victor K. Ng 1993: 1768).

Ding vd. (1993) asimetrik etkili ARCH (Asymmetric Power ARCH-APARCH) modelini sunmuşlardır. Bir dizi ARCH ve GARCH modeli APARCH modelinin içine yerleştirilmiştir (Tully ve Lucey 2007: 316-317).

ARCH ailesine ek olarak, güç terimi yazar tarafından empoze edilmek yerine model içinde tahmin edilmektedir. Bunun avantajı, verilere bir yapı empoze etmek yerine, APARCH modelinin herhangi bir pozitif değeri içeren bir üstel güç dönüştürme terimine ve böylece neredeyse sonsuz bir dönüşüm aralığına izin vermesidir. Güç terimi, verilerin dönüştürüldüğü araçtır. Güç terimi, aykırı değerlerin etkisini değiştirerek volatilité kümelenmesini yakalar. Geleneksel olarak veri dönüşümleri, kare terimin kullanılması içerir. Bununla birlikte, veriler normal olarak dağılmadığında veya dağılımı ortalama ve varyansla karakterize etmenin başka şekilde mümkün olmadığı durumlarda, kare dönüşümünün kullanılması uygun değildir ve dağılımı yeterince tanımlamak ve daha yüksek momentleri kullanmak için diğer güç dönüşümlerini gerektirmektedir (Tully ve Lucey 2007: 319-320).

Standart GARCH modeli, oynaklığın kalıcılığını ve kümelenmesini yakalama becerisi nedeniyle yaygın olarak uygulanmıştır. Bununla birlikte, doğrusal yapısı korelasyonların yalnızca kare kalıntılarında var olmasına izin verdiğinden, seriye yönelik negatif şoklar ve pozitif şoklar, oynaklığın tahmin edilmesinde aynı etkiye neden olacaktır. Finansal getiri serilerindeki oynaklık, benzer büyüklükteki olumlu olaylara göre olumsuz olaylardan daha fazla etkilenme eğiliminde olduğundan, doğrusal GARCH modeli bu "kaldıraç etkisini" yönetemez. APARCH modeli borsada "olumsuz ve olumlu haber" in asimetrik etkisini yakalayabilmektedir (Li 2012: 9).

En uygun modelin belirlenmesinde öncelikli olarak yapılması gereken getiri serisinin oluşturulmasıdır. Serilerin daha istikrarlı bir şekilde ifade edilebilmesi için serilerin doğal logaritması alınmaktadır. P_t herhangi bir t dönemindeki endeks değeri olsun. R_t getiri serisi, $R_t = \ln(P_t/P_{t-1})$ olarak ifade edilebilir. R_t getiri serisi için en uygun ARMA(p,q) süreci En Küçük Kareler Yöntemi (EKK) ile elde edilmektedir. Getiri serileri oluşturulduktan sonra yapılması gereken şey uygun ARMA süreci ile koşulsuz varyans değerlerinin belirlenmesidir (Kutlar ve Torun 2013: 10).

Finansal zaman serileri, ekonomideki şoklar nedeniyle volatil yapıda olabilmektedir. Zaman serilerindeki bu volatilitenin belirlenebilmesi için, serilerde değişen varyans olup olmadığı incelenmelidir. Değişen varyans olması durumunda, serilerin incelenmesi için ARCH (Otoregresif Koşullu Varyans Modelleri) modellerinin kullanılması daha uygun olacaktır. Bu nedenle, varlık fiyatları ve davranışlarına yönelik çalışmalarda ARCH modellerinin kullanılması önerilmektedir. Serilerin volatilitesi araştırılırken, serilerin durağan olması gerekmektedir. Bu nedenle, ilk aşamada serilerin tanımlayıcı özellikleri incelenmeli ve serilerin durağanlığının sınanması için birim kök testleri yapılmalıdır (Karabacak vd. 2014: 82).

Zaman serilerinde ARCH modellerinin kullanılabilmesi için öncelikle serilerin durağan oldukları seviyelerin belirlenmesi gerekmektedir. Doğrusal zaman serileri analizinde tahmin aşamasında en çok bilinen ve kullanılan yöntemlerden biri Box Jenkins yöntemi olarak da bilinen ARIMA modelidir. Bu yöntemle göre, bağımlı değişken kendi gecikmiş değerleri ile rassal hata terimi tarafından açıklandığı varsayılmaktadır (Değirmenci ve Akay 2017: 20-21).

Bu yöntemde üç tür modelleme vardır. Bunlar, Otoregresif (AR) Süreç, Hareketli Ortalamalar (MA) Süreci ve Otoregresif Hareketli Ortalama (ARMA) Sürecidir. ARIMA modelleri, durağan olmayan ancak fark alma işlemiyle durağan hale dönüştürülmüş serilere uygulanan modellerdir. Modellerin genel gösterimi ARIMA (p, d, q) şeklindedir. Burada p ve q sırasıyla otoregresif (AR) modelin ve hareketli ortalama (MA) modelinin derecesini, d ise fark alma derecesini göstermektedir (Değirmenci ve Akay 2017: 21).

Simetrik ve asimetrik modeller 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 Schwartz bilgi kriterine ya da en yüksek loglikelihood kriterine sahip olan modelin seçilmesidir (Kutlar ve Torun 2013: 18-19).

Bir koşullu değişen varyans modelinin en uygun model olarak seçilebilmesi için; en küçük AIC ve SIC değerine sahip olması, parametrelerin anlamlı olması ve parametre kısıt koşullarının sağlanması, varyans denklemi katsayılarının pozitif değerli olması ve bu katsayıların toplamalarının birden küçük olması gerekmektedir (Çabuk vd. 2011: 15).

ARCH yöntemi uygulanmadan önce ARCH etkisinin olup-olmadığının test edilmesi gerekmektedir. ARCH etkisinin varlığını test etmek üzere literatürde önerilen en önemli iki test Engle'in (1982) ARCH LM testi ile McLeod ve Li'nin (1983) Q testidir. Uygulamada modelin hata kareleri arasında birinci ve daha yüksek dereceden otokorelasyon sürecine dayanan ARCH LM testi çoğunlukla tercih edilmektedir. LM testi için kurulacak hipotezde ARCH etkisinin varlığının tespiti hataların beyaz gürültü sürecine sahip olduğunu ifade eden H_0 hipotezine karşı, ARCH etkisine sahip hataların varlığını gösteren alternatif hipotez test edilir (Özden 2008: 342).

ARCH LM test istatistik değeri, T gözlem sayısı olmak üzere $LM_{ARCH} = (T-q) \cdot R^2$ formülü ile hesaplanır. LM istatistiği, q serbestlik dereceli Ki-kare (χ^2_q) dağılımına sahiptir. H_0 hipotezinin reddedilmesi ile birlikte otokorelasyonlu olduğu anlaşılan en küçük kareler artıklarının kareleri, modelde ARCH etkisinin varlığını ortaya çıkaracaktır. Etkinin varlığı ortaya çıkarıldıktan sonra, modeldeki regresyon (ortalama) denklemi ile yardımcı regresyon (koşullu varyans) denklemi tahmin edilebilmektedir (Özden 2008: 343).

Değişen varyansın özel bir durumunu teşkil eden ARCH etkisinin olup olmadığının belirlenmesinin nedeni, zaman serilerinin hemen hepsinde gözlenen ve ihlali halinde tahminlerinin etkinliğinin azalmasına neden olan hata terimlerinin birbiri ile ilişkili olması durumunun hesaba katılması gereğidir (Çavdar 2012: 71).

Oluşturulan zaman serilerinin birim kök testleri gerçekleştirildikten sonra seriler üzerinde ARCH modellerini çalıştırmak için serilerin en uygun ARMA yapısı belirlenir. Daha sonra 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 (Şahin vd. 2015: 109-110).

3.3.1. Tanımlayıcı İstatistik Verileri

Serilerin dağılımlarının, aritmetik ortalama, mod, medyan, çarpıklık ve basıklık katsayıları gibi istatistikler üzerinden incelenmesi, tanımlayıcı istatistiksel yöntemler olarak adlandırılmaktadır (Demir vd. 2016: 133).

Sürekli bir değişkenden elde edilen verilerin normallliğini test etmek amacıyla başvurulmuş bir başka yöntem ise istatistiksel hipotez testlerinin kullanılmasıdır. Bu kapsamda çeşitli normallik testlerinden yararlanılmaktadır. Uygulamalarda en sık kullanılan testler, Kolmogorov-Smirnov Testi, Pearson Ki-Kare Uygunluk Testi ve Jarque-Bera Testi'dir (Demir vd. 2016: 134).

Birçok Parametrik testlerin uygulanabilmesi için serilerin normal dağılıma sahip olması önemli bir varsayımdır. Diğer bir ifade ile serilerin dağılımı normal değilse bu parametrik testlerin kullanılması doğru olmaz. n hacimli bir örneğin normal dağılımdan gelip gelmediğini belirlemek için yapılacak bir testte yokluk ve karşıt hipotezler;

H_0 : Örnek normal dağılıma sahip yığından alınmış

H_1 : Örnek normal dağılıma sahip yığından alınmamış

şeklinde kurulur. H_0 hipotezinin H_1 hipotezine karşı testi 'Uyum İyiliği Testi' olarak adlandırılır. Diğer bir ifade ile uyum iyiliği testlerinde n hacimli örneğin H_0 ' da belirtilen dağılımdan gelip gelmediği incelenir (Yıldırım ve Gökpinar 2012: 109).

Jarque- Bera uyum iyiliği testi, Jarque ve Bera (1980-1981) tarafından önerilmiştir. Jarque-Bera testi, Lagrange çarpanı yöntemine dayalı bir testtir. Test istatistiği örnekten elde edilen basıklık ve çarpıklık ölçülerinin dönüşümlerinden elde edilmiştir. Burada yokluk hipotezi beklenen çarpıklığın “0” değerinde ve beklenen basıklığın “3” değerinde olmasıdır. O halde bir normal dağılım için bu değerler gereklidir (Yıldırım 2013: 12).

İlgili değerlerden çarpıklık katsayısı (skewness) sıfırdan küçük ise seri sola çarpık, sıfırdan büyük ise seri sağa çarpık demektir. Yani çarpıklık katsayısı sıfırdan farklı olan seri asimetrik dağılımlıdır. Çünkü simetrik bir dağılım olan normal dağılımın çarpıklık katsayısı sıfırdır. Diğer yandan basıklık katsayısı (kurtosis) 3’ten küçük ise seri normalden basık, 3’ten büyük ise de seri normalden daha dik(sivri) dağılmış demektir. Normal dağılmış bir seride Pearson’un tanımına göre basıklık katsayısı 3 olmaktadır (Işıklar 2016: 248).

Serinin istatistiksel olarak tanımlamasında kullanılacak katsayı Jarque-Bera istatistiğidir. Hesaplanan Jarque-Bera istatistik değeri normal dağılıma ait olan $\chi^2 = 5.99$ değerinden büyükse H_0 hipotezi reddedilir. Bu durumda getiri serisinin normal dağılmadığı kabul edilir (Şahin 2016: 339).

Zaman serilerinin varsayımlarından biri olan hataların normal dağılıma özelliği bazı durumlarda geçerli olmayabilir. Özellikle serilerin kalın kuyruklu bir dağılım yapısı sergilemesi, araştırmacıların daha iyi sonuçlar veren normal dağılım dışındaki diğer dağılım türlerini tercih etmesine yol açmaktadır. Hata terimi ε_t koşullu dağılımının normal dağılım türüne göre modellenmesinin yanı sıra, literatürde birçok alternatif dağılım türü kullanılmaktadır. Bollerslev (1987), finansal zaman serilerinin kalın kuyruklu yapısı nedeniyle standardize hataların dağılımını yakalamada Student-t dağılımının normal dağılıma göre daha başarılı olduğunu göstermiş, GARCH-Student-t modelini önermiştir. Benzer şekilde, Hsieh (1989), Baillie ve Bollerslev (1989), Bollerslev vd. (1992) ve Pagan (1996) Student-t dağılım tipini öneren yazarlardır. Genelleştirilmiş hata dağılımı (Generalized Error Distribution-GED) türünün GARCH modellerine uygulaması ilk olarak Nelson (1991) tarafından yapılmış, getiri volatilitesi modellemede diğer dağılım türlerine kıyasla daha başarılı olduğu sonucuna varmıştır. Benzer olarak Taylor (1994), Lopez (2001) ve Lee vd.

(2001) GED dağılımının aşırı basık serileri modellemede daha başarılı sonuçlar verdiğini göstermişlerdir (Aşkın 2020: 226).

3.3.2. Birim Kök Testleri

Zaman serilerinin durağanlık özelliklerinin araştırılması için ampirik çalışmalarda en çok kullanılan yöntemler, Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen ‘Genişletilmiş Dickey-Fuller’(ADF), Phillips Perron (1988) tarafından geliştirilen Phillips Perron (PP) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (1992) tarafından geliştirilen KPSS birim kök testleridir (Güvenek vd. 2010: 6).

Durağanlığı sınamada günümüzde birim kök testleri kullanılmaktadır. Bu model şu şekilde açıklanabilir (Uğurlu 2009: 7);

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Buradaki hata terimi beyaz gürültü hata terimidir. Bu denklemdeki Y_{t-1} 'in katsayısı ρ (rho) 1'e eşitse bu seri birim kök içeriyor denir. Bu durumda uygulanacak olan bu katsayının 1'e eşitliğini sınavan t testidir (Uğurlu 2009: 7).

Kullanılan hipotez ve test istatistiği aşağıda verilmiştir (Uğurlu 2009: 7);

$H_0 : \rho = 1$ Seri durağan değildir. Seride birim kökü vardır.

$H_a : \rho < 1$ Seri durağandır. Seride birim kök yoktur.

Test İstatistiği:

$$t = \frac{\hat{\rho} - 1}{S_{\hat{\rho}}}$$

Herhangi bir serinin “t” istatistiğinin hesaplanabilmesi için, serinin durağan olması gerekir. Dolayısıyla H_0 hipotezi altında standart “t” testi kullanılabilirliğini yitirir. Hesaplanan “t” değeri t dağılımına uymaz ve sapmalı olur (Uğurlu 2009: 8).

Dickey ve Fuller’a göre hata teriminin ortalamasının sıfır, normal dağılıma, sabit bir varyansa ve otokorelasyon içermeyen stokastik bir yapıya sahip olduğu, başka bir ifadeyle hata teriminin beyaz bir gürültü (white noise) olduğu kabul edilmektedir. Hata teriminin beyaz gürültü olmadığı durumlar için Dickey & Fuller, birim kökün varlığını test etmede kullanılan sürece, otokorelasyonu ortadan kaldırabilmek için

bağımlı değişkene ait gecikme değerlerini dahil ederek ADF testi olarak bilinen Genişletilmiş Dickey Fuller testini önermişlerdir (Ergül 2009: 109).

ADF testi ile elde edilen sonuçlar, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde MacKinnon kritik değerleri ile karşılaştırılabilir. Eğer elde edilen sonuçlar MacKinnon kritik değerlerinden mutlak değer olarak yüksekse, boş hipotez reddedilir ve serilerin durağan olduğu tespit edilir (Ergül 2009: 110).

Phillips (1987) tarafından son zamanlarda, genel bir zaman serisinde bir birim kökün varlığını test etmek için alternatif bir yöntem önerilmiştir. Bu yaklaşım, rahatsız edici parametrelere göre parametrik değildir ve bu nedenle birim kökün olduğu çok geniş bir zaman serisi modellerine izin vermektedir. Bu, heterojen ve aynı şekilde dağıtılmış yeniliklere sahip ARIMA modellerini içerir (Phillips ve Perron 1988: 336).

Phillips ve Perron 1988 yılında yazmış oldukları makalede, Phillips'in (1987) çalışmasını, (a) bir sapmanın ve (b) bir kaymanın ve bir doğrusal eğilimin tanımlamaya dahil edildiği durumlara genişletmektedir. Bu eklemeler, sıfırdan farklı bir kaymanın çok yaygın olduğu pratik uygulamalar için önemlidir. Dahası, birçok durumda ve özellikle ekonomik zaman serilerinde, bir birim kökün varlığına karşı geliştirilen alternatif, deterministik bir doğrusal zaman eğilimidir. Bu nedenle, birim kök regresyon testlerinin bu olasılığa izin vermesi önemlidir. Makalenin yöntemleri asimptotiktir ve işlevsel zayıf yakınsama teorisine dayanmaktadır. Burada geliştirilen yeni test istatistiklerinin limit dağılımları, standart Brownian önergelerinin fonksiyonları olarak ifade edilir ve Fuller (1976) tarafından tablo haline getirilenlerle aynıdır. Bu, testlerin çok daha genel zaman serisi tanımlamalarına izin vermesine karşın, mevcut tablolarla kullanılabileceği anlamına gelmektedir (Phillips ve Perron 1988: 336).

ADF testinin dayandığı temel varsayım, hata terimlerinin istatistikî olarak bağımsız ve sabit bir varyansa sahip olduğu varsayımdır. ADF testine alternatif bir test olmaktan ziyade onu tamamlayan bir diğer birim kök testi olan Phillips –Perron (PP) testi, zaman serilerindeki yüksek derecedeki korelasyonu kontrol etmek için kullanılan parametrik olmayan bir yöntemdir. PP testi (1988), ADF testinin aksine hata terimleri arasında zayıf bağımlılığa ve heterojenliğe izin vermekte ve otokorelasyonu gidermeye yetecek kadar bağımlı değişkenin gecikmeli değeri regresyon denkleminde

ilave edilmemektedir. PP testinin basit bir AR(1) otoregresif süreçteki denklemi aşağıdaki gibi yazılabilir (Ergül 2009: 110);

$$\Delta Y_{t-1} = \alpha_0 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

PP testi durağan ve trend etkisi olan zaman serileri ile tek değişkenli zaman serilerinde birim kökün varlığını test etmede basit bir yaklaşım sunmaktadır. PP testi sonucunda hesaplanan δ istatistigi, ADF testinde olduğu gibi, MacKinnon tablo değeri ile karşılaştırılarak seride birim kök olup olmadığına karar verilmektedir (Ergül 2009: 110-111).

Dickey Fuller birim kök testinde sabitsiz, sabitli ve sabitli-trendli olmak üzere üç model geliştirilmiştir ve τ ; istatistik değerleri ile hipotezler test edilir. Dickey Fuller birim kök test denklemleri aşağıdaki gibidir (Çalışkan ve Kurt 2018: 418);

Sabitsiz Model: $Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$

Sabitli Model: $Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$

Sabitli-Trendli Model: $Y_t = \beta_2 + \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$

Burada,

$H_0: \delta = 0, \rho = 1$ *Seri birim kök içermektedir.*

$H_0: \delta < 0, \rho < 1$ *Seri birim kök içermemektedir.*

biçiminde kurulmaktadır. DF ve ADF birim kök testleri için kullanılan eşik değerler aynıdır. Phillips-Perron (PP), ADF testinin hata terimlerinin tesadüfi yürüyüşte olması varsayımını reddederek modele parametrik olmayan bir eklemede bulunduğu birim kök testini ortaya koymuştur. PP için kullanılan en basit denklem aşağıdaki gibidir (Çalışkan ve Kurt 2018: 418);

$$Y_t = \varphi Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Burada, $\varphi=1$ ise seriler birim kök içermektedir. PP modelinde de ADF modelinde olduğu gibi, sabitsiz, sabitli ve sabitli – trendli üç model kullanılmakta ve ADF ile aynı hipotezlerden yararlanılmaktadır. Modellerde sıfır hipotezinin reddedilmemesi durumunda, serilerin birim kök içerdikleri anlaşılmakta ve serilere

fark alma işlemi uygulanarak birim kökten arındırılmaktadırlar (Çalışkan ve Kurt 2018: 418).

ADF ve PP gibi klasik birim kök testleri yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır. Ekonomik krizler ve/veya şoklar zaman serilerinde yapısal kırılmalara neden olabilmektedir.

Yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri arasında, tek kırılmalı Ziwt-Andrews, iki kırılmalı Lee-Strazicich (LS), çok kırılmalı Carrion-i Silvestre (CS) birim kök testleri sayılabilir (Demir 2019: 266).

Lee ve Strazicich (2003, 2004) ilk önce iki yapısal kırılmaya daha sonra tek yapısal kırılmaya izin veren LM birim kök testini geliştirmişlerdir. Bu testlerde kırılma zamanları içsel olarak belirlenmektedir. Lee-Strazicich kırılmalı LM birim kök testinde; Model A sabit terimde tek kırılmaya, Model AA ise sabit terimde iki kırılmaya izin vermekte iken, Model C sabit terim ve trendde tek kırılmaya, Model CC ise sabit terim ve trendde çift kırılmaya imkân tanımaktadır (Çatalbaş 2021: 58).

Lee-Strazicich yapısal tek kırılmalı birim kök testinde veri oluşturma süreci şu şekildedir (Lee ve Strazicich 2013: 2485);

$$y_t = \delta'Z_t + X_t, \quad X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Burada, y_t bağımlı değişken vektörünü ve Z_t dışsal değişken vektörünü ifade etmektedir. Birim kök sıfır hipotezi $\beta = 1$ tarafından tanımlanmaktadır. Model A”, “crash” modeli olarak bilinir ve alternatif hipotez altında kesişme noktasında bir kerelik değişikliğe izin verir. Model C”, alternatif hipotez altında trend eğiminde kesişme ve değişime izin verir (Lee ve Strazicich 2013: 2485);

LM prensibine göre birim kök test istatistikleri aşağıdaki regresyondan elde edilmektedir (Lee ve Strazicich 2013: 2485);

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t,$$

Birim kök sıfır hipotezi $\phi = 0$ olarak tanımlanır ve LM birim kök testi istatistiği şu şekildedir (Lee ve Strazicich 2013: 2485);

$$H_0 : \phi = 0 \text{ Yapısal kırılmalı birim kök vardır (durağan değildir).}$$

Hesaplan LM test istatistiklerinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerinden büyükse temel hipotez (H_0) reddedilerek serinin yapısal kırılma altında durağan olduğu kabul edilir (Çatalbaş 2021: 59).

3.3.3. Model Seçimi

ARCH ailesi modelleri ile volatilité hesaplaması yapabilmek için seride ARCH etkisinin var olması gerekmektedir. ARCH ailesi modellerini seri üzerine uygulamak için seride ARCH etkisinin varlığının test edilmesi gerekir. Bunun için ARCH-LM testi gerçekleştirilmelidir. Bu testin ilk adımı ise ortalama denkleminin (ARMA) belirlenmesidir (Şahin vd. 2015: 113).

Bir zaman serisinin durağan olması, o seriyi yaratan sürecin zamana bağılı olarak sabit kalması anlamına gelmektedir. Diğer bir ifadeyle, durağan bir seri sabit bir ortalama etrafında dağılım gösterir ve herhangi bir sapma olsa bile ortalamaya dönme eğilimindedir. Durağan zaman serilerinin modellenmesinde Otoregresif (AR) model, Hareketli Ortalama (MA) modeli ve Otoregresif Hareketli Ortalama (ARMA) modeli kullanılmaktadır (Esenyel ve Akın 2017: 2-3).

Bir zaman serisi, zaman içinde gözlemlenen bir veri dizisi olarak tanımlanır. ARIMA modelleri, durağan ve durağan olmayan zaman serilerini temsil etme ve tek değişkenli geçmiş verilerinin açıklamasına dayalı olarak doğru tahminler üretme yeteneklerine sahip bir model sınıfıdır. Tahmin edilecek zaman serilerinin tarihsel verilerinde herhangi bir özel model varsaymadığından, bu model tahmin için kullanılan diğer modellerden çok farklıdır. ARIMA modellerini oluşturmak için Box-Jenkins metodolojisinin yaklaşımı aşağıdaki adımlara dayanmaktadır: (1) Model Tanımlama, (2) Parametre Tahmini ve Seçimi, (3) Tanısal Kontrol (veya Model Doğrulama) ve (4) Modelin kullanımı (Kumar ve Anand 2014: 83).

ARIMA modelinin geliştirilmesinde, otokorelasyon fonksiyonu (ACF) ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PACF) analizi yapılmalıdır. Daha sonra, seçilen ARIMA modeli için parametre tahminini geliştirmesi gerekir. Modelin doğrulanmasında, tanı kontrolünün geliştirilmesi gerekmektedir. Kalıntı değer, gözlemlenen değer ile ilgilenilen miktarın (örneğin ortalama) tahmini değeri arasındaki farktır. Kalıntı değer ilişkisiz, sıfır ortalama ve sıfır varyans olmalıdır. Daha sonra tahmin ve hata kontrol aşaması yapılabilir (Abu Bakar ve Rosbi 2017: 132).

ARIMA model oluřturmanın ilk ařaması, tahmin edilen deęiřkenin zaman serilerinde duraęan olup olmadıęını belirlemektir. ARIMA modeli, bir seri duraęan hale gelene kadar kurulamaz. Kullanılan fark alma sayısı "d" ile bir ARIMA (p, d, q) modeline sahip olmak ve duraęan bir dizi elde etmek iin zaman serisinin "d" zamanını belirlemek gerekir. Bunu belirlemenin en kolay yolu, en dřük dereceden (birinci dereceden, d = 1) fark almayla bařlamak ve verileri birim kk iin test etmektir. Birim kk testleri, ARIMA model geliřtirme adımlarında ilerlemeyi, yani modelde AR'da p ve MA'da q'nun uygun deęerlerini bulmayı saęlar (Kumar ve Anand 2014: 84-85).

Genel olarak p. ve q. dereceden bir ARMA (p, q) modeli ařaęıdaki gibi ifade edilir (Karakař 2019: 320);

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \omega_1 \varepsilon_{t-1} - \omega_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \omega_q \varepsilon_{t-q}$$

Burada;

Y_t : Gzlem deęerlerini

ϕ : Tahmin edilen parametre deęerlerini

ε_t : t zamanına ait hata terimini

ω : Modelin katsayılarını ifade etmektedir.

Eęer seri duraęan deęilse, ilk adımda serinin duraęan hale gelmesi iin ihtiya duyulduęu kadar farkı alınmalıdır. ARIMA modelleri ARIMA (p,d,q) ile gsterilir ve ifadedeki d sayısı, serinin duraęan hale gelmesi iin ka defa farkının alındıęını gsterir. Bu durumda eęer d, sıfıra eřitse ARIMA (p, 0, q) modeli, ARMA (p, q) modeli ile aynı yapıyı ifade eder (Karakař 2019: 320).

Zaman serilerinin korelogramına bakılarak serinin AR(p), MA(q) veya ARMA (p,q) srecinden hangisine uyduęu tespit edilebilir. Eęer kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PACF) herhangi bir p zirveden sonra kesintiye uęrayıp sıfırlanıyorsa modelin bir AR(p) tipi olduęu veya otokorelasyon fonksiyonu (ACF) herhangi bir q zirveden sonra kesintiye uęruyorsa modelin bir MA(q) tipi olduęu kabul edilir. Eęer iki fonksiyonda tedrici (azalarak azalan veya artarak artan) olarak zirveye ulařıyor ve ondan sonra aynı tarzda azalıyorsa modelin ARMA (p,q) tarzında olduęu sylenebilir. Sıfırdan farklı ACF'deki her zirve MA(q) deęerini, PACF'deki her zirve ise AR(p) deęerini gstermektedir (Kutlar 2017: 25-63).

ARMA modeli seçiminde F istatistiğinin anlamlılığı, en yüksek R^2 değeri, en yüksek loglikelihood değeri ile en düşük AIC ve SIC kriterine göre değerlendirme yapılır. Değerlendirme kriterlerini en fazla gerçekleştiren model uygun ARMA modeli olarak belirlenir (Pala ve Sönmezer 2017: 49).

Ortalama denklemin AR ve MA parametrelerinin katsayı değerlerinin kendi aralarında toplamının birden küçük olması gerekmektedir (İşeri ve Kaçmaz 2017: 179).

Kurulan ARMA modelinin doğru olup olmadığı aşağıdaki kriterlere göre belirlenir (Kutlar 2017: 30-32);

- 1- SIGMASQ değeri mutlaka pozitif olmalıdır.
- 2- Prob(F-statistic) değeri kesinlikle %5'den küçük olmalıdır. F istatistiği modelin bütününün anlamlı olup olmadığını ifade eder.
- 3- Katsayıların t istatistiklerinin mümkün olduğunca mutlak değer olarak 2 veya üstünde olması beklenir. Ancak hepsinin 2'nin üstünde olması gerekmez.
- 4- Prob (olasılık) değerlerinin mümkün olduğunca her değer için %5'ten küçük olması istenir. Ancak hepsinin %5'ten küçük olması gerekmez.
- 5- En uygun model seçiminde Akaike, Schwarz ve Hannan kriterlerinin en küçük olanı tercih edilir.

ARMA testi sonrası serilerde koşullu değişen varyans yani ARCH sorununun var olup olmadığını test etmek için bir Lagrange çarpanı (LM) testi kullanılır. Bu test Engle (1982) tarafından önerilmiştir. Koşullu değişen varyans lagrange çarpanı (ARCH-LM) olarak ifade edilmektedir (Kılıç ve Ayırcay 2020: 183-184).

Doğrusal regresyon modelinde, gecikmeli bağımlı değişkenler olsun veya olmasın, bozukluklar koşullu olarak heteroskedastik değilse En Küçük Kareler yöntemi uygun yöntemdir. ARCH modeli yinelemeli prosedürler gerektirdiğinden, tahmin yapılmadan önce uygun olup olmadığını test etmek gerekir. Lagrange çarpanı test prosedürü, birçok benzer durumda olduğu gibi bunun için de idealdir (Engle 1982: 999).

Engle'nin (1982) ARCH-LM test istatistiği, otoregresif koşullu heteroskedastisiteyi saptamak için hala en yaygın olarak uygulanan standart testtir. Yardımcı bir test regresyonundan hesaplanır ve boş hipotez, kalıntılarda (e_t), q sırasına kadar ARCH etkisi olmadığıdır. ARCH (q) yokluğunun sıfır hipotezi aşağıdaki regresyon çalıştırılarak incelenir (Sjölander 2010: 3);

$$e_t^2 = \hat{\delta}_0 + \sum_{s=1}^q \hat{\delta}_s e_{t-s}^2 + v_t$$

Böylelikle, kareli artıklar, q sırasına kadar sabit ve gecikmeli kareler üzerinde geri çekilir. ARCH-LM test istatistiği, denklemdeki regresyondan elde edilen R^2 ile gözlem sayısının çarpımıyla hesaplanır (Sjölander 2010: 4).

Test, kareli artıkların tüm q gecikmelerinin sıfırdan önemli ölçüde farklı olmayan katsayı değerlerine sahip olduğu ortak bir boş hipotezdir. Burada v_t hata terimidir. Test istatistiğinin değeri, χ^2 dağılımından elde edilen kritik değerden büyükse, sıfır hipotezi reddedilir (Uğurlu vd. 2014: 81).

ARCH-LM testi ile ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığı tespit edilir. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği ve Obs*R-squared değerleri yer almaktadır. Bu ifadenin anlamı gözlem sayısı çarpı R^2 (determinasyon katsayısı)'nin değeridir. Bu değer verilen serbestlik derecesinde, X^2 dağılımındaki değeri aşıyorsa değişen varyans vardır. Bunu anlamak için Prob (olasılık) değerlerine bakılır. Bu değerler en fazla %5 ve altında olmak zorundadır. Olasılık değeri %5'in altında ise değişen varyans bulunmaktadır. Bunun anlamı kalıntı değerlerinin karesini bağımlı değişken olarak alıp, sonra bu değeri kalıntı karelerinin bir gecikmiş değeri ile aşağıda görüldüğü gibi regrese etmektir (Kutlar 2017: 92);

$$RESID^2 = c + RESID^2(-1)$$

Denklemden yer alan $RESID^2(-1)$ değişkeni, kalıntılarda ARCH etkisinin olup olmadığını tespit etmekte kullanılır. Boş hipotez kalıntılarda ARCH etkisinin olmadığı şeklinde kurulur. Boş hipotezin reddedilmesi ARCH etkisinin olduğu anlamına gelmektedir (Kutlar 2017: 92).

Finansal zaman serilerinin volatilité modellemesinde yaygınca kullanılan genel bir ARCH modeli şu şekilde formüle edilir (Baykut ve Kula 2018: 283-284);

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2$$

Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH bir tür ağırlıklandırılmış varyans, başka bir ifadeyle geçmiş tahmin hatalarının karelerinin ağırlıklı ortalamasıdır. Buna göre, ARCH modelleri zaman serisi yöntemlerindeki sabit varyans varsayımını bir kenara bırakarak, varyansın gecikmeli öngörü hatalarının karelerinin bir fonksiyonu olarak değişmesine izin verir. Koşullu varyansı yakalamak için daha fazla sayıda gecikme değerinin hesaplanması gerekmektedir. Koşullu varyansın h_t olarak ifade edildiği denklemde, q değişkeni ise ARCH sürecinin derecesini göstermektedir. α katsayıları, denklemde bilinmeyen parametrelerin vektörünü belirtmekte iken; u_{t-i}^2 ise geçmiş dönem öngörü hatalarına ilişkin bilgi vermektedir (Baykut ve Kula 2018: 283-284).

Değişen varyans sorununu ortadan kaldırmayı amaçlayan ARCH modellerinin bazı koşulları sağlaması gerekmektedir. Bu koşullardan ilki katsayıların negatif olmama durumudur. $\alpha_0 > 0$ ve $\alpha_i \geq 0$ koşullarının sağlanmaması durumunda ise model anlamsız olmakta, değişen varyans etkisini giderememektedir. ARCH modellerinin sağlaması gereken ikinci koşul ise katsayılar toplamının 1'den küçük olmasıdır. Aksi durumda, serideki volatilité kalıcı nitelikte olduğundan volatilité tahmini yapılamamaktadır (Baykut ve Kula 2018: 284).

Bollerslev (1986), ARCH modellerinin volatilitéyi yakalamak için yüksek dereceden p (gecikme değeri) gerektirmesi sorununu çözmek amacıyla Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modellerini geliştirmiştir. GARCH Modeli şu şekilde ifade edilebilir (Cihangir ve Uğurlu 2017: 288);

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

Burada $\omega > 0$, $\alpha_i \geq 0$ ve $\beta_j \geq 0$ olmalıdır. Ayrıca model negatif olmama kısıtı olarak adlandırılan $\alpha_i + \beta_j < 1$ yani $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$ kısıtını da sağlamalıdır (Cihangir ve Uğurlu 2017: 288).

Simetrik model sınıfında yer alan GARCH modeli, geçmiş dönem şoklarının volatilité üzerindeki etkisini tespit etme noktasında ne kadar başarılı ise de pozitif ve negatif şoklar üzerinde bir farklılaşmayı dikkate almamaktadır. Dolayısıyla GARCH modeli, hata varyansında yer alan asimetri etkisini ortaya çıkarmada yetersiz kalmaktadır. Bu nedenle Nelson (1991) tarafından geliştirilen EGARCH modeli (Exponential Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity) yani Üssel GARCH modeli, pozitif ve negatif volatilité şoklarına asimetrik tepki vermektedir (Kula ve Baykut 2018: 48).

Genel bir EGARCH modeli ise şu şekilde ifade edilmektedir (Kula ve Baykut 2018: 48);

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

Denklemdé γ_k katsayısı hem kaldıraç etkisini hem de asimetri etkisini göstermektedir. Eđer $\gamma_k < 0$ eşitsizliđi ortaya çıkarsa, bu seride bir kaldıraç etkisinin varlıđı mevcuttur. Bu durum ise olumsuz haberlerin volatilitéyi daha fazla artırdıđını ifade etmektedir. EGARCH modelinde tüm parametreler logaritmik deđer olarak ifade edildiđinden, ARCH/GARCH ve TGARCH modelinde olduđu gibi $\alpha_i \geq 0$ ve $\beta_j \geq 0$ koşulunun sađlanması gerekmemektedir. $\gamma \neq 0$ durumunda seride asimetri etkisinin varlıđı, $\gamma < 0$ durumunda ise kaldıraç etkisinin varlıđı ortaya çıkmaktadır ve olumsuz haberler volatilitéyi olumlu haberlere nazaran daha fazla arttırmaktadır (Kula ve Baykut 2018: 48).

Kaldıraç etkilerini gösteren GARCH modellerinden bir diđerü TGARCH'dır. TGARCH pozitif şoklarla negatif şokların etkisinin simetrik olmadıđını dikkate alır. TGARCH modellerinde, $\varepsilon_{t-i}=0$ eşik deđer olarak kabul edilirse; olumlu haberlerin ($\varepsilon_{t-i} > 0$) koşullu varyans üzerindeki etkisinin olumsuz haberlerin ($\varepsilon_{t-i} < 0$) koşullu varyans üzerindeki etkisinden daha az olacađı varsayımına dayanır. TGARCH modelinde bu etkiler, modele D_{t-i} kukla deđişkeni eklenerek tanımlanır. Buna göre, TGARCH(p,q) modeli aşıđıdaki gibidir (Demirgil vd. 2019: 490);

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i D_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2$$

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

Eşitlikte yer alan γ parametresinin istatistiksel olarak anlamlı olması oynaklık yapısındaki asimetriyi belirtmektedir. Eğer kaldıraç etkisi varsa, γ katsayısının pozitif olması beklenmektedir. TGARCH modelinde kaldıraç etkisi, pozitif şokların (α) 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 α katsayısı kadar etkiye sahipken, kötü haberlerin koşullu varyans üzerindeki etkisi $\alpha + \gamma$ kadar olacaktır. Kaldıraç etkisi, γ parametresinin sıfırdan büyük olması ($\gamma > 0$) durumunda gerçekleşecektir (Demirgil vd. 2019: 490).

Ding vd. (1993) tarafından asimetrik dağılıma sahip kuyruklu yapıların yer aldığı seriler için risk ölçümlerinde etkin bir tahmin edici olarak APGARCH modeli ileri sürülmüştür (Ural ve Adakale 2009: 30).

Ding ve diğerleri (1993) tarafından geliştirilen APGARCH modeli ile asimetri etkisi ve kalın kuyruklu belirlenebilmektedir. APARCH(p,q) modeli şu şekilde gösterilmektedir (Özdemir ve Emeç 2020: 115);

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

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 γ_i parametresi kaldıraç etkisini göstermektedir. Pozitif bir γ_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 ve Emeç 2020: 115).

APGARCH modelinde α_i ve β_j standart GARCH, γ_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 (σ) Box-Cox dönüşümüdür. γ_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 ve Adakale 2009: 30).

Model, koşullu standart sapma sürecinde ve asimetrik mutlak yeniliklerde bir Box ve Cox (1964) dönüşümü dayatır. APGARCH 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 ε_t 'nin işaretine de bağlıdır (Ural ve Demireli 2015: 174).

APGARCH modelinin geçerli olabilmesi için α_i , β_j ve γ_i katsayılarının anlamlı ve sıfırdan büyük olması ve α_i , β_j katsayılarının toplamının birden küçük olması gerekmektedir (Ege ve Topaloğlu 2019: 630).

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: 117).

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 ve Özdemir 2014: 89).

Ayrıca anlamlı modeller içerisinde volatilité hesaplamasında kullanılacak model seçiminde Theil Eşitsizlik Katsayısı (Theil Inequality Coefficient- TIC) değeri en düşük olan modelin parametreleri kullanılmaktadır (Yıldırım ve Sakarya 2019: 172).

3.4. Ampirik Bulgular

3.4.1. Veri Seti

Endeks vadeli işlemler ile spot endeksler arasındaki volatilité ilişkisini analiz etmek için BIST 30, DAX 30 ve S&P 500 endeksleri ve bu endekslerin dayanak varlık olduđu 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 27.06.2021).

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 27.06.2021).

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 27.06.2021).

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 olduđu tespit edilmiştir. Buradan sözleşmelerinin birbirine bağlanarak bir zaman serisi elde etme imkanı 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. Tüm veriler Refinitiv Eikon (datastream) veri tabanından çekilerek EViews 12 ve Stata 14 programları ile analiz edilmiştir.

Öncelikle yapılması gereken, her bir endeks vadeli işlem ve spot endeks için getiri serisi oluşturmaktır. 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;

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

Böylece analizlerde kullanılacak olan veriler, doğal logaritması alınan (R) getiri serileridir.

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

3.4.2. BIST 30 Analiz Sonuçları

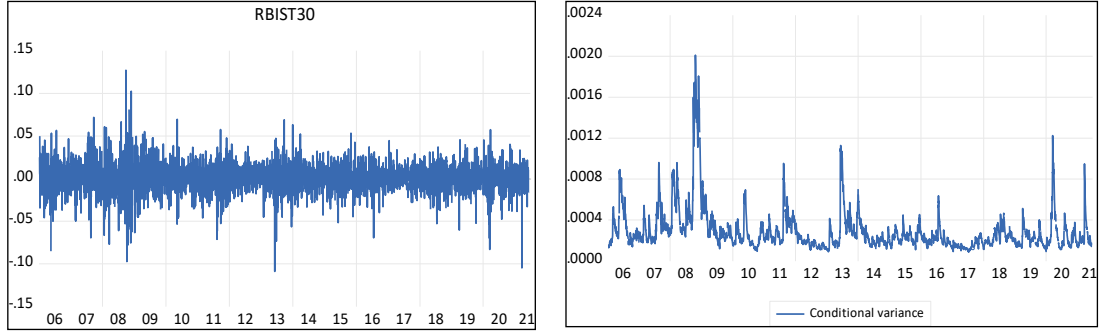
BIST 30 endeksi ve BIST 30F (endeks vadeli işlemler) getiri serilerine ilişkin tanımlayıcı istatistik verileri aşağıda yer almaktadır.

Tablo 13. BIST 30 ve BIST 30F Tanımlayıcı İstatistik Verileri

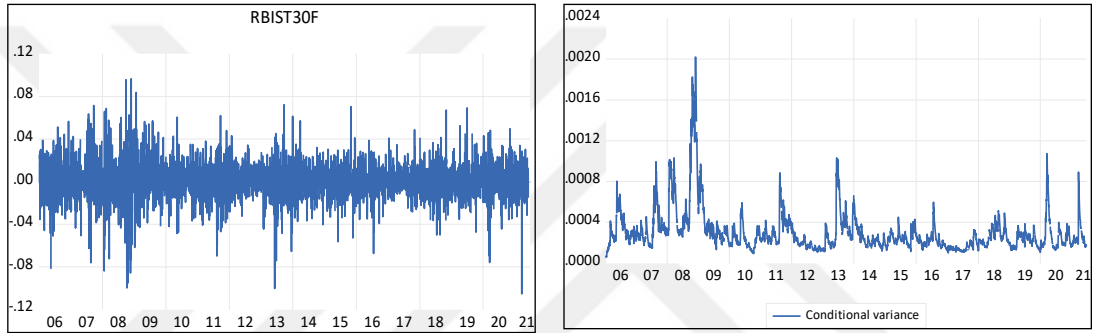
	RBIST30	RBIST30F
Ortalama	0.000281	0.000283
Maksimum	0.127255	0.096570
Minimum	-0.109019	-0.105361
Standart Sapma	0.017278	0.017637
Çarpıklık	-0.246729	-0.196932
Basıklık	6.804672	6.482765
Jarque-Bera	2386.936	1992.183
Olasılık	0.000000	0.000000
Gözlem Sayısı	3892	3892

Tablo 13'te BIST 30 endeksi ve BIST 30F (endeks vadeli işlemler) getiri serilerine ilişkin tanımlayıcı istatistik verileri yer almaktadır. Tabloda Jarque-Bera testi sonuçları yer almaktadır. Çarpıklık katsayısı (skewness) sıfırdan küçük olduğundan seriler sola çarpık ve asimetric 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 BIST 30 endeksi ve BIST 30F (endeks vadeli işlemler) getiri serileri normal dağılıma uygun olmayan serilerdir.

BIST 30



BIST 30F



Şekil 4. BIST 30 ve BIST 30F Getiri ve Koşullu Varyans Grafikleri

Şekil 4’te BIST 30 ve BIST 30F Getiri Serilerine ilişkin volatilité ve GARCH (1,1) modelinden elde edilen koşullu varyans grafikleri yer almaktadır. Getiri serilerinin volatilitelerinin yüksek ve serilerde volatilité kümelenmesi olduğu görülmektedir. Ayrıca volatilitenin boyutuna bakıldığında bazı dönemlerde özellikle 2008 yılında serilerinin volatilitesi çok yükselmiştir. Serilerin koşullu varyansları da volatilitéye benzer şekilde bazı dönemlerde özellikle 2008 yılında yüksek değışkenlik göstermiştir. Serilerin volatilitesi ve koşullu varyansları birbirine çok yakın dağılım göstermektedir.

BIST 30 endeksi ve BIST 30F (endeks vadeli işlemler) getiri serilerine ilişkin durağanlık testleri aşağıda yer almaktadır.

Tablo 14. BIST 30 ve BIST 30F Getiri Serilerinin ADF Durağanlık Test Sonuçları

		Getiri Serisi			
		BIST 30		BIST 30F	
ADF (Sabitsiz ve Trendsiz)		t istatistiği	Olasılık	t istatistiği	Olasılık
	ADF test istatistiği	-61.39629	0.0001	-61.72946	0.0001
	% 1 Seviye	-2.565556		-2.565556	
	% 5 Seviye	-1.940905		-1.940905	
	% 10 Seviye	-1.616645		-1.616645	
ADF (Sabitli)	ADF test istatistiği	-61.40359	0.0001	-61.73664	0.0001
	% 1 Seviye	-3.431845		-3.431845	
	% 5 Seviye	-2.862086		-2.862086	
	% 10 Seviye	-2.567104		-2.567104	
ADF (Sabitli ve Trendli)	ADF test istatistiği	-61.39608	0.0000	-61.72894	0.0000
	% 1 Seviye	-3.960398		-3.960398	
	% 5 Seviye	-3.410960		-3.410960	
	% 10 Seviye	-3.127290		-3.127290	

Tablo 14’te BIST 30 ve BIST 30F getiri serilerine ilişkin Augmented Dickey-Fuller (ADF) durağanlık test sonuçları yer almaktadır. Getiri serilerinin düzey değerleri ile hesaplanan ADF t istatistik katsayıları, MacKinnon kritik değerlerinden %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde mutlak değer olarak yüksek olduğundan, getiri serilerinin birim kök içerdiğini ve durağan olmadığını savunan boş (sıfır) hipotez reddedilir. Bu nedenle BIST 30 ve BIST 30F getiri serileri düzeyde durağandır.

Tablo 15. BIST 30 ve BIST 30F Getiri Serilerinin Lee-Strazicich Tek Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	Model A				Model C			
	Kırılma Tarihi	Ö.S.	Kritik Değerler	t istatistiği	Kırılma Tarihi	Ö.S.	Kritik Değerler	t istatistiği
RBIST30	31.01.2014	%1 %5 %10	-3.798000 -3.230000 -2.925000	-30.89769	11.07.2008	%1 %5 %10	-4.458779 -3.922779 -3.642969	-42.59873
RBIST30F	18.02.2014	%1 %5 %10	-3.798000 -3.230000 -2.925000	-33.43268	05.03.2009	%1 %5 %10	-4.471961 -3.936239 -3.654332	-43.22969

Tablo 15'te BIST 30 ve BIST 30F Getiri Serilerinin Lee-Strazicich Tek Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları yer almaktadır. Model A düzeyde, Model C ise düzeyde ve eğimde kırılmaya izin veren birim kök testleridir. BIST 30 getiri serisinin kırılma tarihi Model A'da 31.01.2014 olurken, Model C'de 11.07.2008 olmuştur. BIST 30F getiri serisinin kırılma tarihi Model A'da 18.02.2014 iken, Model C'de 05.03.2009'dur. Getiri serilerinin kırılma tarihlerindeki t istatistik değerleri, %1, %5 ve %10 önem seviyelerindeki kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük olduğundan, BIST 30 ve BIST 30F getiri serileri yapısal kırılma altında durağandır.

3.4.2.1. BIST 30 Spot Endeks Analiz Sonuçları

Bu aşamada BIST 30 getiri serisi için en uygun ortalama denklem araştırılacaktır. Getiri serisi düzeyde durağan olduğu için AR(p) MA(q) yapısı kullanılacaktır. BIST 30 getiri serisi için ARMA(p,q) yapısı otomatik olarak hesaplanmış ve en uygun ortalama denklem olarak ARMA(6,4) modeli bulunmuştur. ARMA(6,4) model sonuçlarına aşağıda yer verilmiştir.

Tablo 16. BIST 30 Getiri Serisi ARMA Modeli Sonuçları

KRİTERLER	DEĞER	AR(p)	KATSAYI	MA(q)	KATSAYI
Sabit	0.000279	AR (1)	0.837637	MA (1)	-0.82907
SIGMASQ	0.000295	AR (2)	-0.273928	MA (2)	0.289184
Olasılık (F-istatistik)	0.00002	AR (3)	0.769922	MA (3)	-0.799887
AIC	-5.283427	AR (4)	-0.933564	MA (4)	0.941183
SC	-5.264106	AR (5)	-0.030276	-	-
HQC	-5.276569	AR (6)	0.026531	-	-
		TOPLAM	0.396322	TOPLAM	-0.39859

Tablo 16’da BIST 30 getiri serisine ilişkin ARMA(6,4) sonuçları yer almaktadır. Model anlamlılığına bakıldığında Olasılık (F-istatistik) değeri %5’ten küçüktür. Bu nedenle F istatistiği olasılık değeri modelin bütününe anlamlı olduğunu göstermektedir. SIGMASQ değeri olması gerektiği gibi pozitifdir. Ayrıca ortalama denklemin AR ve MA parametrelerinin katsayı değerlerinin kendi aralarında toplamı 1’den küçüktür. Diğer taraftan Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterlerinin değerleri negatif ve küçüktür. Bu sonuçlar ARMA(6,4) modelinin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Ortalama denklem modeli bulunduğundan sonra getiri serilerinde ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığı tespit edilir. Bunun için ARCH LM testi kullanılmaktadır. BIST 30 getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları aşağıda yer almaktadır.

Tablo 17. BIST 30 Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları

F istatistiği	43.66468		Olasılık F (1,3889)	0.0000
Gözlem Sayısı* R ²	43.20208		Olasılık χ^2 (1)	0.0000
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
Sabit	0.000264	1.21E-05	21.7561	0.0000
RESID ² (-1)	0.105369	0.015946	6.607926	0.0000

Tablo 17’de BIST 30 getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği, χ^2 ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığını tespit etmek için olasılık değerlerine bakılır. Boş hipotez ARCH etkisinin olmadığı şeklinde kurulur. Tablodan görüleceği üzere bu kriterlerin olasılık değerleri %5’in altındadır. Böylece ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez reddedilerek ARCH etkisinin olduğu sonucuna varılır.

BIST 30 getiri serisinde ARCH etkisinin varlığı tespit edildikten sonra volatilité modellemesinde kullanılacak olan en uygun simetrik veya asimetrik koşullu varyans modelinin seçilmesi gerekmektedir. BIST 30 getiri serisi normal dağılıma uygun olmadığı için getiri volatilitésini modellemede Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (Generalized Error Distribution-GED) kullanılmıştır.

Endeks vadeli işlemlerin, spot endeksler üzerindeki volatilité etkisini BIST 30 getiri serisi için analiz etmekte kullanılacak olan modelin seçiminde kullanılacak kriterler aşağıda yer almaktadır.

Tablo 18. BIST 30 Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri

GARCH (1,1)								
$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma_1 \text{RBIST30F}$								
TARCH(1,1)								
$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} + \gamma_1 \text{RBIST30F}$								
EGARCH(1,1)								
$\log(h_t) = \alpha_0 + \beta_1 \log(h_{t-1}) + \alpha_1 \left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma_1 \text{RBIST30F}$								
PARCH(1,1)								
$h_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 (\varepsilon_{t-1} - \gamma \varepsilon_{t-1})^d + \beta_1 h_{t-1}^d + \gamma_1 \text{RBIST30F}$								
VARYANS DENKLEMİ								
KRİTER	GARCH(1,1)		TARCH(1,1)		EGARCH(1,1)		PARCH(1,1)	
	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık
α_0	8.24E-06	0.0000	1.06E-05	0.0000	-0.351258	0.0000	0.000268	0.3037
α_1	0.061726	0.0000	0.042454	0.0001	0.133704	0.0000	0.078484	0.0000
β_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	-
γ	-	-	0.066052	0.0005	-0.013721	0.3628	0.376210	0.0006
γ_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	-

Tablo 18’de endeks vadeli işlemlerin, spot endeksler üzerindeki volatilité 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 asimetrik etkiyi ifade eden γ parametresinin olasılık değeri (0,3628), 0,05'ten büyük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde γ parametresi anlamlı değildir.

PARCH(1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan ve volatilitiyi modellemekte kullanılan açıklayıcı değişken BIST 30F getiri serisinin varyans parametresinin (γ_1) olasılık değeri (0,2420) ve sabit katsayının (α_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 varyansı modellemekte kullanılacak anlamlı modeller değildir.

GARCH (1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan α_0 , α_1 , β_1 , γ_1 ve GED parametrelerinin olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde bu parametreler anlamlıdır. Ayrıca bu parametreler $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 \geq 0$, $\beta_1 \geq 0$ ve $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ olma koşullarını sağlamıştır.

$$\alpha_0 = 8.24E-06$$

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

TARCH(1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan α_0 , α_1 , β_1 , γ , γ_1 ve GED parametrelerinin olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde bu parametreler anlamlıdır. Ayrıca bu parametreler $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 \geq 0$, $\beta_1 \geq 0$, $\gamma > 0$ ve $(\alpha_1 + \gamma) \geq 0$ koşullarını sağlamıştır. γ terimi kaldıraç etkisinin ve aynı zamanda asimetrikliğin göstergesidir. γ parametresinin pozitif olması durumunda yani $\gamma > 0$ ise modelde kaldıraç etkisinden söz edilmektedir.

$$\alpha_0 = 1.06E-05$$

$$\beta_1 = 0.885367$$

$$\alpha_1 + \gamma \geq 0, \quad 0,042454 + 0,066052 = 0,108506 \geq 0$$

Böylelikle GARCH (1,1) ve TARCH(1,1) modelleri koşullu varyansı modellemekte kullanılacak anlamlı modellerdir. Bu nedenle GARCH (1,1) ve

TARCH(1,1) modelleri arasından getiri serileri arasındaki volatilité ilişkisini modellemekte kullanılacak en uygun modelin seçilmesi gerekmektedir.

Tablo 18’de en uygun modelin seçiminde kullanılan kriterler yer almaktadır. GARCH (1,1) ve TARCH(1,1) modellerinin seçim kriterleri R², Log likelihood, AIC, SC, HQC, MAE ve RMSE değerlerinin birbirine yakın olması nedeniyle en uygun modelin seçiminde, Theil Eşitsizlik Katsayısı (Theil Inequality Coefficient- TIC) değeri en düşük olan GARCH (1,1) modeli en uygun model olarak seçilmiştir.

En uygun model seçiminde yapılan analizlere ilişkin GARCH (1,1), EGARCH(1,1), TARCH(1,1) ve PARCH(1,1) model çıktıları EK 1’de yer almaktadır.

En uygun model seçiminde kullanılan öngörü kriterlerine ilişkin GARCH(1,1), EGARCH(1,1), TARCH(1,1) ve PARCH(1,1) model çıktıları EK 2’de yer almaktadır.

Böylece endeks vadeli işlemlerin, spot endeks üzerindeki volatilité etkisini analiz etmekte kullanılacak model, BIST 30 getiri serisi için GARCH (1,1) modelidir. Model parametrelerine ilişkin analiz sonuçları aşağıda yer almaktadır.

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.

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

Tablo 18’den hareketle koşullu varyans modelini şu şekilde kurabiliriz;

$$h_t = 8.24\text{E-}06 + 0.061726\varepsilon_{t-1}^2 + 0.908975h_{t-1} + (-0.000695) \text{RBIST30F}$$

ARCH ve GARCH parametre katsayıları, α_1 ve $\beta_1 \geq 0$ olma yani negatif olmama ve toplamlarının $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ olma koşulunu sağlamaktadır.

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

Kurulan GARCH (1,1) modelinde α_1 katsayısının (0,061726) küçük olması, BIST 30 spot endeks volatilitésinin piyasaya gelen yeni haberlerden daha az

etkilendiğini, β_1 katsayısının (0,908975) büyük olması, geçmiş dönemdeki şokların BIST 30 spot endeks volatilitesi üzerinde kalıcılığa neden olduğunu söyleyebiliriz. GARCH modeli simetrik bir model olduğundan, olumlu ve olumsuz haberler BIST 30 spot endeks volatilitesi üzerinde aynı büyüklükte etki yaratmaktadır.

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

Model parametrelerinin değerlendirilmesinin ardından, kurulan GARCH(1,1) modelinin kalıntıları üzerinde ARCH etkisinin devam edip etmediğinin test edilmesi gerekmektedir. ARCH etkisinin devam etmesi modelin başarısız, ARCH etkisinin ortadan kalkması ise modelin başarılı olduğunu göstermektedir.

Tablo 19. BIST 30 Getiri Serisi GARCH(1,1) Modeli ARCH LM Test Sonuçları

F istatistiği	0.665634		Olasılık F (1,3883)	0.4146
Gözlem Sayısı* R ²	0.665863		Olasılık χ^2 (1)	0.4145
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
Sabit	1.02097	3.58E-02	28.4807	0.0000
RESID^2(-1)	-0.013092	0.016046	-0.815864	0.4146

Tablo 19'da GARCH(1,1) Modeline ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği, χ^2 ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığını tespit etmek için olasılık değerlerine bakılır. Boş hipotez ARCH etkisinin olmadığı şeklinde kurulur. Tablodan görüleceği üzere bu değerlerin olasılık değerleri %5'ten yüksektir. Böylece 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.

3.4.2.2. BIST 30F (Endeks Vadeli İşlemler) Analiz Sonuçları

Bu aşamada BIST 30F getiri serisi için en uygun ortalama denklem araştırılacaktır. Getiri serisi düzeyde durağan olduğu için AR(p) MA(q) yapısı kullanılacaktır. BIST 30F getiri serisi için ARMA(p,q) yapısı otomatik olarak hesaplanmış ve en uygun ortalama denklem olarak ARMA(7,7) modeli bulunmuştur. ARMA(7,7) model sonuçlarına aşağıda yer verilmiştir.

Tablo 20. BIST 30F Getiri Serisi ARMA Modeli Sonuçları

KRİTERLER	DEĞER	AR(p)	KATSAYI	MA(q)	KATSAYI
Sabit	0.000281	AR (1)	0.318474	MA (1)	-0.314361
SIGMASQ	0.000308	AR (2)	-0.399664	MA (2)	0.396085
Olasılık (F-istatistik)	0.001558	AR (3)	0.140026	MA (3)	-0.149018
AIC	-5.238918	AR (4)	0.092663	MA (4)	-0.08015
SC	-5.213156	AR (5)	-0.352294	MA (5)	0.326211
HQC	-5.229774	AR (6)	0.249525	MA (6)	-0.254785
		AR (7)	-0.920722	MA (7)	0.907055
		TOPLAM	-0.871992	TOPLAM	0.831037

Tablo 20’de BIST 30F getiri serisine ilişkin ARMA(7,7) sonuçları yer almaktadır. Model anlamlılığına bakıldığında Olasılık (F-istatistik) değeri %5’ten küçüktür. Bu nedenle F istatistiği olasılık değeri modelin bütününe anlamlı olduğunu göstermektedir. SIGMASQ değeri olması gerektiği gibi pozitifdir. Ayrıca ortalama denklemin AR ve MA parametrelerinin katsayı değerlerinin kendi aralarında toplamı 1’den küçüktür. Diğer taraftan Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterlerinin değerleri negatif ve küçüktür. Bu sonuçlar ARMA(7,7) modelinin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Ortalama denklem modeli bulunduktan sonra getiri serilerinde ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığı tespit edilir. Bunun için ARCH LM testi kullanılmaktadır. BIST 30F getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları aşağıda yer almaktadır.

Tablo 21. BIST 30F Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları

F istatistiği	47.02582		Olasılık F (1,3889)	0.0000
Gözlem Sayısı* R ²	46.48787		Olasılık χ^2 (1)	0.0000
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
Sabit	0.000274	1.24E-05	22.10571	0.0000
RESID^2(-1)	0.109305	0.015939	6.857537	0.0000

Tablo 21’de BIST 30F getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği, χ^2 ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığını tespit etmek için olasılık değerlerine bakılır. Boş hipotez ARCH etkisinin olmadığı şeklinde kurulur. Tablodan görüleceği üzere bu kriterlerin olasılık değerleri %5’in altındadır. Böylece ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez reddedilerek ARCH etkisinin olduğu sonucuna varılır.

BIST 30F getiri serisinde ARCH etkisinin varlığı tespit edildikten sonra volatilité modellemesinde kullanılacak olan en uygun simetrik veya asimetrik koşullu varyans modelinin seçilmesi gerekmektedir. BIST 30F getiri serisi normal dağılıma uygun olmadığı için getiri volatilitésini modellemede Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (Generalized Error Distribution-GED) kullanılmıştır.

Spot endekslerin, endeks vadeli işlemler üzerindeki volatilité etkisini BIST 30F getiri serisi için analiz etmekte kullanılacak olan modelin seçiminde kullanılacak kriterler aşağıda yer almaktadır.

Tablo 22. BIST 30F Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri

GARCH (1,1)								
$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma_1 \text{RBIST30}$								
TARCH(1,1)								
$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} + \gamma_1 \text{RBIST30}$								
EGARCH(1,1)								
$\log(h_t) = \alpha_0 + \beta_1 \log(h_{t-1}) + \alpha_1 \left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma_1 \text{RBIST30}$								
PARCH(1,1)								
$h_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 (\varepsilon_{t-1} - \gamma \varepsilon_{t-1})^d + \beta_1 h_{t-1}^d + \gamma_1 \text{RBIST30}$								
VARYANS DENKLEMİ								
KRİTER	GARCH(1,1)		TARCH(1,1)		EGARCH(1,1)		PARCH(1,1)	
	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık
α_0	7.61E-06	0.0000	1.00E-05	0.0000	-0.317578	0.0000	0.000238	0.3327
α_1	0.053624	0.0000	0.040214	0.0000	0.122363	0.0000	0.074941	0.0000
β_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	-
γ	-	-	0.055677	0.0036	0.006407	0.6776	0.309408	0.0050
γ_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	-

Tablo 22’de spot endekslerin, endeks vadeli işlemler üzerindeki volatilité 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 asimetrik etkiyi ifade eden γ parametresinin olasılık değeri (0,6776), 0,05’ten büyük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde γ parametresi anlamlı değildir.

PARCH(1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan ve volatilitiyi modellemekte kullanılan açıklayıcı değişken BIST 30 getiri serisinin varyans parametresinin (γ_1) olasılık değeri (0,2826) ve sabit katsayının (α_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) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan α_0 , α_1 , β_1 , γ_1 ve GED parametrelerinin olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde bu parametreler anlamlıdır. Ayrıca bu parametreler $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 \geq 0$, $\beta_1 \geq 0$ ve $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ olma koşullarını sağlamıştır.

$$\alpha_0 = 7.61E-06$$

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

TARCH(1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan α_0 , α_1 , β_1 , γ , γ_1 ve GED parametrelerinin olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde bu parametreler anlamlıdır. Ayrıca bu parametreler $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 \geq 0$, $\beta_1 \geq 0$, $\gamma > 0$ ve $(\alpha_1 + \gamma) \geq 0$ koşullarını sağlamıştır. γ terimi kaldıraç etkisinin ve aynı zamanda asimetrikliğin göstergesidir. γ parametresinin pozitif olması durumunda yani $\gamma > 0$ ise modelde kaldıraç etkisinden söz edilmektedir.

$$\alpha_0 = 1.00E-05$$

$$\beta_1 = 0.897109$$

$$\alpha_1 + \gamma \geq 0, \quad 0,040214 + 0,055677 = 0,095891 \geq 0$$

Böylelikle GARCH (1,1) ve TARCH(1,1) modelleri koşullu varyansı modellemekte kullanılacak anlamlı modellerdir. Bu nedenle GARCH (1,1) ve TARCH(1,1) modelleri arasından getiri serileri arasındaki volatilitiyi ilişkilini modellemekte kullanılacak en uygun modelin seçilmesi gerekmektedir.

Tablo 22’de en uygun modelin seçiminde kullanılan kriterler yer almaktadır. GARCH (1,1) ve TARCH(1,1) modellerinin seçim kriterleri R^2 , Log likelihood, AIC, SC, HQC, MAE ve RMSE değerlerinin birbirine yakın olması nedeniyle en uygun modelin seçiminde, Theil Eşitsizlik Katsayısı (Theil Inequality Coefficient- TIC) değeri en düşük olan GARCH (1,1) modeli en uygun model olarak seçilmiştir.

En uygun model seçiminde yapılan analizlere ilişkin GARCH (1,1), EGARCH(1,1), TARCH(1,1) ve PARCH(1,1) model çıktıları EK 3’te yer almaktadır.

En uygun model seçiminde kullanılan öngörü kriterlerine ilişkin GARCH(1,1), EGARCH(1,1), TARCH(1,1) ve PARCH(1,1) model çıktıları EK 4’te yer almaktadır.

Böylece spot endeksin, endeks vadeli işlemler üzerindeki volatilité etkisini analiz etmekte kullanılacak model BIST 30F getiri serisi için GARCH (1,1) modelidir. Model parametrelerine ilişkin analiz sonuçları aşağıda yer almaktadır.

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.

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

Tablo 22’den hareketle koşullu varyans modelini şu şekilde kurabiliriz;

$$h_t = 7.61\text{E-}06 + 0.053624\varepsilon_{t-1}^2 + 0.920434h_{t-1} + (-0.000672) \text{RBIST30}$$

ARCH ve GARCH parametre katsayıları, α_1 ve $\beta_1 \geq 0$ olma yani negatif olmama ve toplamlarının $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ olma koşulunu sağlamaktadır.

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

Kurulan GARCH (1,1) modelinde α_1 katsayısının (0,053624) küçük olması, BIST 30F endeks vadeli işlemler volatilitésinin piyasaya gelen yeni haberlerden daha az etkilendiğini, β_1 katsayısının (0,920434) büyük olması, geçmiş dönemdeki şokların BIST 30F endeks vadeli işlemler volatilitésini 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 çıkması geçmiş dönemdeki şokların BIST 30F endeks vadeli işlemler volatilitesi arttırdığını söyleyebiliriz. Diğer taraftan RBIST30 spot endeks katsayısının ($\gamma_1 = -0,000672$) negatif olması nedeniyle, spot endeksin, BIST 30F endeks vadeli işlemler volatilitesi azalttığı ancak katsayının çok küçük olması nedeniyle bu etkinin istatistiksel olarak çok önemsiz olduğu sonucuna varabiliriz.

Model parametrelerinin değerlendirilmesinin ardından, kurulan GARCH(1,1) modelinin kalıntıları üzerinde ARCH etkisinin devam edip etmediğinin test edilmesi gerekmektedir. ARCH etkisinin devam etmesi modelin başarısız, ARCH etkisinin ortadan kalkması ise modelin başarılı olduğunu göstermektedir.

Tablo 23. BIST 30F Getiri Serisi GARCH(1,1) Modeli ARCH LM Test Sonuçları

F istatistiği	0.804330		Olasılık F (1,3882)	0.3699
Gözlem Sayısı* R ²	0.804577		Olasılık χ^2 (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

Tablo 23'te GARCH(1,1) Modeline ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği, χ^2 ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığını tespit etmek için olasılık değerlerine bakılır. Boş hipotez ARCH etkisinin olmadığı şeklinde kurulur. Tablodan görüleceği üzere bu değerlerin olasılık değerleri %5'ten yüksektir. Böylece 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.

3.4.3. DAX 30 Analiz Sonuçları

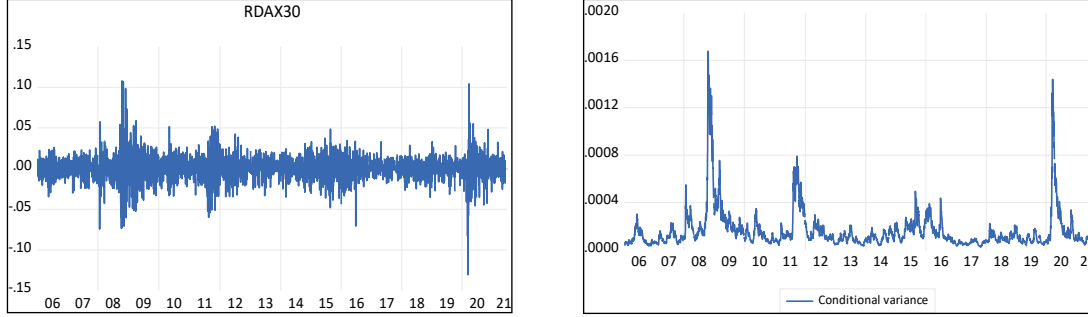
DAX 30 endeksi ve DAX 30F (endeks vadeli işlemler) getiri serilerine ilişkin tanımlayıcı istatistik verileri aşağıda yer almaktadır.

Tablo 24. DAX 30 ve DAX 30F Tanımlayıcı İstatistik Verileri

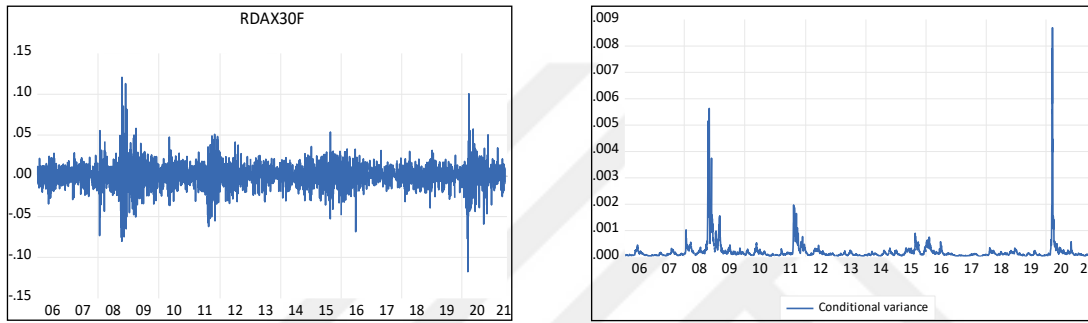
	RDAX30	RDAX30F
Ortalama	0.000268	0.000267
Maksimum	0.107975	0.120767
Minimum	-0.130549	-0.117531
Standart Sapma	0.013831	0.013851
Çarpıklık	-0.233888	-0.188273
Basıklık	11.18663	11.14093
Jarque-Bera	10993.71	10859.10
Olasılık	0.000000	0.000000
Gözlem Sayısı	3924	3924

Tablo 24’te DAX 30 endeksi ve DAX 30F (endeks vadeli işlemler) getiri serilerine ilişkin tanımlayıcı istatistik verileri yer almaktadır. Tabloda Jarque-Bera testi sonuçları 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 DAX 30 endeksi ve DAX 30F (endeks vadeli işlemler) getiri serileri normal dağılıma uygun olmayan serilerdir.

DAX 30



DAX 30F



Şekil 5. DAX 30 ve DAX 30F Getiri ve Koşullu Varyans Grafikleri

Şekil 5’te DAX 30 ve DAX 30F Getiri Serilerine ilişkin volatiliteler ve DAX 30 Getiri Serisine ilişkin PARCH (1,1), DAX 30F Getiri Serisine ilişkin EGARCH(1,1) modelinden elde edilen koşullu varyans grafikleri yer almaktadır. Getiri serilerinin volatilitelerinin yüksek ve serilerde volatiliteler kümelenmesi olduğu görülmektedir. Ayrıca volatilitenin boyutuna bakıldığında 2008 ve 2020 yıllarında serilerinin volatilitesi çok yükselmiştir. Serilerin koşullu varyansları da volatilitelere benzer şekilde 2008 ve 2020 yıllarında yüksek değişkenlik göstermiştir. Serilerin volatilitesi ve koşullu varyansları birbirine çok yakın dağılım göstermektedir.

DAX 30 endeksi ve DAX 30F (endeks vadeli işlemler) getiri serilerine ilişkin durağanlık testleri aşağıda yer almaktadır.

Tablo 25. DAX 30 ve DAX 30F Getiri Serilerinin ADF Durağanlık Test Sonuçları

		Getiri Serisi			
		DAX 30		DAX 30F	
ADF (Sabitsiz ve Trendsiz)		t istatistiği	Olasılık	t istatistiği	Olasılık
	ADF test istatistiği	-62.58613	0.0001	-62.30294	0.0001
	% 1 Seviye	-2.565552		-2.565552	
	% 5 Seviye	-1.940905		-1.940905	
	% 10 Seviye	-1.616645		-1.616645	
ADF (Sabitli)	ADF test istatistiği	-62.60159	0.0001	-62.31792	0.0001
	% 1 Seviye	-3.431832		-3.431832	
	% 5 Seviye	-2.862080		-2.862080	
	% 10 Seviye	-2.567101		-2.567101	
ADF (Sabitli ve Trendli)	ADF test istatistiği	-62.59515	0.0000	-62.31152	0.0000
	% 1 Seviye	-3.960378		-3.960378	
	% 5 Seviye	-3.410951		-3.410951	
	% 10 Seviye	-3.127284		-3.127284	

Tablo 25’te DAX 30 ve DAX 30F getiri serilerine ilişkin Augmented Dickey-Fuller (ADF) durağanlık test sonuçları yer almaktadır. Getiri serilerinin düzey değerleri ile hesaplanan ADF t istatistik katsayıları, MacKinnon kritik değerlerinden %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde mutlak değer olarak yüksek olduğundan, getiri serilerinin birim kök içerdiğini ve durağan olmadığını savunan boş (sıfır) hipotez reddedilir. Bu nedenle DAX 30 ve DAX 30F getiri serileri düzeyde durağandır.

Tablo 26. DAX 30 ve DAX 30F Getiri Serilerinin Lee-Strazicich Tek Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	Model A				Model C			
	Kırılma Tarihi	Ö.S.	Kritik Değerler	t istatistiği	Kırılma Tarihi	Ö.S.	Kritik Değerler	t istatistiği
RDAX30	29.09.2011	%1	-3.798000	-44.58862	17.02.2009	%1	-4.470077	-44.65642
		%5	-3.230000			%5	-3.934178	
		%10	-2.925000			%10	-3.652212	
RDAX30F	01.08.2011	%1	-3.798000	-44.45279	17.02.2009	%1	-4.470077	-44.46284
		%5	-3.230000			%5	-3.934178	
		%10	-2.925000			%10	-3.652212	

Tablo 26’da DAX 30 ve DAX 30F Getiri Serilerinin Lee-Strazicich Tek Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları yer almaktadır. Model A düzeyde, Model C ise düzeyde ve eğimde kırılmaya izin veren birim kök testleridir. DAX 30 getiri serisinin kırılma tarihi Model A’da 29.09.2011 olurken, Model C’de 17.02.2009 olmuştur. DAX 30F getiri serisinin kırılma tarihi Model A’da 01.08.2011 iken, Model C’de 17.02.2009’dur. Getiri serilerinin kırılma tarihlerindeki t istatistik değerleri, %1, %5 ve %10 önem seviyelerindeki kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük olduğundan, DAX 30 ve DAX 30F getiri serileri yapısal kırılma altında durağandır.

3.4.3.1. DAX 30 Spot Endeks Analiz Sonuçları

Bu aşamada DAX 30 getiri serisi için en uygun ortalama denklem araştırılacaktır. Getiri serisi düzeyde durağan olduğu için AR(p) MA(q) yapısı kullanılacaktır. DAX 30 getiri serisi için ARMA(p,q) yapısı otomatik olarak hesaplanmış ve en uygun ortalama denklem olarak ARMA(7,8) modeli bulunmuştur. ARMA(7,8) model sonuçlarına aşağıda yer verilmiştir.

Tablo 27. DAX 30 Getiri Serisi ARMA Modeli Sonuçları

KRİTERLER	DEĞER	AR(p)	KATSAYI	MA(q)	KATSAYI
Sabit	0.00026	AR (1)	0.40024	MA (1)	-0.400892
SIGMASQ	0.000189	AR (2)	-1.15406	MA (2)	1.157262
Olasılık (F-istatistik)	0.000092	AR (3)	0.272038	MA (3)	-0.288587
AIC	-5.726583	AR (4)	-0.185101	MA (4)	0.204624
SC	-5.699398	AR (5)	1.003749	MA (5)	-1.057619
HQC	-5.716937	AR (6)	-0.253575	MA (6)	0.294453
		AR (7)	0.885241	MA (7)	-0.920587
		-	-	MA (8)	0.01148
		TOPLAM	0.968532	TOPLAM	-0.999866

Tablo 27’de DAX 30 getiri serisine ilişkin ARMA(7,8) sonuçları yer almaktadır. Model anlamlılığına bakıldığında Olasılık (F-istatistik) değeri %5’ten küçüktür. Bu nedenle F istatistiği olasılık değeri modelin bütününün anlamlı olduğunu göstermektedir. SIGMASQ değeri olması gerektiği gibi pozitifdir. Ayrıca ortalama denklemin AR ve MA parametrelerinin katsayı değerlerinin kendi aralarında toplamı 1’den küçüktür. Diğer taraftan Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterlerinin değerleri negatif ve küçüktür. Bu sonuçlar ARMA(7,8) modelinin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Ortalama denklem modeli bulunduktan sonra getiri serilerinde ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığı tespit edilir. Bunun için ARCH LM testi kullanılmaktadır. DAX 30 getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları aşağıda yer almaktadır.

Tablo 28. DAX 30 Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları

F istatistiği	50.62799		Olasılık F (1,3921)	0.0000
Gözlem Sayısı* R ²	50.0081		Olasılık χ^2 (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

Tablo 28’de DAX 30 getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği, χ^2 ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. ARCH etkisinin yani değişen

varyansın olup olmadığını tespit etmek için olasılık değerlerine bakılır. Boş hipotez ARCH etkisinin olmadığı şeklinde kurulur. Tablodan görüleceği üzere bu kriterlerin olasılık değerleri %5'in altındadır. Böylece ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez reddedilerek ARCH etkisinin olduğu sonucuna varılır.

DAX 30 getiri serisinde ARCH etkisinin varlığı tespit edildikten sonra volatilité modellemesinde kullanılacak olan en uygun simetrik veya asimetrik koşullu varyans modelinin seçilmesi gerekmektedir. GED ve Student's t dağılım türlerinde tüm modeller için R^2 değeri negatif (eksi) değer aldığından DAX 30 getiri serisi volatilitésini modellemede normal dağılım kullanılmıştır.

Endeks vadeli işlemlerin, spot endeksler üzerindeki volatilité etkisini DAX 30 getiri serisi için analiz etmekte kullanılacak olan modelin seçiminde kullanılacak kriterler aşağıda yer almaktadır.

Tablo 29. DAX 30 Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri

GARCH (1,1) $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma_1 \text{RDAX30F}$								
TARCH(1,1) $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} + \gamma_1 \text{RDAX30F}$								
EGARCH(1,1) $\log(h_t) = \alpha_0 + \beta_1 \log(h_{t-1}) + \alpha_1 \left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma_1 \text{RDAX30F}$								
PARCH(1,1) $h_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 (\varepsilon_{t-1} - \gamma \varepsilon_{t-1})^d + \beta_1 h_{t-1}^d + \gamma_1 \text{RDAX30F}$								
VARYANS DENKLEMİ								
KRİTER	GARCH(1,1)		TARCH(1,1)		EGARCH(1,1)		PARCH(1,1)	
	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık
α_0	3.96E-06	0.0000	3.97E-06	0.0000	-0.487351	0.0000	0.000220	0.0439
α_1	0.059001	0.0000	0.025376	0.0000	0.171415	0.0000	0.069626	0.0000
β_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	-
γ	-	-	0.080338	0.0000	-0.057039	0.0000	0.312075	0.0000
γ_1	-0.001140	0.0000	-0.000861	0.0000	-9.197556	0.0000	-0.039296	0.0156
d	-	-	-	-	-	-	1.067528	0.0000
R^2	-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	-

Tablo 29’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.

GARCH (1,1), TARCH(1,1) ve EGARCH(1,1) modellerinde R^2 değeri negatif (eksi) değeri aldığından, bu modeller koşullu varyansı modellemekte kullanılacak anlamlı modeller değildir. PARCH (1,1) modelinde ise R^2 değeri (0,001347) pozitifdir.

PARCH (1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan $\alpha_0, \alpha_1, \beta_1, \gamma$, γ_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.

$$\alpha_0 = 0.000220$$

$$\alpha_1 + \beta_1 < 1, \quad 0,069626 + 0,921324 = 0,99095 < 1$$

$$\gamma = 0.312075$$

$$d = 1.067528$$

Böylelikle PARCH (1,1) modeli koşullu varyansı modellemekte kullanılacak anlamlı modeldir.

En uygun model seçiminde yapılan analizlere ilişkin GARCH (1,1), EGARCH(1,1), TARCH(1,1) ve PARCH(1,1) model çıktıları EK 5'te yer almaktadır.

En uygun model seçiminde kullanılan öngörü kriterlerine ilişkin GARCH(1,1), EGARCH(1,1), TARCH(1,1) ve PARCH(1,1) model çıktıları EK 6'da yer almaktadır.

Böylece endeks vadeli işlemlerin spot endeks üzerindeki volatilité etkisini analiz etmekte kullanılacak model DAX 30 getiri serisi için PARCH (1,1) modelidir. Model parametrelerine ilişkin analiz sonuçları aşağıda yer almaktadır.

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.

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

Tablo 29'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 α_1 ve β_1 standart GARCH, γ 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 ε_t 'nin işaretine de bağlıdır.

Kurulan PARCH (1,1) modelinde, γ 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 kümelenmesi 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.

Model parametrelerinin değerlendirilmesinin ardından, kurulan PARCH(1,1) modelinin kalıntıları üzerinde ARCH etkisinin devam edip etmediğinin test edilmesi gerekmektedir. ARCH etkisinin devam etmesi modelin başarısız, ARCH etkisinin ortadan kalkması ise modelin başarılı olduğunu göstermektedir.

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

F istatistiği	4.113320		Olasılık F (1,3914)	0.0426
Gözlem Sayısı* R ²	4.111102		Olasılık χ^2 (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

Tablo 30'da PARCH(1,1) Modeline ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği, χ^2 ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığını tespit etmek için olasılık değerlerine bakılır. Boş hipotez ARCH etkisinin olmadığı şeklinde kurulur. Tablodan görüleceği üzere bu değerlerin olasılık değerleri %5'ten küçüktür. Böylece 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.

3.4.3.2. DAX 30F (Endeks Vadeli İşlemler) Analiz Sonuçları

Bu aşamada DAX 30F getiri serisi için en uygun ortalama denklem araştırılacaktır. Getiri serisi düzeyde durağan olduğu için AR(p) MA(q) yapısı kullanılacaktır. DAX 30F getiri serisi için ARMA(p,q) yapısı otomatik olarak hesaplanmış ve en uygun ortalama denklem olarak ARMA(6,7) modeli bulunmuştur. ARMA(6,7) model sonuçlarına aşağıda yer verilmiştir.

Tablo 31.DAX 30F Getiri Serisi ARMA Modeli Sonuçları

KRİTERLER	DEĞER	AR(p)	KATSAYI	MA(q)	KATSAYI
Sabit	0.000259	AR (1)	-0.250659	MA (1)	0.256045
SIGMASQ	0.00019	AR (2)	-0.242264	MA (2)	0.239984
Olasılık (F-istatistik)	0.000262	AR (3)	0.266952	MA (3)	-0.275574
AIC	-5.723092	AR (4)	0.319522	MA (4)	-0.311761
SC	-5.699105	AR (5)	0.871598	MA (5)	-0.91199
HQC	-5.714581	AR (6)	0.011934	MA (6)	-0.013491
		-	-	MA (7)	0.016787
		TOPLAM	0.977083	TOPLAM	-1

Tablo 31’de DAX 30F getiri serisine ilişkin ARMA(6,7) sonuçları yer almaktadır. Model anlamlılığına bakıldığında Olasılık (F-istatistik) değeri %5’ten küçüktür. Bu nedenle F istatistiği olasılık değeri modelin bütününün anlamlı olduğunu göstermektedir. SIGMASQ değeri olması gerektiği gibi pozitifdir. Ayrıca ortalama denklemin AR ve MA parametrelerinin katsayı değerlerinin kendi aralarında toplamı 1’den küçüktür. Diğer taraftan Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterlerinin değerleri negatif ve küçüktür. Bu sonuçlar ARMA(6,7) modelinin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Ortalama denklem modeli bulunduktan sonra getiri serilerinde ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığı tespit edilir. Bunun için ARCH LM testi kullanılmaktadır. DAX 30F getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları aşağıda yer almaktadır.

Tablo 32.DAX 30F Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları

F istatistiği	122.6040		Olasılık F (1,3921)	0.0000
Gözlem Sayısı* R ²	118.9473		Olasılık χ^2 (1)	0.0000
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
Sabit	0.000157	9.78E-06	16.03404	0.0000
RESID^2(-1)	0.174128	0.015726	11.07267	0.0000

Tablo 32’de DAX 30F getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği, χ^2 ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığını tespit etmek için olasılık değerlerine bakılır. Boş hipotez ARCH etkisinin olmadığı şeklinde kurulur. Tablodan görüleceği üzere bu kriterlerin olasılık değerleri %5’in altındadır. Böylece ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez reddedilerek ARCH etkisinin olduğu sonucuna varılır.

DAX 30F getiri serisinde ARCH etkisinin varlığı tespit edildikten sonra volatilité modellemesinde kullanılacak olan en uygun simetrik veya asimetrik koşullu varyans modelinin seçilmesi gerekmektedir. GED ve Student’s t dağılım türlerinde tüm modeller için R² değeri negatif (eksi) değer aldığından DAX 30F getiri serisi volatilitésini modellemede normal dağılım kullanılmıştır.

Spot endekslerin, endeks vadeli işlemler üzerindeki volatilité etkisini DAX30F getiri serisi için analiz etmekte kullanılacak olan modelin seçiminde kullanılacak kriterler aşağıda yer almaktadır.

Tablo 33. DAX 30F Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri

GARCH (1,1) $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma_1 \text{RDAX30}$								
TARCH(1,1) $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} + \gamma_1 \text{RDAX30}$								
EGARCH(1,1) $\log(h_t) = \alpha_0 + \beta_1 \log(h_{t-1}) + \alpha_1 \left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma_1 \text{RDAX30}$								
PARCH(1,1) $h_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 (\varepsilon_{t-1} - \gamma \varepsilon_{t-1})^d + \beta_1 h_{t-1}^d + \gamma_1 \text{RDAX30}$								
VARYANS DENKLEMİ								
KRİTER	GARCH(1,1)		TARCH(1,1)		EGARCH(1,1)		PARCH(1,1)	
	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık
α_0	3.84E-06	0.0000	4.38E-06	0.0000	-0.268967	0.0000	0.000309	0.0204
α_1	0.058081	0.0000	0.025256	0.0000	0.116274	0.0000	0.068275	0.0000
β_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	-
γ	-	-	0.085182	0.0000	-0.015117	0.1371	0.174115	0.0291
γ_1	-0.001082	0.0000	-0.000798	0.0000	-9.384358	0.0000	-0.057604	0.0059
d	-	-	-	-	-	-	0.994041	0.0000
R^2	-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	-

Tablo 33'te spot endekslerin, endeks vadeli işlemler üzerindeki volatilité 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), TARCH(1,1) ve PARCH (1,1) modellerinde R^2 değeri negatif (eksi) değeri aldığından, bu modeller koşullu varyansı modellemekte kullanılacak anlamlı modeller değildir. EGARCH(1,1) modelinde ise R^2 değeri (0,001570) pozitiftir.

En uygun model seçiminde yapılan analizlere ilişkin GARCH (1,1), EGARCH(1,1), TARCH(1,1) ve PARCH(1,1) model çıktıları EK 7’de yer almaktadır.

En uygun model seçiminde kullanılan öngörü kriterlerine ilişkin GARCH(1,1), EGARCH(1,1), TARCH(1,1) ve PARCH(1,1) model çıktıları EK 8’de yer almaktadır.

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.

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

Tablo 33’ten 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 γ 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 γ parametresinin olasılık değeri (0,1371) 0,05’ten büyük olduğundan istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu nedenle spot endeksin, DAX 30F endeks vadeli işlemler üzerindeki volatilitiyi etkisini analiz

etmek için EGARCH (1,1) uygun model değildir. Böylelikle RDAX30 spot endeksin, RDAX30F endeks vadeli işlemler volatilitesi üzerindeki etkisini değerlendirmek mümkün olmamaktadır.

Model parametrelerinin değerlendirilmesinin ardından, kurulan EGARCH(1,1) modelinin kalıntıları üzerinde ARCH etkisinin devam edip etmediğinin test edilmesi gerekmektedir. ARCH etkisinin devam etmesi modelin başarısız, ARCH etkisinin ortadan kalkması ise modelin başarılı olduğunu göstermektedir.

Tablo 34. DAX 30F Getiri Serisi EGARCH(1,1) Modeli ARCH LM Test Sonuçları

F istatistiği	3.759168		Olasılık F (1,3915)	0.0526
Gözlem Sayısı* R ²	3.757481		Olasılık χ^2 (1)	0.0526
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
Sabit	1.032066	0.032240	32.01235	0.0000
RESID ² (-1)	-0.030972	0.015975	-1.938857	0.0526

Tablo 34'te EGARCH(1,1) Modeline ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği, χ^2 ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığını tespit etmek için olasılık değerlerine bakılır. Boş hipotez ARCH etkisinin olmadığı şeklinde kurulur. Tablodan görüleceği üzere bu değerlerin olasılık değerleri %5'ten yüksektir. Böylece 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 volatilitayı modellemede başarılı olduğunu göstermektedir.

3.4.4. S&P 500 Analiz Sonuçları

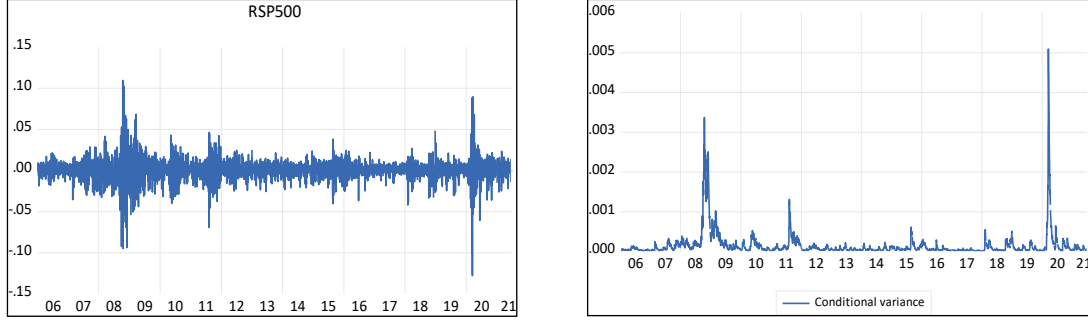
S&P 500 endeksi ve S&P 500F (endeks vadeli işlemler) getiri serilerine ilişkin tanımlayıcı istatistik verileri aşağıda yer almaktadır.

Tablo 35. S&P 500 ve S&P 500F Tanımlayıcı İstatistik Verileri

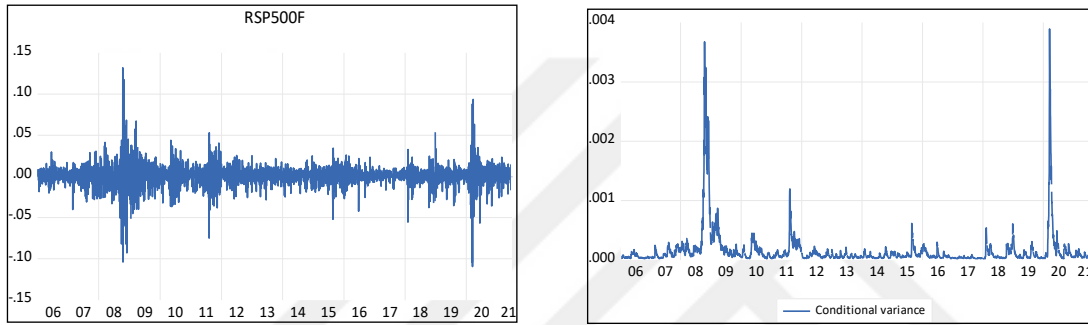
	RSP500	RSP500F
Ortalama	0.000312	0.00031
Maksimum	0.109572	0.131973
Minimum	-0.127652	-0.109536
Standart Sapma	0.012686	0.012673
Çarpıklık	-0.563944	-0.335004
Basıklık	16.59554	17.92934
Jarque-Bera	30211.99	36254.59
Olasılık	0.000000	0.000000
Gözlem Sayısı	3896	3896

Tablo 35'te S&P 500 endeksi ve S&P 500F (endeks vadeli işlemler) getiri serilerine ilişkin tanımlayıcı istatistik verileri yer almaktadır. Tabloda Jarque-Bera testi sonuçları 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 S&P 500 endeksi ve S&P 500F (endeks vadeli işlemler) getiri serileri normal dağılıma uygun olmayan serilerdir.

S&P 500



S&P 500F



Şekil 6. S&P 500 ve S&P 500F Getiri ve Koşullu Varyans Grafikleri

Şekil 6’da S&P 500 ve S&P 500F Getiri Serilerine ilişkin volatiliteler ve S&P 500 Getiri Serisine ilişkin TARCH (1,1), S&P 500F Getiri Serisine ilişkin GARCH(1,1) modelinden elde edilen koşullu varyans grafikleri yer almaktadır. Getiri serilerinin volatilitelerinin yüksek ve serilerde volatiliteler kümelendiği görülmektedir. Ayrıca volatilitenin boyutuna bakıldığında 2008 ve 2020 yıllarında serilerinin volatilitesi çok yükselmiştir. Serilerin koşullu varyansları da volatilitelere benzer şekilde 2008 ve 2020 yıllarında yüksek değişkenlik göstermiştir. Serilerin volatilitesi ve koşullu varyansları birbirine çok yakın dağılım göstermektedir.

S&P 500 endeksi ve S&P 500F (endeks vadeli işlemler) getiri serilerine ilişkin durağanlık testleri aşağıda yer almaktadır.

Tablo 36. S&P 500 ve S&P 500F Getiri Serilerinin ADF Durağanlık Test Sonuçları

		Getiri Serisi			
		S&P 500		S&P 500F	
ADF (Sabitsiz ve Trendsiz)		t istatistiği	Olasılık	t istatistiği	Olasılık
	ADF test istatistiği	-72.05660	0.0001	-69.66816	0.0001
	% 1 Seviye	-2.565556		-2.565556	
	% 5 Seviye	-1.940905		-1.940905	
	% 10 Seviye	-1.616645		-1.616645	
ADF (Sabitli)	ADF test istatistiği	-72.09798	0.0001	-69.70584	0.0001
	% 1 Seviye	-3.431844		-3.431844	
	% 5 Seviye	-2.862085		-2.862085	
	% 10 Seviye	-2.567104		-2.567104	
ADF (Sabitli ve Trendli)	ADF test istatistiği	-72.11965	0.0001	-69.72627	0.0000
	% 1 Seviye	-3.960395		-3.960395	
	% 5 Seviye	-3.410959		-3.410959	
	% 10 Seviye	-3.127289		-3.127289	

Tablo 36’da S&P 500 ve S&P 500F getiri serilerine ilişkin Augmented Dickey-Fuller (ADF) durağanlık test sonuçları yer almaktadır. Getiri serilerinin düzey değerleri ile hesaplanan ADF t istatistik katsayıları, MacKinnon kritik değerlerinden %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde mutlak değer olarak yüksek olduğundan, getiri serilerinin birim kök içerdiğini ve durağan olmadığını savunan boş (sıfır) hipotez reddedilir. Bu nedenle S&P 500 ve S&P 500F getiri serileri düzeyde durağandır.

Tablo 37. S&P 500 ve S&P 500F Getiri Serilerinin Lee-Strazicich Tek Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	Model A				Model C			
	Kırılma Tarihi	Ö.S.	Kritik Değerler	t istatistiği	Kırılma Tarihi	Ö.S.	Kritik Değerler	t istatistiği
RSP500	20.11.2008	%1	-3.798000	-47.96101	23.07.2009	%1	-4.487605	-47.84528
		%5	-3.230000			%5	-3.953349	
		%10	-2.925000			%10	-3.671931	
RSP500F	04.10.2011	%1	-3.798000	-48.31075	02.01.2009	%1	-4.467145	-48.46652
		%5	-3.230000			%5	-3.931145	
		%10	-2.925000			%10	-3.649542	

Tablo 37’de S&P 500 ve S&P 500F Getiri Serilerinin Lee-Strazicich Tek Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları yer almaktadır. Model A düzeyde, Model C ise düzeyde ve eğimde kırılmaya izin veren birim kök testleridir. S&P 500 getiri serisinin kırılma tarihi Model A’da 20.11.2008 olurken, Model C’de 23.07.2009 olmuştur. S&P 500F getiri serisinin kırılma tarihi Model A’da 04.10.2011 iken, Model C’de 02.01.2009’dur. Getiri serilerinin kırılma tarihlerindeki t istatistik değerleri, %1, %5 ve %10 önem seviyelerindeki kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük olduğundan, S&P 500 ve S&P 500F getiri serileri yapısal kırılma altında durağandır.

3.4.4.1. S&P 500 Spot Endeks Analiz Sonuçları

Bu aşamada S&P 500 getiri serisi için en uygun ortalama denklem araştırılacaktır. Getiri serisi düzeyde durağan olduğu için AR(p) MA(q) yapısı kullanılacaktır. S&P 500 getiri serisi için ARMA(p,q) yapısı otomatik olarak hesaplanmış ve en uygun ortalama denklem olarak ARMA(4,5) modeli bulunmuştur. ARMA(4,5) model sonuçlarına aşağıda yer verilmiştir.

Tablo 38. S&P 500 Getiri Serisi ARMA Modeli Sonuçları

KRİTERLER	DEĞER	AR(p)	KATSAYI	MA(q)	KATSAYI
Sabit	0.000312	AR (1)	0.570448	MA (1)	-0.712436
SIGMASQ	0.000157	AR (2)	-0.230781	MA (2)	0.307586
Olasılık (F-istatistik)	0.000000	AR (3)	-0.206402	MA (3)	0.203432
AIC	-5.917233	AR (4)	0.713737	MA (4)	-0.793129
SC	-5.899537	-	-	MA (5)	0.119657
HQC	-5.910952	-	-	-	-
		TOPLAM	0.847002	TOPLAM	-0.87489

Tablo 38’de S&P 500 getiri serisine ilişkin ARMA(4,5) sonuçları yer almaktadır. Model anlamlılığına bakıldığında Olasılık (F-istatistik) değeri %5’ten küçüktür. Bu nedenle F istatistiği olasılık değeri modelin bütününün anlamlı olduğunu göstermektedir. SIGMASQ değeri olması gerektiği gibi pozitiftir. Ayrıca ortalama denklemin AR ve MA parametrelerinin katsayı değerlerinin kendi aralarında toplamı 1’den küçüktür. Diğer taraftan Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterlerinin değerleri negatif ve küçüktür. Bu sonuçlar ARMA(4,5) modelinin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Ortalama denklem modeli bulunduktan sonra getiri serilerinde ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığı tespit edilir. Bunun için ARCH LM testi kullanılmaktadır. S&P 500 getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları aşağıda yer almaktadır.

Tablo 39. S&P 500 Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları

F istatistiği	310.9659		Olasılık F (1,3893)	0.0000
Gözlem Sayısı* R ²	288.1118		Olasılık χ^2 (1)	0.0000
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
Sabit	0.000114	9.45E-06	12.07688	0.0000
RESID^2(-1)	0.271974	0.015423	17.63423	0.0000

Tablo 39’da S&P 500 getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği, χ^2 ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığını tespit etmek için olasılık değerlerine bakılır. Boş hipotez ARCH etkisinin olmadığı şeklinde kurulur. Tablodan görüleceği üzere bu kriterlerin olasılık değerleri %5’in altındadır. Böylece ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez reddedilerek ARCH etkisinin olduğu sonucuna varılır.

S&P 500 getiri serisinde ARCH etkisinin varlığı tespit edildikten sonra volatilité modellemesinde kullanılacak olan en uygun simetrik veya asimetrik koşullu varyans modelinin seçilmesi gerekmektedir. S&P 500 getiri serisi normal dağılıma uygun olmadığı için getiri volatilitésini modellemede Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (Generalized Error Distribution-GED) kullanılmıştır.

Endeks vadeli işlemlerin, spot endeksler üzerindeki volatilité etkisini S&P 500 getiri serisi için analiz etmekte kullanılacak olan modelin seçiminde kullanılacak kriterler aşağıda yer almaktadır.

Tablo 40. S&P 500 Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri

GARCH (1,1)								
$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma_1 \text{RSP500F}$								
TARCH(1,1)								
$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} + \gamma_1 \text{RSP500F}$								
EGARCH(1,1)								
$\log(h_t) = \alpha_0 + \beta_1 \log(h_{t-1}) + \alpha_1 \left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma_1 \text{RSP500F}$								
PARCH(1,1)								
$h_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 (\varepsilon_{t-1} - \gamma \varepsilon_{t-1})^d + \beta_1 h_{t-1}^d + \gamma_1 \text{RSP500F}$								
VARYANS DENKLEMİ								
KRİTER	GARCH(1,1)		TARCH(1,1)		EGARCH(1,1)		PARCH(1,1)	
	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık
α_0	2.88E-06	0.0000	2.98E-06	0.0000	-0.376110	0.0000	0.001033	0.0000
α_1	0.099188	0.0000	0.062288	0.0000	0.169002	0.0000	0.053127	0.0000
β_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	-
γ	-	-	0.082233	0.0001	0.009409	0.4419	-0.837461	0.0000
γ_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^2	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	-

Tablo 40’da endeks vadeli işlemlerin, spot endeksler üzerindeki volatilité 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 asimetrik etkiyi ifade eden γ parametresinin olasılık değeri (0,4419), 0,05'ten büyük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde γ parametresi anlamlı değildir. Ayrıca R^2 değeri negatif (eksi)'dir.

PARCH(1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan α_1 ve β_1 parametrelerinin katsayı toplamı, $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ ($0,053127 + 0,950105 = 1,003232$), 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) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan α_0 , α_1 , β_1 , γ_1 ve GED parametrelerinin olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde bu parametreler anlamlıdır. Ayrıca bu parametreler $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 \geq 0$, $\beta_1 \geq 0$ ve $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ olma koşullarını sağlamıştır.

$$\alpha_0 = 2.88E-06$$

$$\alpha_1 + \beta_1 < 1, \quad 0,099188 + 0,872791 = 0,971979 < 1$$

TARCH(1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan α_0 , α_1 , β_1 , γ , γ_1 ve GED parametrelerinin olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde bu parametreler anlamlıdır. Ayrıca bu parametreler $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 \geq 0$, $\beta_1 \geq 0$, $\gamma > 0$ ve $(\alpha_1 + \gamma) \geq 0$ koşullarını sağlamıştır. γ terimi kaldıraç etkisinin ve aynı zamanda asimetrikliğin göstergesidir. γ parametresinin pozitif olması durumunda yani $\gamma > 0$ ise modelde kaldıraç etkisinden söz edilmektedir.

$$\alpha_0 = 2.98E-06$$

$$\beta_1 = 0.862011$$

$$\alpha_1 + \gamma \geq 0, \quad 0,062288 + 0,082233 = 0,144521 \geq 0$$

Böylelikle GARCH (1,1) ve TARCH(1,1) modelleri koşullu varyansı modellemekte kullanılacak anlamlı modellerdir. Bu nedenle GARCH (1,1) ve TARCH(1,1) modelleri arasından getiri serileri arasındaki volatilité ilişkisini modellemekte kullanılacak en uygun modelin seçilmesi gerekmektedir.

Tablo 40’da en uygun modelin seçiminde kullanılan kriterler yer almaktadır. GARCH (1,1) ve TARCH(1,1) modellerinin seçim kriterleri R^2 , Log likelihood, SC, HQC, MAE, RMSE ve TIC değerlerinin birbirine yakın olması nedeniyle en uygun modelin seçiminde, AIC değeri en düşük olan TARCH (1,1) modeli en uygun model olarak seçilmiştir.

En uygun model seçiminde yapılan analizlere ilişkin GARCH (1,1), EGARCH(1,1), TARCH(1,1) ve PARCH(1,1) model çıktıları EK 9’da yer almaktadır.

En uygun model seçiminde kullanılan öngörü kriterlerine ilişkin GARCH(1,1), EGARCH(1,1), TARCH(1,1) ve PARCH(1,1) model çıktıları EK 10’da yer almaktadır.

Böylece endeks vadeli işlemlerin spot endeks üzerindeki volatilité etkisini analiz etmekte kullanılacak model S&P 500 getiri serisi için TARCH (1,1) modelidir. Model parametrelerine ilişkin analiz sonuçları aşağıda yer almaktadır.

TARCH(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 TARCH(1,1) modeline dahil edilmesi ile koşullu varyans modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

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

Tablo 40’dan hareketle koşullu varyans modelini şu şekilde kurabiliriz;

$$h_t = 2.98\text{E-}06 + 0.062288 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.862011 h_{t-1} + 0.082233 \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} + (-0.000798) \text{RSP500F}$$

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. ε_{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 α parametresi ARCH etkisinin, β parametresi GARCH etkisinin ve γ 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, γ 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 α_1 iken, olumsuz haberlerin koşullu varyans üzerindeki etkisi $(\alpha_1 + \gamma)$ 'e eşittir. Kaldıraç etkisi, γ parametresi ile ilgili olup, $\gamma \neq 0$ durumu asimetriyi ifade etmektedir. Buna göre $\gamma > 0$ ve istatistiksel olarak anlamlı ise kaldıraç etkisi vardır.

Kurulan TARCH (1,1) modelinde, γ parametresi istatistiksel açıdan anlamlı ve γ 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 katsayının çok küçük olması nedeniyle bu etkinin istatistiksel olarak çok önemsiz olduğu sonucuna varabiliriz.

Model parametrelerinin değerlendirilmesinin ardından, kurulan TARCH(1,1) modelinin kalıntıları üzerinde ARCH etkisinin devam edip etmediğinin test edilmesi gerekmektedir. ARCH etkisinin devam etmesi modelin başarısız, ARCH etkisinin ortadan kalkması ise modelin başarılı olduğunu göstermektedir.

Tablo 41. S&P 500 Getiri Serisi TARCH(1,1) Modeli ARCH LM Test Sonuçları

F istatistiği	0.542969		Olasılık F (1,3889)	0.4612
Gözlem Sayısı* R ²	0.543172		Olasılık χ^2 (1)	0.4611
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
Sabit	0.989489	0.034326	28.82637	0.0000
RESID^2(-1)	0.011815	0.016034	0.736864	0.4612

Tablo 41’de TARCH(1,1) Modeline ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği, χ^2 ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığını tespit etmek için olasılık değerlerine bakılır. Boş hipotez ARCH etkisinin olmadığı şeklinde kurulur. Tablodan görüleceği üzere bu değerlerin olasılık değerleri %5’ten yüksektir. Böylece ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez kabul edilir. Böylelikle TARCH(1,1) modelinin kalıntıları üzerinde yapılan ARCH LM testi sonucu değişen varyans ortadan kalkmıştır. Bu durum TARCH(1,1) modelinin değişen varyansı yani volatilitiyi modellemede başarılı olduğunu göstermektedir.

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

Bu aşamada S&P 500F getiri serisi için en uygun ortalama denklem araştırılacaktır. Getiri serisi düzeyde durağan olduğu için AR(p) MA(q) yapısı kullanılacaktır. S&P 500F getiri serisi için ARMA(p,q) yapısı otomatik olarak hesaplanmış ve en uygun ortalama denklem olarak ARMA(5,5) modeli bulunmuştur. ARMA(5,5) model sonuçlarına aşağıda yer verilmiştir.

Tablo 42. S&P 500F Getiri Serisi ARMA Modeli Sonuçları

KRİTERLER	DEĞER	AR(p)	KATSAYI	MA(q)	KATSAYI
Sabit	0.00031	AR (1)	0.1465	MA (1)	-0.26012
SIGMASQ	0.000157	AR (2)	-0.405532	MA (2)	0.401036
Olasılık (F-istatistik)	0.000000	AR (3)	-0.35218	MA (3)	0.339064
AIC	-5.91297	AR (4)	0.342387	MA (4)	-0.444071
SC	-5.893665	AR (5)	0.0886	MA (5)	-0.043868
HQC	-5.906118	-	-	-	-
		TOPLAM	-0.180225	TOPLAM	-0.007959

Tablo 42’de S&P 500F getiri serisine ilişkin ARMA(5,5) sonuçları yer almaktadır. Model anlamlılığına bakıldığında Olasılık (F-istatistik) değeri %5’ten küçüktür. Bu nedenle F istatistiği olasılık değeri modelin bütününün anlamlı olduğunu göstermektedir. SIGMASQ değeri olması gerektiği gibi pozitiftir. Ayrıca ortalama denklemin AR ve MA parametrelerinin katsayı değerlerinin kendi aralarında toplamı 1’den küçüktür. Diğer taraftan Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterlerinin değerleri negatif ve küçüktür. Bu sonuçlar ARMA(5,5) modelinin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Ortalama denklem modeli bulunduktan sonra getiri serilerinde ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığı tespit edilir. Bunun için ARCH LM testi kullanılmaktadır. S&P 500F getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları aşağıda yer almaktadır.

Tablo 43. S&P 500F Getiri Serisi ARCH LM Test Sonuçları

F istatistiği	255.7585		Olasılık F (1,3893)	0.0000
Gözlem Sayısı* R ²	240.1151		Olasılık χ^2 (1)	0.0000
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
Sabit	0.000118	9.88E-06	11.96868	0.0000
RESID^2(-1)	0.248288	0.015525	15.99245	0.0000

Tablo 43’te S&P 500F getiri serisine ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği, χ^2 ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığını tespit etmek için olasılık değerlerine bakılır. Boş hipotez ARCH etkisinin olmadığı şeklinde kurulur. Tablodan görüleceği üzere bu kriterlerin olasılık değerleri %5’in altındadır. Böylece ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez reddedilerek ARCH etkisinin olduğu sonucuna varılır.

S&P 500F getiri serisinde ARCH etkisinin varlığı tespit edildikten sonra volatilité modellemesinde kullanılacak olan en uygun simetrik veya asimetrik koşullu varyans modelinin seçilmesi gerekmektedir. S&P 500F getiri serisi normal dağılıma uygun olmadığı için getiri volatilitésini modellemede Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (Generalized Error Distribution-GED) kullanılmıştır.

Spot endekslerin, endeks vadeli işlemler üzerindeki volatilité etkisini S&P 500F getiri serisi için analiz etmekte kullanılacak olan modelin seçiminde kullanılacak kriterler aşağıda yer almaktadır.

Tablo 44. S&P 500F Getiri Serisi Koşullu Varyans Model Kriterleri

GARCH (1,1)								
$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma_1 \text{RSP500}$								
TARCH(1,1)								
$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} + \gamma_1 \text{RSP500}$								
EGARCH(1,1)								
$\log(h_t) = \alpha_0 + \beta_1 \log(h_{t-1}) + \alpha_1 \left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma_1 \text{RSP500}$								
PARCH(1,1)								
$h_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 (\varepsilon_{t-1} - \gamma \varepsilon_{t-1})^d + \beta_1 h_{t-1}^d + \gamma_1 \text{RSP500}$								
VARYANS DENKLEMİ								
KRİTER	GARCH(1,1)		TARCH(1,1)		EGARCH(1,1)		PARCH(1,1)	
	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık
α_0	3.06E-06	0.0000	3.34E-06	0.0000	-0.414617	0.0000	0.001012	0.0000
α_1	0.108307	0.0000	0.062534	0.0000	0.189224	0.0000	0.057321	0.0000
β_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	-
γ	-	-	0.113048	0.0000	0.006274	0.6283	-0.798123	0.0000
γ_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^2	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	-

Tablo 44'te 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 γ parametresinin olasılık değeri (0,6283), 0,05'ten büyük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde γ parametresi anlamlı değildir. Ayrıca R^2 değeri negatif (eksi)'dir.

PARCH(1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan α_1 ve β_1 parametrelerinin katsayı toplamı, $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ ($0,057321 + 0,946533 = 1,003854$), 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) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan α_0 , α_1 , β_1 , γ_1 ve GED parametrelerinin olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde bu parametreler anlamlıdır. Ayrıca bu parametreler $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 \geq 0$, $\beta_1 \geq 0$ ve $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ olma koşullarını sağlamıştır.

$$\alpha_0 = 3.06E-06$$

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

TARCH(1,1) modelinde varyans parametreleri içinde yer alan α_0 , α_1 , β_1 , γ , γ_1 ve GED parametrelerinin olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğundan %5 anlamlılık düzeyinde bu parametreler anlamlıdır. Ayrıca bu parametreler $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 \geq 0$, $\beta_1 \geq 0$, $\gamma > 0$ ve $(\alpha_1 + \gamma) \geq 0$ koşullarını sağlamıştır. γ terimi kaldıraç etkisinin ve aynı zamanda asimetrikliğin göstergesidir. γ parametresinin pozitif olması durumunda yani $\gamma > 0$ ise modelde kaldıraç etkisinden söz edilmektedir.

$$\alpha_0 = 3.34E-06$$

$$\beta_1 = 0.842836$$

$$\alpha_1 + \gamma \geq 0, \quad 0,062534 + 0,113048 = 0,175582 \geq 0$$

Böylelikle GARCH (1,1) ve TARCH(1,1) modelleri koşullu varyansı modellemekte kullanılacak anlamlı modellerdir. Bu nedenle GARCH (1,1) ve

TARCH(1,1) modelleri arasından getiri serileri arasındaki volatilité ilişkisini modellemekte kullanılacak en uygun modelin seçilmesi gerekmektedir.

Tablo 44'te en uygun modelin seçiminde kullanılan kriterler yer almaktadır. GARCH (1,1) ve TARCH(1,1) modellerinin seçim kriterleri R^2 , Log likelihood, AIC, SC, HQC, MAE ve RMSE değerlerinin birbirine yakın olması nedeniyle en uygun modelin seçiminde, TIC değeri en düşük olan GARCH (1,1) modeli en uygun model olarak seçilmiştir.

En uygun model seçiminde yapılan analizlere ilişkin GARCH (1,1), EGARCH(1,1), TARCH(1,1) ve PARCH(1,1) model çıktıları EK 11'de yer almaktadır.

En uygun model seçiminde kullanılan öngörü kriterlerine ilişkin GARCH(1,1), EGARCH(1,1), TARCH(1,1) ve PARCH(1,1) model çıktıları EK 12'de yer almaktadır.

Böylece spot endeksin, endeks vadeli işlemler üzerindeki volatilité etkisini analiz etmekte kullanılacak model S&P 500F getiri serisi için GARCH (1,1) modelidir. Model parametrelerine ilişkin analiz sonuçları aşağıda yer almaktadır.

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.

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

Tablo 44'ten hareketle koşullu varyans modelini şu şekilde kurabiliriz;

$$h_t = 3.06\text{E-}06 + 0.108307\varepsilon_{t-1}^2 + 0.862806h_{t-1} + (-0.000982) \text{RSP500}$$

ARCH ve GARCH parametre katsayıları, α_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 α_1 katsayısının (0,108307) küçük olması, S&P 500F endeks vadeli işlemler volatilitésinin piyasaya gelen yeni haberlerden daha az etkilendiğini, β_1 katsayısının (0,862806) büyük olması, 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 çıkması geçmiş dönemdeki şokların S&P 500F endeks vadeli işlemler volatilitésini arttırdığını söyleyebiliriz. Diğer taraftan RSP500 spot endeks katsayısının ($\gamma_1 = -0,000982$) negatif olması nedeniyle, 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.

Model parametrelerinin değerlendirilmesinin ardından, kurulan GARCH(1,1) modelinin kalıntıları üzerinde ARCH etkisinin devam edip etmediğinin test edilmesi gerekmektedir. ARCH etkisinin devam etmesi modelin başarısız, ARCH etkisinin ortadan kalkması ise modelin başarılı olduğunu göstermektedir.

Tablo 45. S&P 500F Getiri Serisi GARCH(1,1) Modeli ARCH LM Test Sonuçları

F istatistiği	0.125853		Olasılık F (1,3888)	0.7228
Gözlem Sayısı* R ²	0.125914		Olasılık χ^2 (1)	0.7227
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
Sabit	1.007411	3.49E-02	28.83995	0.0000
RESID^2(-1)	-0.005689	0.016037	-0.354758	0.7228

Tablo 45'te GARCH(1,1) Modeline ilişkin ARCH LM testi sonuçları yer almaktadır. ARCH tahmin sonuçlarında F istatistiği, χ^2 ve kalıntıların karelerinin gecikmeli değerlerinin olasılıkları yer almaktadır. ARCH etkisinin yani değişen varyansın olup olmadığını tespit etmek için olasılık değerlerine bakılır. Boş hipotez ARCH etkisinin olmadığı şeklinde kurulur. Tablodan görüleceği üzere bu değerlerin olasılık değerleri %5'ten yüksektir. Böylece ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez kabul edilir. Böylelikle GARCH(1,1) modelinin kalıntıları üzerinde yapılan

ARCH LM testi sonucu deęiřen varyans ortadan kalkmıřtır. Bu durum GARCH(1,1) modelinin deęiřen varyansı yani volatilitiyi modellemede başarılı olduęunu göstermektedir.

3.4.5. DCC GARCH Analiz Sonuçları

DCC-GARCH modelleri çok deęiřkenli ve yüksek boyutlu veri setleri için uygulanabilmektedir. Dinamik Kořullu Korelasyon GARCH (DCC-GARCH) modeli kořullu korelasyonların zaman içinde deęiřmesine zemin sağlamaktadır. Zaman ierisinde zaman serilerinde oynaklıklar oluřtuęunda, DCC-GARCH modeli, zaman serilerinin oynaklıęını analiz ve tahmin etmekte kullanılan en uygun yöntemlerden biridir. Nitekim kořullu kovaryans matrislerini tahmin etmek iin daha kapsamlı bilgiler sağlamaktadır.

Bu ařamada spot endeksler ve endeks vadeli iřlemler arasındaki volatilitiye iliřkisi DCC-GARCH (1,1) modeli ile arařtırılmıř ve sonuçlara ařaęıda yer verilmiřtir.

Tablo 46. DCC-GARCH (1,1) Modeli (Spot Endeks) Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	z İstatistiği	Olasılık
rbist30 - rbist30f	0.9479607	0.0038451	246.54	0.000
rbist30 - rdax30f	0.0008062	0.0047281	0.17	0.865
rbist30 - rsp500f	-0.0068904	0.0058998	-1.17	0.243
α	0.3390563	0.0321412	10.55	0.000
β	0.585604	0.0297331	19.70	0.000
$\alpha + \beta$	0.9246603	-	-	-
rdax30 - rbist30f	0.0003284	0.0014152	0.23	0.816
rdax30 - rdax30f	0.9949233	0.0020136	494.10	0.000
rdax30 - rsp500f	0.0010074	0.0022255	0.45	0.651
α	0.5846227	0.0379372	15.41	0.000
β	0.2023461	0.0371623	5.44	0.000
$\alpha + \beta$	0.7869688	-	-	-
rsp500 - rbist30f	-0.0001245	0.001517	-0.08	0.935
rsp500 - rdax30f	-0.0006203	0.0020719	-0.30	0.765
rsp500 - rsp500f	0.9824102	0.0027722	354.38	0.000
α	0.2587106	0.0272464	9.50	0.000
β	0.6907616	0.0291775	23.67	0.000
$\alpha + \beta$	0.9494722	-	-	-
Korelasyon (rbist30, rdax30)	0.0140177	0.0178235	0.79	0.432
Korelasyon (rbist30, rsp500)	-0.0235542	0.0180042	-1.31	0.191
Korelasyon (rdax30, rsp500)	-0.0272955	0.0176827	-1.54	0.123

Tablo 46’da spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasındaki volatilité ilişkisine yer verilmektedir. Koşullu korelasyonların olasılık değeri incelendiğinde, rbist30 - rbist30f, rdax30 - rdax30f ve rsp500 - rsp500f arasındaki ilişkilerin anlamlı ve korelasyon katsayıları incelendiğinde ise, rbist30 - rbist30f, rdax30 - rdax30f ve rsp500 - rsp500f arasında yüksek korelasyon olduğu görülmektedir. Spot endeksler (rbist30, rdax30), (rbist30, rsp500) ve (rdax30, rsp500) arasında ise anlamlı ilişki bulunmamaktadır.

Diğer taraftan endeks vadeli işlemler ve spot endeksler arasındaki volatilité ilişkisi DCC-GARCH (1,1) modeli ile araştırılmış ve sonuçlara aşağıda yer verilmiştir.

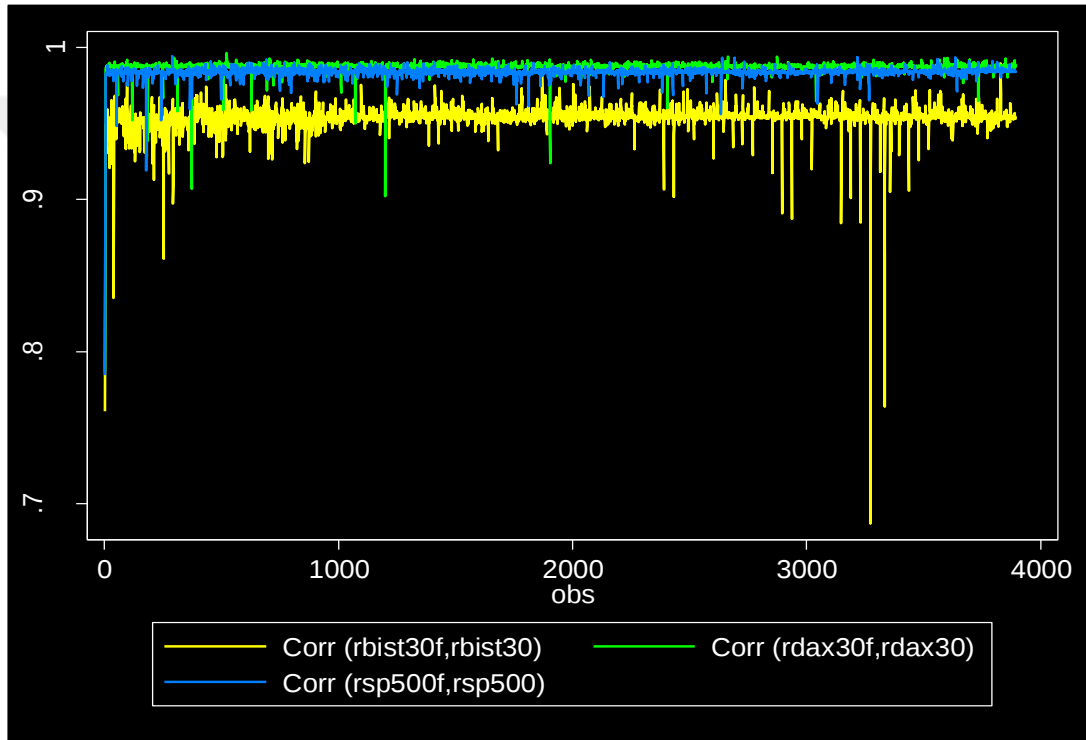
Tablo 47. DCC-GARCH (1,1) Modeli (Endeks Vadeli İşlem) Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	z İstatistiği	Olasılık
rbist30f - rbist30	0.9915367	0.0040147	246.97	0.000
rbist30f - rdax30	-0.0008843	0.0048071	-0.18	0.854
rbist30f - rsp500	0.0170363	0.0060098	2.83	0.005
α	0.3398338	0.03134	10.84	0.000
β	0.5835177	0.0279181	20.90	0.000
$\alpha + \beta$	0.9233515	-	-	-
rdax30f - rbist30	-0.0016649	0.0013603	-1.22	0.221
rdax30f - rdax30	0.9908917	0.0018265	542.51	0.000
rdax30f - rsp500	-0.0002798	0.0021973	-0.13	0.899
α	0.6220134	0.0397387	15.65	0.000
β	0.169903	0.0302096	5.62	0.000
$\alpha + \beta$	0.7919164	-	-	-
rsp500f - rbist30	0.0032724	0.0015524	2.11	0.035
rsp500f - rdax30	0.0015918	0.002069	0.77	0.442
rsp500f - rsp500	0.9892654	0.0026183	377.83	0.000
α	0.2814828	0.0259568	10.84	0.000
β	0.6719438	0.0261877	25.66	0.000
$\alpha + \beta$	0.9534266	-	-	-
Korelasyon (rbist30f, rdax30f)	0.014922	0.0178204	0.84	0.402
Korelasyon (rbist30f, rsp500f)	-0.0225869	0.01798	-1.26	0.209
Korelasyon (rdax30f, rsp500f)	-0.0224152	0.0176511	-1.27	0.204

Tablo 47’de endeks vadeli işlemler ile spot endeksler arasındaki volatilité ilişkisine yer verilmektedir. Koşullu korelasyonların olasılık değerleri incelendiğinde, rbist30f - rbist30, rdax30f - rdax30 ve rsp500f - rsp500 arasındaki ilişkilerin anlamlı ve korelasyon katsayıları incelendiğinde ise, rbist30f - rbist30, rdax30f - rdax30 ve rsp500f - rsp500 arasında yüksek korelasyon olduğu görülmektedir. Endeks vadeli işlemler (rbist30f, rdax30f), (rbist30f, rsp500f) ve (rdax30f, rsp500f) arasında ise anlamlı ilişki bulunmamaktadır.

Spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasındaki koşullu korelasyonların istatistiksel olarak anlamlı ve korelasyon katsayılarının da yüksek olması nedeniyle, spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasındaki volatilité ilişkisinin çift yönlü olduđu sonucuna ulaşılmıştır. Diğer taraftan hem spot endeksler hem de endeks vadeli işlemler açısından ülkeler arasında volatilité geçişkenliğı bulunmamaktadır.

Bu aşamada ise spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasındaki dinamik koşullu korelasyonların zaman grafikleri incelenmiş ve DCC zaman grafiğı sonuçlarına aşağıda yer verilmiştir.



Şekil 7. Değişkenler Arasındaki Dinamik Koşullu Korelasyonlar

Şekil 7’de spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasındaki dinamik koşullu korelasyonlar yer almaktadır. Koşullu korelasyonların zaman grafikleri, spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasındaki ilişkilerin zamanla değiştiğini göstermekle birlikte, gözlem yapılan zaman diliminin büyük bir bölümünde korelasyonların aynı düzeyde olduğunu göstermektedir.

Korelasyonlar arasındaki en fazla dalgalanma, BIST 30 spot endeks ile BIST 30F endeks vadeli işlemler arasında görülmektedir. Özellikle 2006 yılı başlangıcı ve sonunda koşullu korelasyonda ani düşme ve tekrar eski seviyelere çıkma

izlenmektedir. 2017 yılı ortalarına kadar dengeli bir ilişki gözlemlenirken, 2017 yılı ortalarından itibaren korelasyonda ani düşmeler ve tekrar eski seviyelere yükselmeler daha sık gözlemlenmektedir. Bu dalgalanma 2018 yılı sonuna kadar sürmekle birlikte, 2018 yılının sonlarında ve 2019 yılının başlangıcında ise spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasındaki en düşük korelasyon görülmektedir. 2019 yılının başlangıcından, inceleme döneminin sonu olan 2021 yılı ortalarına kadar daha dengeli ve yüksek korelasyon izlenmektedir.

DAX 30 spot endeks ile DAX 30F endeks vadeli işlemler arasındaki koşullu korelasyon incelendiğinde, bazı dönemlerde ani düşme ve tekrar eski seviyelere yükselme görülmektedir. Ancak korelasyondaki düşüşlerin sınırlı kaldığı izlenmektedir. Özellikle 2007 yılı ortalarında, 2010 yılının ikinci yarısında, 2013 yılı ortalarında ani düşme ve tekrar eski seviyelere yükselme gözlemlenmektedir. Genel olarak DAX 30 spot endeks ile DAX 30F endeks vadeli işlemler arasındaki koşullu korelasyon dengeli ve yüksek seyretmektedir.

S&P 500 spot endeks ile S&P 500F endeks vadeli işlemler arasındaki koşullu korelasyon incelendiğinde ise, 2006 yılı başlangıcı ve ikinci yarısında ani düşme ve tekrar eski seviyelere yükselme görülmektedir. 2006 yılından sonra, inceleme döneminin sonu olan 2021 yılı ortalarına kadar süren, dengeli ve yüksek korelasyon dikkat çekmektedir. Bu dönemde korelasyon, zaman zaman ani düşüşler sergilese de, bu düşüşler çok sınırlı kalmakta ve tekrar eski seviyelere yükselmektedir. S&P 500 spot endeks ile S&P 500F endeks vadeli işlemler arasındaki korelasyonun, en istikrarlı korelasyon olduğu görülmektedir.

Genel olarak değerlendirildiğinde, spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasındaki dinamik koşullu korelasyonların, zaman zaman ani düşüşler gösterdiği ancak bu düşüşlerin kalıcı olmadığı ve korelasyonların tekrar eski seviyelerine geldiği ve spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasında yüksek korelasyon olduğu görülmektedir.

SONUÇ

Bu çalışmada endeks vadeli işlemler ile spot endeksler arasındaki volatilité ilişkisi, BIST 30, DAX 30 ve S&P 500 spot endeksleri ile bu endekslerin dayanak varlık olduđu vadeli işlem verileri kullanılarak analizler yapılmıştır. Endeks vadeli işlemlerin ve spot endeklerin 01 Ocak 2006 – 25 Haziran 2021 tarihleri arasındaki 15 yılı aşkın süreye ilişkin günlük kapanış (uzlaşma) fiyatları kullanılmıştır. Her bir spot endeks ve endeks vadeli işlemlerin günlük kapanış (uzlaşma) fiyatları kullanılarak getiri serileri oluşturulmuştur.

Literatürde volatilitéyi ölçmek için değişik istatistiksel yöntemler mevcuttur. Ancak son yıllarda volatilité, otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH – Autoregressive Conditional Heteroscedastic) tipi modellerle ölçülmeye başlanmıştır. Bu çalışmada endeks vadeli işlemler ile spot endeksler arasındaki volatilité ilişkisi, ARCH ailesi modellerinden GARCH, EGARCH, TARCH, PARCH modelleri ve çok değişkenli GARCH modellerinden DCC-GARCH modeli kullanılarak analizler yapılmış ve çıkan sonuçlar raporlanmıştır.

ARCH ailesi modelleri ile volatilité hesaplaması yapabilmek için seride ARCH etkisinin var olması gerekmektedir. ARCH ailesi modellerini seri üzerine uygulamak için seride ARCH etkisinin varlığının test edilmesi gerekir. Bu nedenle ARCH-LM testi kullanılarak tüm getiri serilerinde ARCH etkisinin var olduđu tespit edilmiştir. ARCH etkisinin varlığı tespit edildikten sonra getiri serileri arasındaki volatilité modellemesinde kullanılacak olan en uygun simetrik veya asimetrik GARCH modeli seçilmiştir.

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 volatilitesi, piyasaya gelen yeni haberlerden daha az etkilenmekte, buna karşılık geçmiş dönem şokları, hem BIST 30 spot endeks hem de BIST 30F endeks vadeli işlemler volatilitelerini artırmakta ve volatilité üzerinde kalıcılığa neden olduđu saptanmıştır. Diğer taraftan, hem BIST 30F endeks vadeli işlemler, BIST 30 spot endeks volatilitelerini hem de BIST 30 spot

endeks, BIST 30F endeks vadeli işlemler volatilitelerini 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 volatiliteleri ilişkisini modellemek için kurulan koşullu değişen varyans modelleri istatistiksel açıdan anlamlı sonuçlar vermemiştir. DAX 30F endeks vadeli işlemlerin, DAX 30 spot endeks üzerindeki volatiliteleri etkisini modellemek için kurulan PARCH(1,1) modelinin kalıntıları üzerinde yapılan ARCH LM testi sonucu değişen varyans sorunu ortadan kalkmamıştır. Bu durum PARCH(1,1) modelinin değişen varyansı yani volatiliteleri modellemede başarısız olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan, DAX 30 spot endeksin, DAX 30F endeks vadeli işlemler üzerindeki volatiliteleri etkisini modellemek için kurulan EGARCH(1,1) modelinde, asimetri etkisini ifade eden γ parametresi istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmüştür. Bu durum EGARCH(1,1) modelinin değişen varyansı yani volatiliteleri modellemede başarısız olduğunu göstermektedir.

S&P 500F endeks vadeli işlemlerin, S&P 500 spot endeks üzerindeki volatiliteleri etkisi TARCH (1,1) modeli ile analiz edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, olumsuz haberler (negatif şoklar), S&P 500 spot endeks volatilitelerini 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 volatiliteleri etkisi ise GARCH (1,1) modeli ile analiz edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, S&P 500F endeks vadeli işlemler volatilitesi, piyasaya gelen yeni haberlerden daha az etkilenmekte, buna karşılık geçmiş dönem şokları, S&P 500F endeks vadeli işlemler volatilitelerini artırmakta ve volatiliteleri üzerinde kalıcılığa neden olduğu görülmektedir. Diğer taraftan, hem S&P 500F endeks vadeli işlemler, S&P 500 spot endeks volatilitelerini hem de S&P 500 spot endeks, S&P 500F endeks vadeli işlemler volatilitelerini 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.

Sonuç olarak endeks vadeli işlemler ile spot endeksler arasındaki volatiliteleri 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.

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 etkilerken, geçmiş dönem şoklarının volatilitéyi artırdığı ve volatilité üzerinde kalıcılığa neden olduğu söylenebilir. Ayrıca olumsuz haberlerin (negatif şoklar), volatilitéyi olumlu haberlere (pozitif şoklara) nazaran daha fazla artırdığı ifade edilebilir.

Diğer taraftan DCC-GARCH modeli ile yapılan analizler, spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasında anlamlı ilişkilerin olduğunu göstermektedir. Spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasındaki koşullu korelasyonların istatistiksel olarak anlamlı ve korelasyon katsayılarının da yüksek olması nedeniyle, spot endeksler ile endeks vadeli işlemler arasındaki volatilité ilişkisinin çift yönlü olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Diğer taraftan hem spot endeksler hem de endeks vadeli işlemler açısından ülkeler arasında volatilité geçişkenliği bulunmadığı söylenebilir.

Yapılan analizler sonucunda 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 geliřmekte olan Türkiye'den seçilmiş BIST 30 örneđi ile sermaye piyasaları geliřmiř 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 ve ülkeler arasında volatilité geçişkenliğinin olmaması, 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 volatilitelerinin 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.

Son olarak, sermaye piyasalarının dinamik yapısı göz önüne alınarak, ilerleyen dönemlerde sermaye piyasaları geliřmekte olan ülkelerden seçilmiş örneklerin de yer aldığı daha fazla veri ile çalışma yapılarak, endeks vadeli işlemler ile spot endeksler arasındaki volatilité ilişkisinin değerlendirilmesi yararlı olabilir. Böylece endeks vadeli işlemlerin spot endekslerin fiyat oluşum sürecinde öncü etkisinin artabileceğı ve endeks vadeli işlemlerin spot endeks volatilitésini azaltma etkisinin güçlenebileceğı düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

- Aali-Bujari Ali, Venegas-Martínez Francisco ve Pérez-Lechuga Gilberto (2016). “Impact of derivatives markets on economic growth in some of the major world economies: A difference-GMM panel data estimation (2002-2014)”. *AESTIMATIO, The IEB International Journal of Finance*. 12: 110-127.
- Aas Kjersti ve Dimakos Xeni K. (2004). *Statistical Modelling of Financial Time Series: An Introduction*. Oslo: Norwegian Computing Center.
- Abbas Ghulam, Hammoudeh Shawkat, Shahzad S. J. Hussain, Wang Shouyang ve Wei Yunjie (2019). “Return and Volatility Connectedness between Stock Markets and Macroeconomic Factors in the G-7 Countries”. *Journal of Systems Science and Systems Engineering*. 28: 1-36.
- Abu Bakar Nashirah ve Rosbi Sofian (2017). “Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) Model for Forecasting Cryptocurrency Exchange Rate in High Volatility Environment: A New Insight of Bitcoin Transaction”. *International Journal of Advanced Engineering Research and Science (IJAERS)*. 4/11: 130-137.
- Afshari Zahra ve Daraei Fatemeh (2019). “The Impact of Central Bank Independence on Stock Market Volatility”. *Journal of Money and Economy*. 13/4: 423-441.
- Akçalı Burçay Y., Mollaahmetoğlu Ebubekir ve Altay Erdinç (2019). “Borsa İstanbul ve Küresel Piyasa Göstergeleri Arasındaki Volatilite Etkileşiminin DCC-GARCH Yöntemi İle Analizi”. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*. 14/3: 597 – 614.
- Akgüç, Öztin (2013). *Finansal Yönetim*. İstanbul: Avcıol Yay.
- Akgün, Eray (2016). *Türkiye Risk Primi Göstergelerinde Dalgacık Bazlı Parçalı Durağanlık Analizi ve Volatilite Modelleri*, Akdeniz Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Antalya.
- Akkaynak, Bilal (2019). *Türev Finansal Araçların Sermaye Yapısına Etkisi: Türkiye’deki Bankalar Örneği*, Erzincan Binali Yıldırım Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Erzincan.

- Akpınar, Onur (2013). *İşletmelerde Finansal Türevlerin İşletme Değerine Etkisi: Borsa İstanbul'da Bir Uygulama*, Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Kocaeli.
- Alexander, Carol (2002). "Principal Component Models for Generating Large GARCH Covariance Matrices". *Economic Notes by Banca Monte dei Paschi di Siena SpA*. 31/2: 337–359.
- Altuntaş, Semra T. (2019). "The Effect of Index Futures Contracts on Indices in Futures Markets". *International Journal of Scientific and Technological Research*. 5/2: 239-245.
- Amuthan, R. (2014). *Financial Derivatives*. Mumbai: Himalaya Publishing House.
- Andersen Torben G. ve Bollerslev Tim (1998). "Answering The Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts". *International Economic Review*. 39/4: 885-905.
- Andersen Torben G., Bollerslev Tim ve Lange Steve (1999). "Forecasting financial market volatility: Sample frequency vis-a-vis forecast horizon". *Journal of Empirical Finance*. 6: 457–477.
- Andersen Torben G., Bollerslev Tim, Diebold Francis X. ve Ebens Heiko (2001). "The distribution of realized stock return volatility". *Journal of Financial Economics*. 61: 43–76.
- Aşkın, Öyküm Esra (2020). "BİST Şehir Endekslerine Ait Volatilitenin Modellenmesi". *Muhasebe ve Finansman Dergisi*. 85: 223-242.
- Atmaca, Verda D. (2018). "BİST Şehir Endeksleri Oynaklığının DCC-GARCH Model İle Analizi". *Yönetim Bilimleri Dergisi/Journal of Administrative Sciences*. 16/31: 287-308.
- Bai Lan, Wei Yu, Wei Guiwu, Li Xiafei, Zhang Songyun (2020). "Infectious Disease Pandemic And Permanent Volatility of International Stock Markets: A Long-Term Perspective". *Finance Research Letters*. 1-9.

- Baker Scott R., Bloom Nicholas, Davis Steven J., Kost Kyle, Sammon Marco ve Viratyosin Tasaneeya (2020). “The Unprecedented Stock Market Reaction to COVID-19”. *The Review of Asset Pricing Studies*. 1-17.
- Batı, Murat (2012). *Türev Araçların Vergilendirilmesi*, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, İstanbul.
- Bauwens Luc, Laurent Sébastien ve Rombouts Jeroen V. K. (2006). “Multivariate Garch Models: A Survey”. *Journal of Applied Econometrics*. 21: 79–109.
- Baykut Ender ve Kula Veysel (2018). “Borsa İstanbul Pay Endekslerinin Volatilite Yapısı: BİST-50 Örneği (2007-2016 Yılları)”. *Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. 20/1: 279-303.
- Bayraktaroğlu, Hakan (2014). *Kurumsal Yönetim Endeksinin Getiri Volatilitesine Etkisi: Borsa İstanbul’da Bir Uygulama*, Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Isparta.
- Belasri Yassine ve Ellaia Rachid (2017). “Estimation of Volatility and Correlation with Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models: An Application to Moroccan Stock Markets”. *International Journal of Economics and Financial Issues*. 7/2: 384-396.
- Bhowmik Roni ve Wang Shouyang (2020). “Stock Market Volatility and Return Analysis: A Systematic Literature Review”. *Entropy*. 22/522: 1-18.
- Bhowmik, Debesh (2013). “Stock Market Volatility: An Evaluation”. *International Journal of Scientific and Research Publications*, 3/10: 1-18.
- Bollerslev Tim, Engle Robert F. ve Nelson Daniel B. (1994). *Arch Models*. Elsevier Science.
- Bollerslev Tim, Chou Ray Y. ve Kroner Kenneth F. (1992). “ARCH Modeling in Finance* A Review of The Theory and Empirical Evidence”. *Journal of Econometrics*. 52: 5-59.
- Bollerslev Tim, Engle Robert F. ve Wooldridge Jeffrey M. (1988). “A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances”. *Journal of Political Economy*. 96/1: 116-131.

- Bollerslev, Tim (1986). “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”. *Journal of Econometrics*. 31: 307-327.
- Bollerslev, Tim (1987). “A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return”. *The Review of Economics and Statistics*. 69/3: 542-547.
- Botterud Audun, Kristiansen Tarjei ve Ilic Marija D. (2010). “The relationship between spot and futures prices in the Nord Pool electricity market”. *Energy Economics*. 32: 967–978.
- Bouzoubaa, Mohamed (2014). *Equity Derivatives Explained*. Hampshire: Palgrave Macmillan.
- Bozkurt, Hilal (2009). “M-GARCH Modellerinin Karşılaştırmalı Analizi”. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*. 18/2: 126 - 145.
- Casaretto, Fabrizio (2018). *Finansal Korunma Hedding*. İstanbul: Scala Yay.
- Ceylan Ali ve Korkmaz Turhan (2015). *İşletmelerde Finansal Yönetim*. Bursa: Ekin Yay.
- Chambers, Nurgül (2009). *Türev Piyasalar*. İstanbul: Beta Yay.
- Chance Don M. ve Brooks Robert (2016). *An Introduction to Derivatives and Risk Management*. Boston: Cengage Learning.
- Chang Chia-Lin, McAleer Michael ve Wang Chien-Hsun (2018). “An Econometric Analysis of ETF and ETF Futures in Financial and Energy Markets Using Generated Regressors”. *International Journal of Financial Studies*. 6/2: 1-24.
- Chisholm, Andrew M. (2004). *Derivatives Demystified A Step-by-Step Guide to Forwards, Futures, Swaps and Options*. West Sussex: Wiley.
- Chorafas, Dimitris N. (2008). *Introduction to Derivative Financial Instruments: Options, Futures, Forwards, Swaps, and Hedging*. United States of America: The McGraw-Hill Companies.
- Cihangir Çiğdem K. ve Uğurlu Erginbay (2017). “Altın Piyasasında Asimetrik Oynaklık: Türkiye İçin Model Önerisi”. *İşletme Araştırmaları Dergisi*. 9/3: 284-299.

- Clark, Iain J. (2014). *Commodity Option Pricing A Practitioner's Guide*. West Sussex: Wiley.
- Clarke Roger G, de Silva Harindra ve Thorley Steven (2013). *Fundamentals of Futures and Options*. USA: Research Foundation of CFA Institute.
- Çabuk H.Altan, Özmen Mehmet ve Kökcen Arzu (2011). “Koşullu Varyans Modelleri: İmkb Serileri Üzerine Bir Uygulama”. *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 15/2: 1-18.
- Çalışkan Zehra D. ve Kurt Ünzüle (2018). “Türkiye Ekonomisinde Finansal İstikrar ve Ekonomik Büyüme İlişkisi”. *Social Science Development Journal SSDjournal*. 3/12: 414-423.
- Çatalbaş, Nazım (2021). “Türkiye’de İthalat, İhracat ve Reel Döviz Kuru Arasındaki İlişki”. *Journal of Current Researches on Business and Economics*. 11/1: 49-72.
- Çavdar Ç. Şeyma ve Aydın Alev D. (2017). “Borsa İstanbul Kurumsal Yönetim Endeksi'nde (XKURY) Volatilitenin Etkisi: ARCH, GARCH ve SWARCH Modelleri İle Bir İnceleme”. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 22/3: 697-711.
- Çavdar, Şeyma Ç. (2012). “İmkb Ulusal-100 Endeksi Getiri Volatilitelerinin ARCH Modelleri İle Analizi”. *Hikmet Yurdu Düşünce – Yorum Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi*. 5/9: 65-79.
- Çelik, İsmail (2011). *Vadeli İşlem Piyasasında Fiyat Keşfi: İzmir Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsasında Ampirik Bir Uygulama*, Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Isparta.
- Çıtak, A.O. Serdar (2016). *Finansal Yatırım Analizi-Menkul Kıymetler, Vadeli İşlem ve Opsiyon Sözleşmeleri ile Kıymetli Madenler Yatırım Teknikleri*. Ankara: Nobel Yay.
- Çökelek, Ozan (2015). *Döviz Opsiyonları Üzerine Volatilitenin Modellenmesine Yönelik Bir Araştırma*, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, İstanbul.

- Daly, Kevin (2008). “Financial volatility: Issues and measuring techniques”. *Physica A*. 387: 2377–2393.
- Debasish Sathya S. ve Das Bhagaban (2008). “An Econometric Study on Impact of Futures Trading On the Stability of Stock Index in India”. *International Journal of Business and Management*. 3/12: 70-80.
- Değirmenci Nurdan ve Akay Ali (2017). “Finansal Verilerin ARIMA ve ARCH Modelleriyle Öngörüsü: Türkiye Örneği”. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*. 12/3: 15 - 36.
- Demir Ergül, Saatçioğlu Özkan ve İmrol Fatih (2017). “Uluslararası Dergilerde Yayımlanan Eğitim Araştırmalarının Normallik Varsayımları Açısından İncelenmesi”. *Curr Res Educ*. 2/3: 130-148.
- Demir, Memduh A. (2019). “Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri Çerçevesinde Türkiye İçin Cari Açık Sürdürülebilirliği”. *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*. 54/1: 261 - 273.
- Demirgil Hakan ve Kesekler Sedef (2019). “Döviz Kurlarında Oynaklık Yayılım Etkilerinin Mgarch Yöntemi İle Modellenmesi”. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 24/4: 1167-1180.
- Demirgil Hakan, Yıldırım Sinan ve Çiçek Zübeyde (2019). “Döviz Kuru Oynaklığında Asimetrik İşaret ve Boyut Yanlılığının Test Edilmesi: Euro/TL Kur Oynaklığı Üzerine Bir İnceleme”. *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*. 10/25: 485-494.
- Diebold, Francis X. (2004). “The Nobel Memorial Prize for Robert F. Engle”. *Scandinavian Journal of Economics*. 106/2: 165–185.
- Dikmen, Aytaç (2008). *Türkiye’de Vadeli İşlemler Piyasasının Gelişimi Perspektifinde Pay Senedi Endeks Vadeli İşlem Sözleşmelerinin Gelişimi ve Spot Piyasa İle Etkileşimi*, Sermaye Piyasası Kurulu, Uzmanlık Yeterlilik Etüdü, Ankara.
- Ding Zhuanxin, Granger Clive W.J. ve Engle Robert F. (1993). “A long memory property of stock market returns and a new model”. *Journal of Empirical Finance*. 1: 83-106.

- Doğru, Ercüment (2015). *Petrol Fiyatları ile Pay Senedi Piyasaları Arasındaki Getiri ve Volatilite Etkileşimi: Gelişen Ülkeler Üzerine Bir Araştırma*, Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Isparta.
- Durmuşkaya, Sedat (2011). *Türev Piyasaların Etkinliğinin Testi: İmkb 30-100 ve Döviz Piyasası*, Sakarya Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Sakarya.
- Ege İlhan ve Topaloğlu Tuğba Nur (2019). “Pay Piyasalarında Volatilite Tahminlemesi: Borsa İstanbul Mali ve Sınai Endeksleri Üzerine Bir Uygulama”. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 6/3: 618-633.
- Elçiçek K., Yasemin (2020). *Vadeli İşlem Sözleşmelerini Getiri, İşlem Hacmi ve Volatilite Bazında Etkileyen Faktörlerin Belirlenmesi ve Etkilerinin Analizi Üzerine Ampirik Uygulamalar*, Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Manisa.
- Emeç Hamdi ve Özdemir Mehmet O. (2014). “Türkiye’de Döviz Kuru Oynaklığının Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile İncelenmesi”. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*. 51/596: 85-99.
- Engle Robert F. ve Kroner Kenneth F. (1993). *Multivariate Simultaneous Generalized ARCH*. San Diego: Discussion Paper 89-57R.
- Engle Robert F., K. NG Victor ve Rothschild Michael (1990). “Asset Pricing with A Factor-ARCH Covariance Structure Empirical Estimates for Treasury Bills”. *Journal of Econometrics*. 45: 213-237.
- Engle, Robert (2001). “GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics”. *Journal of Economic Perspectives*. 15/4: 157–168.
- Engle, Robert (2002). “Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models”. *American Statistical Association Journal of Business & Economic Statistics*. 20/3: 339-350.

- Engle, Robert F. (1982). “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity With Estimates of The Variance of United Kingdom Inflation”. *Econometrica*. 50/4: 987-1007.
- Engle, Robert F. (2003). “Risk And Volatility: Econometric Models and Financial Practice”. *Nobel Lecture*. 326-349.
- Engle, Robert F. ve Victor K. Ng (1993). “Measuring and Testing the Impact of News on Volatility”. *The Journal of Finance*. 48/5: 1749-1778.
- Er Hakan, Al-Masri Muhammad Wissam ve Adalessossi Kokou (2015). “The Impact of Equity Index Futures Trading on The Underlying Index Volatility: Evidence For The ISE-30 Stock Index Futures Contract”. *Journal of Economics, Finance and Accounting*. 2/2: 266-276.
- Erdoğan Seyfettin ve Bozkurt Hilal (2009). “Türkiye’de Cari Açığın Belirleyicileri: MGARCH Modelleri ile Bir İnceleme”. *Maliye Finans Yazıları*. 23/84: 135-172.
- Ergül, Nuray (2009). “Ulusal Pay Senetleri Piyasası’nda Etkinlik”. *Yönetim Bilimleri Dergisi*. 7/1: 101-117.
- Erol Funda G. ve Türkmen Sibel Y. (2020). “Çelik Hurdası Vadeli İşlem Sözleşmeleri”. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*. 5/3: 388-405.
- Ersoy Ersan ve Çıtak Levent (2015). “Intraday Lead-Lag Relationship between Stock Index and Stock Index Futures Markets: Evidence from Turkey”. *Business and Economics Research Journal*. 6/3: 1-18.
- Ersoy, Ersan (2011). *Spot ve Vadeli İşlem Piyasaları Arasındaki Fiyat ve Volatilite İlişkisi: İmkb-Vob Örneği*, Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Kayseri.
- Esenyel Nimet M. ve Akın Melda (2017). “Döviz Kuru Getirisinin Tahmininde ELM, ARMA ve ARMA-GARCH Modellerinin Doğruluk Performansının Karşılaştırılması”. *The Journal of Operations Research, Statistics, Econometrics and Management Information Systems (Alphanumeric Journal)*. 5/1: 1-14.

- Fernando, Antonette (2018). “Macroeconomic Impact on Stock Market Returns and Volatility: Evidence from Sri Lanka”. *Business and Economics Journal*. 9/4: 1-15.
- Fiszeder, Piotr (2007). “Testing The Arbitrage Pricing Model With A Factor Garch Model for The Polish Stock Market”. <https://www.researchgate.net/publication/267023961>. 1-15.
- Floros Christos ve Vougas Dimitrios V. (2006). “Index Futures Trading, Information and Stock Market Volatility: The Case of Greece”. *Derivatives Use, Trading & Regulation*. 12/1-2: 146–166.
- Gastineau Gary L., Smith Donald J. ve Todd Rebecca (2001). *Risk Management, Derivatives, and Financial Analysis under SFAS No. 133*. Virginia: The Research Foundation of AIMR.
- Goldenberg David H. (2016). *Derivatives Markets*. New York: Routledge.
- Gottesman, Aron (2016). *Derivatives Essentials: An Introduction to Forwards, Futures, Options and Swaps*. New Jersey: Wiley.
- Gök İbrahim Y. ve Kalaycı Şeref (2014). “BIST 30 Spot ve Futures Piyasalarında Günlük Fiyat Keşfi ve Volatilite Yayılımı”. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 19/3: 109-133.
- Gökbulut R. İlker, Derindere Köseoğlu Sinem ve Atakan Tülin (2009). “The Effects of the Stock Index Futures to the Spot Market: A Study for the Istanbul Stock Exchange”. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*. 38/1: 84-100.
- Güçver, Cengiz (2018). *Borsa İstanbul İmalat Sanayi Sektörüne Kayıtlı Firmaların Finansal Risk Yönetimlerinde Türev Ürün Kullanımı ve Belirleyicileri*, İstanbul Ticaret Üniversitesi Finans Enstitüsü, Doktora Tezi, İstanbul.
- Gürbüz, Süleyman (2018). *Türev Piyasaların Pay Senedi Piyasaları Oynaklığına ve İstikrarına Etkileri: Bist 30 Örneği*, Necmettin Erbakan Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Konya.

- Gürsakar, Sevdâ (2009). “Varyans Kırılması Gözlemlenen Serilerde Garch Modelleri: Döviz Kuru Oynaklığı Örneği”. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 32: 319-337.
- Güvenek Burcu ve Alptekin Volkan (2009). “Reel Döviz Kuru Endeksinin Otoregresif Koşullu Değişen Varyanslılığının Analizi: İki Eşikli Tarch Yöntemi ile Modellenmesi”. *Maliye Dergisi*. 156: 294-310.
- Güvenek Burcu, Alptekin Volkan ve Çetinkaya Murat (2010). “Enflasyon ve Dolaylı Vergilerden Elde Edilen Gelirler Arasındaki İlişkinin Var Yöntemiyle Analizi”. *Kamu-İş*. 11/3: 1-28.
- Güzel, Fatih (2020). *Spot ve Türev Piyasaların Fiyat Keşfi ve Volatilité Etkileşimlerinin Analizi: Borsa İstanbul Üzerine Ampirik Bir Uygulama*, Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Konya.
- Hacıoğlu, Müjgan (2010). *Yükselen Piyasa Ekonomilerinin Vadeli İşlemler Piyasalarında Risk Yönetimi*, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, İstanbul.
- Haider Syed Kamran Ali, Hashmi Shujahat Haider ve Ahmed Ishtiaq (2017). “Systematic Risk Factors And Stock Return Volatility”. *Applied Studies in Agribusiness and Commerce – APSTRACT*. 11/1-2: 61-70.
- Hong Vo Duc, Van Huynh Son, The Vo Anh ve Thi-Thieu Ha Dao (2019). “The Importance of the Financial Derivatives Markets to Economic Development in the World’s Four Major Economies”. *Journal of Risk and Financial Management*. 12/ 35: 1-18.
- Hull, John C. (2015). *Options, Futures, and Other Derivatives*. New Jersey: Pearson Education.
- Hull, John C. (2018). *Options, Futures, and Other Derivatives*. Londra: Pearson Global Edition.
- Işık, Nalan (2013). *Finansal Gelişme, Türev Piyasalar ve Ekonomik Büyüme İlişkisi*, Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Kahramanmaraş.

- Işıklar, Zeynep Ergen (2016). “İMKB Ulusal 100 Endeksi Getiri Volatilitesinin Analizi Üzerine Bir Araştırma”. *Selçuk Üniversitesi Sosyal ve Teknik Araştırmalar Dergisi*. 12: 245-260.
- İşeri Müge ve Kaçmaz Murat (2017). “2011-2015 Yılları Arasında BİST 30 Endeksi ve BİST 30 Endeks Vadeli İşlem Sözleşmeleri Arasındaki Volatilité İlişkisinin İrdelenmesi”. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*. 39/1: 171-194.
- Kang Sang H. ve Yoon Seong-Min (2007). “Index Futures Trading and Asymmetric Volatility: Evidence from Asian Stock Markets”. *The Journal of The Korean Economy*. 8/2: 273-293.
- Kara, Esen (2017). *Vadeli İşlem Piyasaları ve Spot Piyasalarda Fiyat Keşfi ve Volatilité Yayılımı: Borda İstanbul’da Bir Uygulama*, Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Bursa.
- Karabacak Mustafa, Meçik Oytun ve Genç Erhan (2014). “Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile BİST 100 Endeks Getirisi ve Altın Getiri Serisi Volatilitesinin Tahmini”. *Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi*, 6/1: 79-90.
- Karakaş, Esra (2019). “Türkiye’nin Otomotiv İhracat Gelirinin ARIMA modeli ile Tahmin Edilmesi”. *Journal of Yasar University*. 14/55: 318-328.
- Karan, Mehmet Baha (2018). *Yatırım Analizi ve Portföy Yönetimi*. Ankara: Gazi Kitabevi.
- Karmakar, Madhusudan (2005). “Modeling Conditional Volatility of the Indian Stock Markets”. *Vikalpa*. 30/3: 21-37.
- Karmakar, Madhusudan (2009). “Price Discoveries and Volatility Spillovers in S&P CNX Nifty Future and its Underlying Index CNX Nifty”. *Vikalpa*. 34/2: 41-56.
- Karthikeyan P. ve 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.

- Kavussanos Manolis G., Visvikis Ilias D. ve Alexakis Panayotis D. (2008). “The Lead-Lag Relationship Between Cash and Stock Index Futures in a New Market”. *European Financial Management*. 14/5: 1007–1025.
- Kaya, Emine (2015). “Borsa İstanbul (BIST) 100 Endeksi ile Zımnı Volatilite (VIX) Endeksi Arasındaki Eş-Bütünleşme ve Granger Nedensellik”. *KMÜ Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*. 17/28: 1-6.
- Keçeci, Neslihan F. (2017). “Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile Bir Portföy Getirisinin Risk Tahmini”. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi İşletme Fakültesi İşletme İktisadı Enstitüsü Yönetim Dergisi*. 82: 127-158.
- Khan, Safi Ullah (2006). “Role of the Futures Market on Volatility and Price Discovery of the Spot Market: Evidence from Pakistan’s Stock Market”. *The Lahore Journal of Economics*. 11/2: 107-121.
- Kılıç Meltem ve Ayriçay Yücel (2020). “Seçilmiş BIST Alt Sektör Endekslerinde Volatilitenin ARCH-GARCH Yöntemleri İle Modellenmesi”. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*. 88: 175-198.
- Kıraç Fatih ve Çiçek Macide (2017). “Mortgage Krizinin Uluslararası Pay Senetleri Piyasası Üzerine Bulaşma Etkisi”. *Sosyal Bilimler Dergisi/Journal of Social Sciences*. 10/1: 75-99.
- Kırkpınar, Ayşegül (2019). “Borsa İstanbul’da Yer Alan Sektör Endeksleri Arasındaki Oynaklık Yayılımının Çok Değişkenli Garch Modeli İle Ölçülmesi”. *Küresel İktisat ve İşletme Çalışmaları Dergisi*. 8/16: 140-148.
- Kolb Robert ve Overdahl James A. (2010). *Financial Derivatives: Pricing and Risk Management*. New Jersey: Wiley.
- Koy Ayben ve Ekim Samiye (2016). “Borsa İstanbul Sektör Endekslerinin Volatilite Modellemesi”. *Trakya Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi E-Dergi*. 5/2: 1-23.
- Koy, Ayben (2016). *Vadeli İşlem Piyasasının Etkinliğinin Markov Rejim Değişim Modelleri ile Test Edilmesi: Bist Üzerine Bir Uygulama*, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, İstanbul.

- Koy, Ayben (2020). *Türev Piyasalar - Emtia Türevleri, Opsiyonlar, Vadeli İşlem Sözleşmeleri, Swaplar*. Ankara: Seçkin Yay.
- Kula Veysel ve Baykut Ender (2018). “Bist Şehir Endekslerinin Volatilite Yapıları Ve Rejim Değişimlerinin Analizi”. *Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi*. 1/1: 38-59.
- Kumar Manoj ve Anand Madhu (2014). “An Application of Time Series Arıma Forecasting Model for Predicting Sugarcane Production in India”. *Studies in Business and Economics*. 9/1: 81-94.
- Kurt Fatma E. ve Senal Serpil (2018). “Sigorta Sektörü Pay Senedi Piyasasında Volatilite Modellemesi: ARCH-M Yöntemi ile Borsa İstanbul’da Bir Uygulama”. *Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*. 3/32: 314-332.
- Kurtcebe, Emin (2015). *Türev Finansal Araçlar ve Muhasebeleştirilmesi*, Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Denizli.
- Kutlar Aziz ve Torun Pınar (2013). “İMKB 100 Endeksi Günlük Getirileri İçin Uygun Genelleştirilmiş Farklı Varyans Modelinin Seçimi”. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 42: 1-24.
- Kutlar, Aziz (2017). *EViews ile Uygulamalı Zaman Serileri*. Kocaeli: Umuttepe Yay.
- Lafuente, Juan A. (2009). “Intraday Realised Volatility Relationships Between The S&P 500 Spot and Futures Market”. *Journal of Derivatives and Hedge Funds*. 15/2: 116-121.
- Lee Junsoo ve Strazicich Mark C. (2013). “Minimum LM Unit Root Test With One Structural Break”. *Economics Bulletin*. 33/4: 2483-2492.
- Li, Shiyun (2015). “Volatility Spillovers in the CSI300 Futures and Spot Markets in China: Empirical Study Based on Discrete Wavelet Transform and VAR-BEKK-bivariate GARCH Model”. *Procedia Computer Science*. 55: 380 – 387.
- Li, Yushu (2012). *Estimating and Forecasting APARCH-Skew-t Model by Wavelet Support Vector Machines*. Lund University: Working paper.

- Liesenfeld Roman ve Richard Jean-François (2003). “Univariate and multivariate stochastic volatility models: estimation and diagnostics”. *Journal of Empirical Finance*. 10: 505-531.
- Lynch, Timothy E. (2011). “Derivatives: A Twenty-First Century Understanding”. *Loyola University Chicago Law Journal*. 43/1: 1-51).
- Mallikarjunappa T. ve Afsal E. M. (2008). “The Impact of Derivatives on Stock Market Volatility: A Study of The Nifty Index”. *Asian Academy of Management Journal Of Accounting and Finance*. 4/2: 43-65.
- Mamtha D. ve Srinivasan K. Sakthi (2016). “Stock Market Volatility – Conceptual Perspective through Literature Survey”. *Mediterranean Journal of Social Sciences*. 7/1: 208-212.
- 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.
- Matanovic Eva ve Wagner Helmut (2012). “Derivatives Trading and Financial Market Stability – Analysing the Volatility Impact of DAX Stock Index Futures Trading Using GARCH”. erişim tarihi: 09 Ağustos 2020. <https://www.researchgate.net/publication/259778296>. 1-26.
- Mazgit, İsmail (2013). “Endeks Kapsamında Olmanın Pay Senedi Getirilerine Etkisi: BIST Temettü 25 Endeksi Üzerine Bir Uygulama”. *Sosyoekonomi*. 2: 225-264. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/sosyoekonomi/issue/21080/226971> erişim tarihi: 20 Haziran 2020.
- McDonald, Robert L. (2013). *Derivatives Markets*. New Jersey: Pearson Education.
- Miao Hong, Ramchander Sanjay, Wang Tianyang ve Yang Dongxiao (2017). “Role of index futures on China's stock markets: Evidence from price discovery and volatility spillover”. *Pacific-Basin Finance Journal*. 44: 13-26.
- Mishra Bishnupriya ve Debasish Sathya S. (2013). *Financial Derivatives*. New Delhi: Excel Books Private Limited.

- Nelson Daniel B. ve Foster Dean P. (1992). *Filtering and Forecasting With Misspecified ARCH Models II: Making the Right Forecast With the Wrong Model*. Cambridge: Nber Technical Working Paper Series.
- Nelson, Daniel B. (1991). “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach”. *Econometrica*. 59/2: 347-370.
- Njagi Henry, Waititu Anthony G. ve Wanjoya Anthony (2018). “Modelling the Stock Price Volatility Using Asymmetry Garch and Ann-Asymmetry Garch Models”. *International Journal of Data Science and Analysis*. 4/4: 46-52.
- Odabaşı, Selma (2014). *Endeks Vadeli İşlem Sözleşmeleri İle Spot Piyasa Arasındaki Etkileşimlerin İrdelenmesine Yönelik Bist30 Üzerinde Bir Çalışma*, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, İstanbul.
- Odabaşı, Yavuz (2011). *Döviz Kuru Volatilitésinin İhracat Üzerindeki Etkisi ve İleriye Dönük Volatilité Tahmini: Türkiye İçin Bir Uygulama*, Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Kütahya.
- Oğuz, Onur (2020). “Borsa Endeks Getirisinin Yatırım Fonları Portföyündeki Pay Senedi Oranına Etkisi: Nedensellik Analizi”. *International Journal of Economics, Politics, Humanities & Social Sciences*. 3/1: 24-35. <https://asosindex.com.tr/index.jsp?modul=articles-page&journal-id=818&article-id=45282> erişim tarihi: 14 Haziran 2020.
- Okudan, Fahreddin (2009). *Endeks Vadeli İşlem Sözleşmeleri: Muhasebe Sorunları Çözüm Önerileri ve Türkiye Uygulaması*, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, İstanbul.
- Okur Mustafa, Cagıl Gulcan ve Kıran Ercan (2019). “The Impact of Futures Trading Over Spot Market Intraday Volatility: Evidence From an Emerging Market, Borsa Istanbul”. *Research Journal of Finance and Accounting*. 10/2: 62-71.
- Omoregie A.E., Eromosele P.E. ve Edo, C.O. (2016). “Stock Market Volatility and Economic Growth”. *International Journal of Marketing & Financial Management*. 4/7: 9-21.

- Özdemir Mehmet Ozan ve Emeç Hamdi (2020). “Tek Değişkenli GARCH Modelleri İle Türkiye’nin CDS Primi Oynaklığının Analizi”. *İzmir İktisat Dergisi*. 35/1: 113-122.
- Özdemir, Letife (2011). *Vadeli İşlem Piyasası ile Spot Piyasa Oynaklığı Arasındaki İlişki: İzmir Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsası Üzerine Bir Uygulama*, Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Afyonkarahisar.
- Özdemir, Letife (2017). “Vadeli İşlem Piyasası İle Pay Senedi Piyasa Oynaklığı Arasındaki İlişki: İzmir Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsası Üzerine Bir Uygulama”. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*. 44: 171-189.
- Özden, Ünal H. (2008). “İMKB Bileşik 100 Endeksi Getiri Volatilitésinin Analizi”. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. 13: 339-350.
- Özer Ali ve Çömlekçi İstemi (2015). “Türev ve Spot Piyasalara Arasındaki Etkileşim: VOB Üzerine Bir Uygulama”. *EconWorld*. 1-16.
- Özgümüş, Hasibe (2012). *Makroekonomik Faktörlerin Vadeli İşlem (Futures) Sözleşmelerinin Getiri, İşlem Hacmi ve Volatilitésine Etkisi: Vob’ta Bir Uygulama*, Bülent Ecevit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Zonguldak.
- Öztürk, Beyamil (2008). *İMKB ile VOB Arasındaki Etkileşimin İMKB-30 ve İMKB-100 Bağlamında İrdelenmesi ve Elde Edilen Sonuçların VOB Bünyesinde Gerçekleştirilen İşlemlerin Gözetimi–Denetimi Açısından Değerlendirilmesi*, Sermaye Piyasası Kurulu, Uzmanlık Yeterlilik Etüdü, Ankara.
- Pala Yusuf ve Sönmezer Sıtkı (2017). “Niceliksel Gevşeme Dönemlerinin Emtia, Döviz ve Pay Senedi Piyasalarındaki Volatilitéye Etkisi”. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*. 18/1: 45-61.
- Pandian, Revathi (2015). “A Study on Financial Derivatives (Futures & Options)”. *International Journal of Research in Business Management (IMPACT: IJRBM)*. 3/3: 1-15.
- Phillips Peter C. B. ve Perron Pierre (1988). “Testing For A Unit Root In Time Series Regression”. *Biometrika*. 75/2: 335-346.

- Pirie, Wendy L. (2017). *Derivatives Workbook*. New Jersey: Wiley.
- Polat, Alp (2015). *Vadeli İşlemler Piyasası Araçlarına Yatırım Kararı Oluşturmada Çapraz Kesit ve Zaman Serisi Momentum Stratejilerinin Kullanılması: Borsa İstanbul Uygulaması*, Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Eskişehir.
- Polat, Ömer Oğuz (2019). *Dış Ticaret İşletmelerinin Finansal Türev Ürün Kullanımlarının Firma Performansı Üzerindeki Etkileri: Marmara Bölgesi Araştırması*, Beykent Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, İstanbul.
- Poon, Ser-Huang (2005). *A Practical Guide to Forecasting Financial Market Volatility*. West Sussex: Wiley.
- Rajput Namita, Kakkar Ruhi ve Batra Geetanjali (2013). “Futures Trading and Its Impact on Volatility of Indian Stock Market”. *Asian Journal of Finance & Accounting*. 5/1: 289-305.
- Rastogi Shailesh ve Athaley Chaitaly (2019). “Volatility Integration in Spot, Futures and Options Markets: A Regulatory Perspective”. *Journal of Risk and Financial Management*. 12/98: 1-15.
- Sabuncu, Birsal (2015). *Risken Korunma Amaçlı Türev Araçların Tms/Tfrs Kapsamında Muhasebeleştirilmesi ve Uygulaması*, Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Denizli.
- Saiti, Buerhan (2016). *Financial Derivatives*. Malaysia: Open University Malaysia (OUM).
- Sakarya Şakir ve Akkuş Hilmi T. (2018). “BİST-100 ve BİST Sektör Endeksleri İle VIX Endeksi Arasındaki İlişkisinin Analizi”. *Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*. 21/40: 351-373.
- Sarıçiçek, Hasan (2014). *Bankalarda Türev İşlemlerin UFRS/TFRS ve VUK Kapsamında Değerlemesi, Uyumlaştırılması ve Bir Araştırma*, Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü, Doktora Tezi, İstanbul.

- Schwager Jack D. ve Etzkorn Mark (2017). *A Complete Guide to the Futures Market*. New Jersey: Wiley.
- Selvam M., Babu M., Indhumathi G. ve Krithiga S. (2009). “Impact of Index Futures and Options Introduction: A Case of Spot Market Volatility in BSE”. *Asia-Pacific Business Review*. 5/3: 97-105.
- Sevgen, Nuri (2014). *Pay Senedi Endeksleri İle Pay Senedine Dayalı Endeks Vadeli İşlem Sözleşmelerinin Etkileşimi: İmkb30 Endeks Üzerine Bir Uygulama Ve Dünya Örnekleriyle Karşılaştırma*, Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü, Doktora Tezi, İstanbul.
- Shalini H. S. ve Raveendra P. V. (2014). “A Study of Derivatives Market in India and its Current Position in Global Financial Derivatives Markets”. *IOSR Journal of Economics and Finance (IOSR-JEF)*. 3/3: 25-42.
- Singh Saurabh ve 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.
- Sjölander, Pär (2010). “A Stationary Unbiased Finite Sample ARCH-LM Test Procedure”. *Applied Economics*. 43/8: 1-21.
- Söylemez, Yakup (2020). “Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri İle Bitcoin Volatilitésinin Analizi”. *İşletme Araştırmaları Dergisi*. 12/2: 1322-1333.
- Sundaram, Rangarajan K. (2012). *Derivatives in Financial Market Development*. New York: Working paper.
- Şahin Özkan, Öncü Mehmet Akif ve Sakarya Şakir (2015). “BİST 100 ve Kurumsal Yönetim Endeksi Volatilitelerinin Karşılaştırmalı Analizi”. *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 16/2: 107-126.
- Şahin, Özkan (2014). *Bist'teki Endeks Volatilitelerinin Karşılaştırmalı Analizi: Bist Kurumsal Yönetim, BİST 100, BİST 50 ve BİST 30 Endeksleri Üzerinde Bir Uygulama*, Düzce Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Düzce.

Şahin, Özkan (2016). “Güniçi Fiyat Anomalisi’nin Arch Ailesi Modelleri İle Test Edilmesi; Borsa İstanbul 100 Ve Kurumsal Yönetim Endeksi Üzerine Bir Uygulama”. *Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 19/36: 329-359.

Taş, Taner (2016). *Türkiye’de Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasası’nın Etkinliği ve Sözleşmelerin Karşılaştırmalı Fiyat Öngörümlemesi*, Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Manisa.

Telçeken Niyazi, Kıyılar Murat ve Kadioğlu Eyüp (2019). “Volatilite Endeksleri: Gelişimi, Türleri, Uygulamaları ve TRVIX Önerisi”. *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 4/2: 204-228.

Telçeken, Niyazi (2014). *Volatilite Endeksleri, Önemi ve Türkiye Volatilite Endeksi*, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, İstanbul.

Tezler

Tian Guiliang ve Zheng Huixiangzi (2013). “The Empirical Study about Introduction of Stock Index Futures on the Volatility of Spot Market”. *iBusiness*. 5: 113-117.

Topaloğlu, Emre E. (2020). “Borsa İstanbul Pay Endekslerinin Volatilite Yapısı ve Volatilite Yayılımı: GARCH ve MGARCH Modelleri ile BIST Sınai ve Mali Endeksleri Örneği”. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 63: 17-38.

Tully Edel ve Lucey Brian M. (2007). “A Power GARCH Examination of the Gold Market”. *Research in International Business and Finance*. 21: 316–325.

Tuna Kadir ve İsabetli İlayda (2014). “Finansal Piyasalarda Volatilite ve Bist-100 Örneği”. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. 27: 21-31.

Uğurlu Erginbay, Thalassinios Eleftherios ve Muratoğlu Yusuf (2014). “Modeling Volatility in the Stock Markets using GARCH Models: European Emerging Economies and Turkey”. *International Journal in Economics and Business Administration*. 2/3: 72-87.

- Uğurlu, Erginbay (2009). *Durağanlık ve Birim Kök Sınamaları*. İstanbul: Aydın Üniversitesi Ders Notları.
- Ural Mert ve Adakale Türker (2009). “Beklenen Kayıp Yöntemi İle Riske Maruz Değer Analizi”. *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi*. 17: 23-39.
- Ural Mert ve Demireli Erhan (2015). “CDS Getirilerinin APGARCH Modellemesi”. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*. 11/2: 171-182.
- Üner K., İlknur (2013). *Türkiye’de Vadeli İşlem Piyasalarının Gelişimi, Spot Piyasa İle Etkileşimi ve Pay Senedi Endeks Vadeli İşlem Sözleşmeleri Örneğinde Değerlendirilmesi*, Kadir Has Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, İstanbul.
- Valdez Stephen ve Molyneux Philip (2016). *An Introduction to Global Financial Markets*. Londra: Palgrave.
- Van Der Weide, Roy (2002). “Go-Garch: A Multivariate Generalized Orthogonal Garch Model”. *Journal of Applied Econometrics*. 17: 549–564.
- Vashishtha Ashutosh ve Kumar Satish (2010). “Development of Financial Derivatives Market in India- A Case Study”. *International Research Journal of Finance and Economics*. 37: 15-29.
- Verma, Divya (2020). “Nature of Volatility Patterns of Futures and Options on Nifty Index”. *Journal of Modern Accounting and Auditing*. 16/10: 436-445.
- Yaman Mustafa ve Koy Ayben (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.
- Yao, Yao (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.
- Yaslıdağ, Beyhan (2016). *Türev Piyasalar ve Analiz Yöntemleri*. Ankara: Seçkin Yay.

- Yıldırım Hasan H. ve Sakarya Şakir (2019). “BİST 30 ve Katılım 30 Endeksi Volatilitelerinin Karşılaştırılması”. *Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi*, 2/2: 167 – 174.
- Yıldırım Nurcan ve Gökpınar Fikri (2012). “Bazı Normallik Testlerinin 1.Tip Hataları ve Güçleri Bakımından Kıyaslanması”. *Süleyman Demirel Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Dergisi*. 16/1: 109-115.
- Yıldırım, Nurcan (2013). *Normal Dağılım İçin Uyum İyiliği Testleri ve Bir Simülasyon Çalışması*, Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Ankara.
- Yıldız, Berk (2016). “Oynaklık Tahmininde Simetrik ve Asimetrik GARCH Modellerinin Kullanılması: Seçilmiş BİST Alt Sektör Endeksleri Üzerine Bir Uygulama”. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*. 83-106.
- Yilgor Ayşe Gül ve Mebounou Clairinde Lidvine Charbelle (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.
- Zavadská Miroslava, Morales Lucía ve Coughlan Joseph (2018). “The Lead–Lag Relationship between Oil Futures and Spot Prices—A Literature Review”. *International Journal of Financial Studies*. 6/89: 1-22.
- (www.bis.org).https://www.bis.org/statistics/about_derivatives_stats.htm?m=6%7C32%7C639 erişim tarihi: 14 Mayıs 2021.
- (www.bis.org). <https://www.bis.org/statistics/derstats.htm?m=6%7C32%7C71> erişim tarihi: 14 Mayıs 2021.
- (www.bis.org). Statistical release: OTC derivatives at end-December 2020 https://www.bis.org/publ/otc_hy2105.htm erişim tarihi: 14 Mayıs 2021.
- (www.boerse-frankfurt.de).<https://www.boerse-frankfurt.de/en/know-how/glossary/dax-future> erişim tarihi: 27 Haziran 2021.

- (www.borsaistanbul.com). Bist-pay-endeksleri-temel-kuralları.pdf
<https://www.borsaistanbul.com/endeksler/bist-pay-endeksleri> erişim tarihi:
20 Haziran 2020.
- (www.borsaistanbul.com). <https://borsaistanbul.com/tr/sayfa/505/endeks-vadeli-islem-sozlesmeleri> erişim tarihi: 27 Haziran 2021.
- (www.borsaistanbul.com). <https://www.borsaistanbul.com/endeksler/bist-pay-endeksleri> erişim tarihi: 20 Haziran 2020.
- (www.borsaistanbul.com). <https://www.borsaistanbul.com/urunler-ve-piyasalar/piyasalar/vadeli-islem-ve-opsiyon-piyasasi/pazarlar> erişim tarihi:
07 Haziran 2020.
- (www.borsaistanbul.com). <https://www.borsaistanbul.com/urunler-ve-piyasalar/urunler/vadeli-islem-sozlesmeleri> erişim tarihi: 07 Haziran 2020.
- (www.borsaistanbul.com). <https://www.borsaistanbul.com/urunler-ve-piyasalar/urunler/vadeli-islem-sozlesmeleri/endeks-vadeli-islem-sozlesmeleri> erişim tarihi: 20 Haziran 2020.
- (www.borsaistanbul.com). VIOP_Tanitim_Kitapcigi_Vadeli_Islem_Sozlesmeleri.pdf
<https://www.borsaistanbul.com/urunler-ve-piyasalar/piyasalar/vadeli-islem-ve-opsiyon-piyasasi> erişim tarihi: 07 Haziran 2020.
- (www.cmegroup.com). <https://www.cmegroup.com/markets/equities/sp/sandp-500.contractSpecs.html> erişim tarihi: 27 Haziran 2021.
- (www.tspb.org.tr). <https://www.tspb.org.tr/tr/veriler/> erişim tarihi: 15 Mayıs 2021.
- (www.world-exchanges.org). <https://www.world-exchanges.org/our-work/statistics> erişim tarihi: 16 Mayıs 2021.

EKLER

Ek 1. BIST 30 Getiri Serisi Model Denemeleri

GARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RBIST30

Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/23/21 Time: 13:36

Sample (adjusted): 1/18/2006 6/25/2021

Included observations: 3886 after adjustments

Convergence achieved after 51 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/05/2006 1/17/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(12) + C(13)*RESID(-1)^2 + C(14)*GARCH(-1) + C(15)
*RBIST30F

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001043	0.000217	4.800288	0.0000
AR(1)	0.268850	0.694264	0.387244	0.6986
AR(2)	-0.529831	0.305431	-1.734699	0.0828
AR(3)	0.417178	0.513214	0.812874	0.4163
AR(4)	0.181676	0.343909	0.528268	0.5973
AR(5)	-0.016918	0.019744	-0.856868	0.3915
AR(6)	-0.016074	0.023379	-0.687548	0.4917
MA(1)	-0.273717	0.694072	-0.394364	0.6933
MA(2)	0.546898	0.308329	1.773749	0.0761
MA(3)	-0.437471	0.523460	-0.835730	0.4033
MA(4)	-0.176668	0.362611	-0.487210	0.6261
Variance Equation				
C	8.24E-06	1.43E-06	5.746906	0.0000
RESID(-1)^2	0.061726	0.008351	7.391453	0.0000
GARCH(-1)	0.908975	0.011193	81.21232	0.0000
RBIST30F	-0.000695	9.26E-05	-7.507075	0.0000
GED PARAMETER	1.402040	0.037314	37.57382	0.0000
R-squared	0.001064	Mean dependent var		0.000250
Adjusted R-squared	-0.001514	S.D. dependent var		0.017264
S.E. of regression	0.017277	Akaike info criterion		-5.480378
Sum squared resid	1.156715	Schwarz criterion		-5.454582
Log likelihood	10664.37	Hannan-Quinn criter.		-5.471221
Durbin-Watson stat	1.956593			
Inverted AR Roots	.71	.29	-.09-.92i	-.09+.92i
	-.27+.15i	-.27-.15i		
Inverted MA Roots	.75	-.10-.92i	-.10+.92i	-.28

TARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RBIST30

Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/23/21 Time: 15:04

Sample (adjusted): 1/18/2006 6/25/2021

Included observations: 3886 after adjustments

Convergence achieved after 41 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/05/2006 1/17/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = $C(12) + C(13)*RESID(-1)^2 + C(14)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)$
 $+ C(15)*GARCH(-1) + C(16)*RBIST30F$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000792	0.000230	3.437259	0.0006
AR(1)	0.274186	0.794323	0.345182	0.7300
AR(2)	-0.533354	0.280864	-1.898974	0.0576
AR(3)	0.401899	0.577247	0.696235	0.4863
AR(4)	0.164392	0.338001	0.486366	0.6267
AR(5)	-0.013980	0.021042	-0.664383	0.5064
AR(6)	-0.014116	0.021647	-0.652085	0.5143
MA(1)	-0.273562	0.794290	-0.344410	0.7305
MA(2)	0.550717	0.280513	1.963248	0.0496
MA(3)	-0.414861	0.589389	-0.703883	0.4815
MA(4)	-0.156467	0.351863	-0.444682	0.6565
Variance Equation				
C	1.06E-05	1.73E-06	6.101533	0.0000
RESID(-1)^2	0.042454	0.011119	3.818103	0.0001
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.066052	0.019039	3.469349	0.0005
GARCH(-1)	0.885367	0.012845	68.92515	0.0000
RBIST30F	-0.000374	0.000124	-3.013011	0.0026
GED PARAMETER	1.406942	0.037288	37.73206	0.0000
R-squared	0.002541	Mean dependent var		0.000250
Adjusted R-squared	-0.000033	S.D. dependent var		0.017264
S.E. of regression	0.017265	Akaike info criterion		-5.482229
Sum squared resid	1.155005	Schwarz criterion		-5.454821
Log likelihood	10668.97	Hannan-Quinn criter.		-5.472500
Durbin-Watson stat	1.970209			
Inverted AR Roots	.69	.28	-.09-.91i	-.09+.91i
	-.26+.15i	-.26-.15i		
Inverted MA Roots	.72	-.09-.90i	-.09+.90i	-.26

EGARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RBIST30

Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/23/21 Time: 15:33

Sample (adjusted): 1/18/2006 6/25/2021

Included observations: 3886 after adjustments

Convergence achieved after 45 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/05/2006 1/17/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

LOG(GARCH) = C(12) + C(13)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) +
C(14)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(15)*LOG(GARCH(-1)) +
C(16)*RBIST30F

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001126	0.000235	4.800324	0.0000
AR(1)	0.549164	0.089628	6.127161	0.0000
AR(2)	-0.421796	0.092846	-4.542961	0.0000
AR(3)	0.313243	0.079432	3.943538	0.0001
AR(4)	-0.789947	0.077393	-10.20695	0.0000
AR(5)	-0.017149	0.018190	-0.942821	0.3458
AR(6)	0.001903	0.015325	0.124145	0.9012
MA(1)	-0.557258	0.087993	-6.332944	0.0000
MA(2)	0.438355	0.092100	4.759539	0.0000
MA(3)	-0.321540	0.077795	-4.133176	0.0000
MA(4)	0.816160	0.074621	10.93745	0.0000

Variance Equation

C(12)	-0.351258	0.047902	-7.332839	0.0000
C(13)	0.133704	0.016450	8.127892	0.0000
C(14)	-0.013721	0.015077	-0.910084	0.3628
C(15)	0.969862	0.005030	192.8124	0.0000
C(16)	-4.143413	0.604600	-6.853146	0.0000

GED PARAMETER	1.411762	0.038122	37.03270	0.0000
---------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.004808	Mean dependent var	0.000250
Adjusted R-squared	0.002240	S.D. dependent var	0.017264
S.E. of regression	0.017245	Akaike info criterion	-5.491097
Sum squared resid	1.152380	Schwarz criterion	-5.463689
Log likelihood	10686.20	Hannan-Quinn criter.	-5.481368
Durbin-Watson stat	1.953792		

Inverted AR Roots	.74-.65i	.74+.65i	.04	-.06
	-.46+.78i	-.46-.78i		
Inverted MA Roots	.74+.66i	.74-.66i	-.46-.78i	-.46+.78i

PARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RBIST30

Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/23/21 Time: 16:01

Sample (adjusted): 1/18/2006 6/25/2021

Included observations: 3886 after adjustments

Convergence achieved after 42 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/05/2006 1/17/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

@SQRT(GARCH)^C(17) = C(12) + C(13)*(ABS(RESID(-1)) - C(14)*RESID(-1))^C(17) + C(15)*@SQRT(GARCH(-1))^C(17) + C(16)*RBIST30F

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000749	0.000237	3.156876	0.0016
AR(1)	0.278179	1.036731	0.268324	0.7885
AR(2)	-0.545292	0.326500	-1.670114	0.0949
AR(3)	0.392271	0.741586	0.528962	0.5968
AR(4)	0.147284	0.410165	0.359084	0.7195
AR(5)	-0.016609	0.026136	-0.635493	0.5251
AR(6)	-0.011050	0.025385	-0.435284	0.6634
MA(1)	-0.275334	1.036792	-0.265564	0.7906
MA(2)	0.565304	0.324074	1.744371	0.0811
MA(3)	-0.405009	0.761076	-0.532153	0.5946
MA(4)	-0.134629	0.426235	-0.315858	0.7521

Variance Equation

C(12)	0.000268	0.000261	1.028475	0.3037
C(13)	0.078484	0.009929	7.904843	0.0000
C(14)	0.376210	0.109923	3.422497	0.0006
C(15)	0.900214	0.011516	78.17042	0.0000
C(16)	-0.005894	0.005038	-1.169908	0.2420
C(17)	1.195900	0.234139	5.107661	0.0000

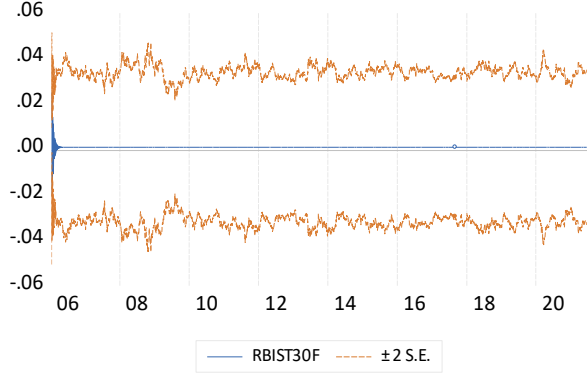
GED PARAMETER	1.411744	0.037705	37.44133	0.0000
---------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.002696	Mean dependent var	0.000250
Adjusted R-squared	0.000123	S.D. dependent var	0.017264
S.E. of regression	0.017263	Akaike info criterion	-5.483803
Sum squared resid	1.154825	Schwarz criterion	-5.454782
Log likelihood	10673.03	Hannan-Quinn criter.	-5.473501
Durbin-Watson stat	1.975013		

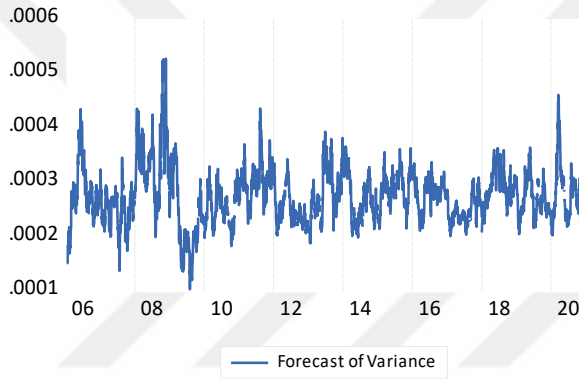
Inverted AR Roots	.67	.27	-.09-.90i	-.09+.90i
	-.24+.13i	-.24-.13i		
Inverted MA Roots	.70	-.09-.90i	-.09+.90i	-.24

Ek 2. BIST 30 Getiri Serisi Model Öngörü Kriterleri

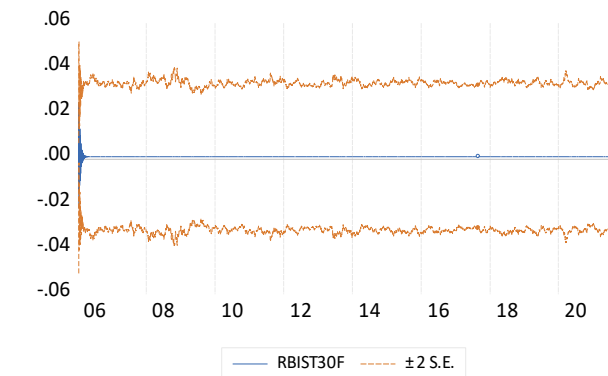
GARCH(1,1) Modeli



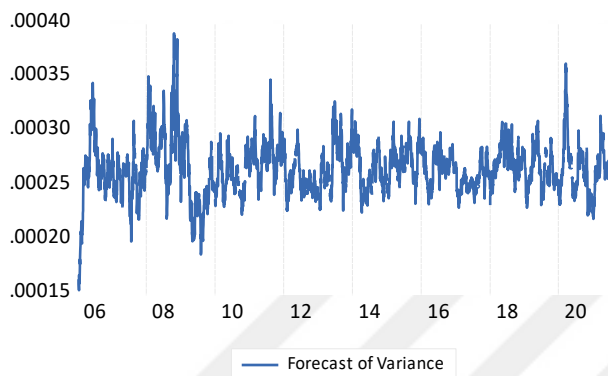
Forecast: RBIST30F	
Actual: RBIST30	
Forecast sample: 1/02/2006 6/25/2021	
Adjusted sample: 1/18/2006 6/25/2021	
Included observations: 3886	
Root Mean Squared Error	0.017259
Mean Absolute Error	0.012497
Mean Abs. Percent Error	NA
Theil Inequality Coef.	0.927047
Bias Proportion	0.002123
Variance Proportion	0.903161
Covariance Proportion	0.094717
Theil U2 Coefficient	NA
Symmetric MAPE	171.3584



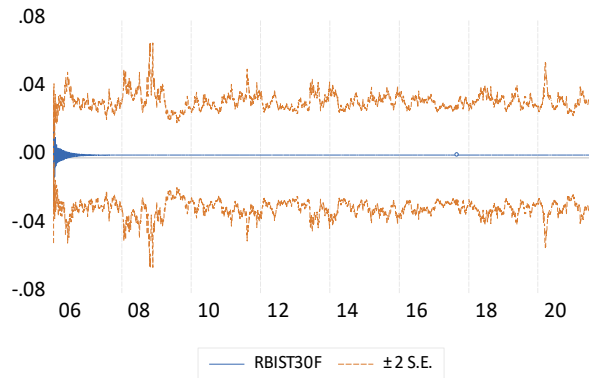
TARCH(1,1) Modeli



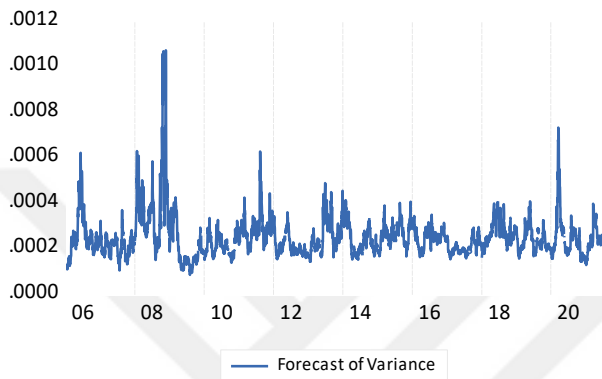
Forecast:	RBIST30F
Actual:	RBIST30
Forecast sample:	1/02/2006 6/25/2021
Adjusted sample:	1/18/2006 6/25/2021
Included observations:	3886
Root Mean Squared Error	0.017249
Mean Absolute Error	0.012491
Mean Abs. Percent Error	NA
Theil Inequality Coef.	0.936405
Bias Proportion	0.000993
Variance Proportion	0.906290
Covariance Proportion	0.092717
Theil U2 Coefficient	NA
Symmetric MAPE	175.8324



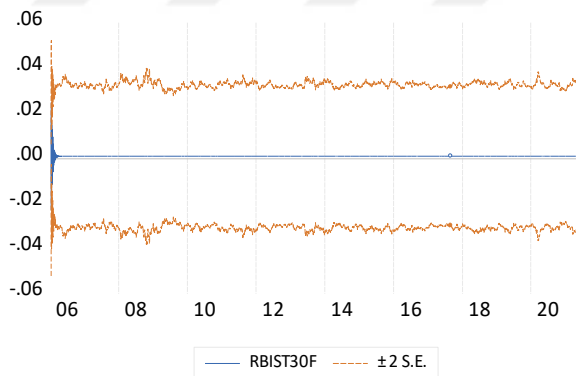
EGARCH(1,1) Modeli



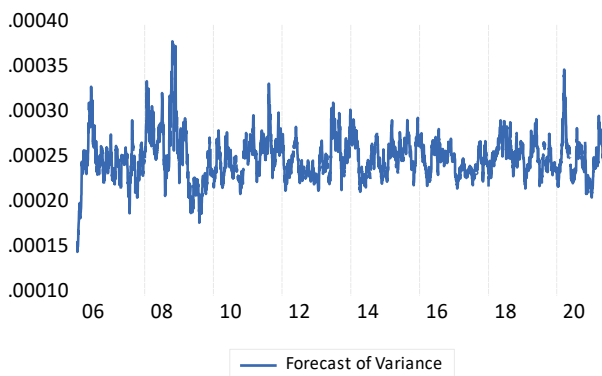
Forecast: RBIST30F	
Actual: RBIST30	
Forecast sample: 1/02/2006 6/25/2021	
Adjusted sample: 1/18/2006 6/25/2021	
Included observations: 3886	
Root Mean Squared Error	0.017259
Mean Absolute Error	0.012500
Mean Abs. Percent Error	NA
Theil Inequality Coef.	0.924473
Bias Proportion	0.002568
Variance Proportion	0.905050
Covariance Proportion	0.092382
Theil U2 Coefficient	NA
Symmetric MAPE	169.9336



PARCH(1,1) Modeli



Forecast: RBIST30F	
Actual: RBIST30	
Forecast sample: 1/02/2006 6/25/2021	
Adjusted sample: 1/18/2006 6/25/2021	
Included observations: 3886	
Root Mean Squared Error	0.017248
Mean Absolute Error	0.012491
Mean Abs. Percent Error	NA
Theil Inequality Coef.	0.938156
Bias Proportion	0.000838
Variance Proportion	0.907303
Covariance Proportion	0.091860
Theil U2 Coefficient	NA
Symmetric MAPE	176.6849



Ek 3. BIST 30F Getiri Serisi Model Denemeleri

GARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RBIST30F

Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/24/21 Time: 13:32

Sample (adjusted): 1/19/2006 6/25/2021

Included observations: 3885 after adjustments

Convergence achieved after 132 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/03/2006 1/18/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(16) + C(17)*RESID(-1)^2 + C(18)*GARCH(-1) + C(19)*RBIST30

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000947	0.000224	4.234826	0.0000
AR(1)	-0.343252	0.311349	-1.102469	0.2703
AR(2)	-0.862099	0.137590	-6.265695	0.0000
AR(3)	-0.200549	0.333963	-0.600513	0.5482
AR(4)	-0.688825	0.173261	-3.975653	0.0001
AR(5)	-0.597192	0.317685	-1.879823	0.0601
AR(6)	-0.650578	0.071575	-9.089491	0.0000
AR(7)	-0.516441	0.221541	-2.331130	0.0197
MA(1)	0.326394	0.315831	1.033444	0.3014
MA(2)	0.862441	0.139974	6.161430	0.0000
MA(3)	0.186068	0.340986	0.545678	0.5853
MA(4)	0.711418	0.176452	4.031789	0.0001
MA(5)	0.588572	0.328297	1.792805	0.0730
MA(6)	0.662095	0.073222	9.042341	0.0000
MA(7)	0.506664	0.229535	2.207352	0.0273
Variance Equation				
C	7.61E-06	1.42E-06	5.358377	0.0000
RESID(-1)^2	0.053624	0.007772	6.900047	0.0000
GARCH(-1)	0.920434	0.010336	89.04948	0.0000
RBIST30	-0.000672	0.000108	-6.242809	0.0000
GED PARAMETER	1.301767	0.034964	37.23163	0.0000
R-squared	0.005404	Mean dependent var		0.000267
Adjusted R-squared	0.001806	S.D. dependent var		0.017627
S.E. of regression	0.017612	Akaike info criterion		-5.450055
Sum squared resid	1.200346	Schwarz criterion		-5.417804
Log likelihood	10606.73	Hannan-Quinn criter.		-5.438606
Durbin-Watson stat	1.948239			
Inverted AR Roots	.74+.66i -.54-.76i	.74-.66i -.54+.76i	-.03+.93i -.69	-.03-.93i
Inverted MA Roots	.74+.67i -.54-.76i	.74-.67i -.54+.76i	-.03+.93i -.67	-.03-.93i

TARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RBIST30F

Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/24/21 Time: 13:53

Sample (adjusted): 1/19/2006 6/25/2021

Included observations: 3885 after adjustments

Convergence achieved after 74 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/03/2006 1/18/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(16) + C(17)*RESID(-1)^2 + C(18)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)
+ C(19)*GARCH(-1) + C(20)*RBIST30

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000749	0.000229	3.264896	0.0011
AR(1)	-0.364985	0.300999	-1.212578	0.2253
AR(2)	-0.852269	0.132255	-6.444155	0.0000
AR(3)	-0.219577	0.318890	-0.688568	0.4911
AR(4)	-0.679888	0.166544	-4.082331	0.0000
AR(5)	-0.617908	0.306759	-2.014314	0.0440
AR(6)	-0.647523	0.072743	-8.901503	0.0000
AR(7)	-0.529036	0.214324	-2.468397	0.0136
MA(1)	0.351560	0.304999	1.152659	0.2491
MA(2)	0.851325	0.134030	6.351750	0.0000
MA(3)	0.208725	0.324495	0.643228	0.5201
MA(4)	0.701502	0.168667	4.159103	0.0000
MA(5)	0.612850	0.316088	1.938858	0.0525
MA(6)	0.658141	0.073927	8.902523	0.0000
MA(7)	0.521861	0.221277	2.358402	0.0184

Variance Equation

C	1.00E-05	1.76E-06	5.673112	0.0000
RESID(-1)^2	0.040214	0.009765	4.118271	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.055677	0.019133	2.910033	0.0036
GARCH(-1)	0.897109	0.012376	72.48526	0.0000
RBIST30	-0.000358	0.000147	-2.438429	0.0148

GED PARAMETER	1.305231	0.034827	37.47796	0.0000
---------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.006244	Mean dependent var	0.000267
Adjusted R-squared	0.002649	S.D. dependent var	0.017627
S.E. of regression	0.017604	Akaike info criterion	-5.451372
Sum squared resid	1.199333	Schwarz criterion	-5.417508
Log likelihood	10610.29	Hannan-Quinn criter.	-5.439351
Durbin-Watson stat	1.956543		

Inverted AR Roots	.74+.66i	.74-.66i	-.03-.93i	-.03+.93i
	-.54-.76i	-.54+.76i	-.71	
Inverted MA Roots	.74+.67i	.74-.67i	-.03-.93i	-.03+.93i
	-.54-.76i	-.54+.76i	-.69	

EGARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RBIST30F

Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/24/21 Time: 14:08

Sample (adjusted): 1/19/2006 6/25/2021

Included observations: 3885 after adjustments

Convergence achieved after 57 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/03/2006 1/18/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

LOG(GARCH) = C(16) + C(17)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) +
C(18)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(19)*LOG(GARCH(-1)) +
C(20)*RBIST30

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001101	0.000225	4.888298	0.0000
AR(1)	0.269227	0.285392	0.943359	0.3455
AR(2)	-0.667864	0.248334	-2.689380	0.0072
AR(3)	0.731494	0.330531	2.213084	0.0269
AR(4)	-0.304192	0.389297	-0.781387	0.4346
AR(5)	-0.110309	0.314123	-0.351166	0.7255
AR(6)	-0.449578	0.174656	-2.574075	0.0101
AR(7)	-0.428558	0.228768	-1.873330	0.0610
MA(1)	-0.289299	0.288618	-1.002360	0.3162
MA(2)	0.680469	0.251716	2.703318	0.0069
MA(3)	-0.752232	0.337089	-2.231552	0.0256
MA(4)	0.334440	0.395762	0.845054	0.3981
MA(5)	0.082531	0.319483	0.258327	0.7962
MA(6)	0.460484	0.179843	2.560483	0.0105
MA(7)	0.404229	0.232537	1.738340	0.0822

Variance Equation

C(16)	-0.317578	0.046957	-6.763109	0.0000
C(17)	0.122363	0.016440	7.442975	0.0000
C(18)	0.006407	0.015410	0.415785	0.6776
C(19)	0.972489	0.004943	196.7483	0.0000
C(20)	-4.751954	0.694584	-6.841434	0.0000

GED PARAMETER	1.310079	0.035739	36.65643	0.0000
---------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.004941	Mean dependent var	0.000267
Adjusted R-squared	0.001341	S.D. dependent var	0.017627
S.E. of regression	0.017616	Akaike info criterion	-5.456514
Sum squared resid	1.200906	Schwarz criterion	-5.422650
Log likelihood	10620.28	Hannan-Quinn criter.	-5.444492
Durbin-Watson stat	1.942238		

Inverted AR Roots	.88+.47i	.88-.47i	-.02-.94i	-.02+.94i
	-.44-.82i	-.44+.82i	-.57	
Inverted MA Roots	.88+.47i	.88-.47i	-.02-.93i	-.02+.93i
	-.44+.81i	-.44-.81i	-.55	

PARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RBIST30F

Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/24/21 Time: 14:21

Sample (adjusted): 1/19/2006 6/25/2021

Included observations: 3885 after adjustments

Convergence achieved after 72 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/03/2006 1/18/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

@SQRT(GARCH)^C(21) = C(16) + C(17)*(ABS(RESID(-1)) - C(18)*RESID(-1))^C(21) + C(19)*@SQRT(GARCH(-1))^C(21) + C(20)*RBIST30

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000735	0.000232	3.166940	0.0015
AR(1)	-0.373780	0.290229	-1.287878	0.1978
AR(2)	-0.844350	0.122980	-6.865739	0.0000
AR(3)	-0.232776	0.301538	-0.771960	0.4401
AR(4)	-0.675370	0.154789	-4.363163	0.0000
AR(5)	-0.620393	0.290509	-2.135537	0.0327
AR(6)	-0.649883	0.070479	-9.220930	0.0000
AR(7)	-0.533960	0.205512	-2.598199	0.0094
MA(1)	0.359512	0.294136	1.222267	0.2216
MA(2)	0.844954	0.124806	6.770138	0.0000
MA(3)	0.222023	0.307607	0.721773	0.4704
MA(4)	0.697982	0.157150	4.441506	0.0000
MA(5)	0.614839	0.300117	2.048667	0.0405
MA(6)	0.661040	0.071533	9.241051	0.0000
MA(7)	0.527735	0.212735	2.480717	0.0131

Variance Equation

C(16)	0.000238	0.000245	0.968712	0.3327
C(17)	0.074941	0.009888	7.579040	0.0000
C(18)	0.309408	0.110318	2.804695	0.0050
C(19)	0.907208	0.011251	80.63483	0.0000
C(20)	-0.005855	0.005449	-1.074478	0.2826
C(21)	1.211376	0.250886	4.828386	0.0000

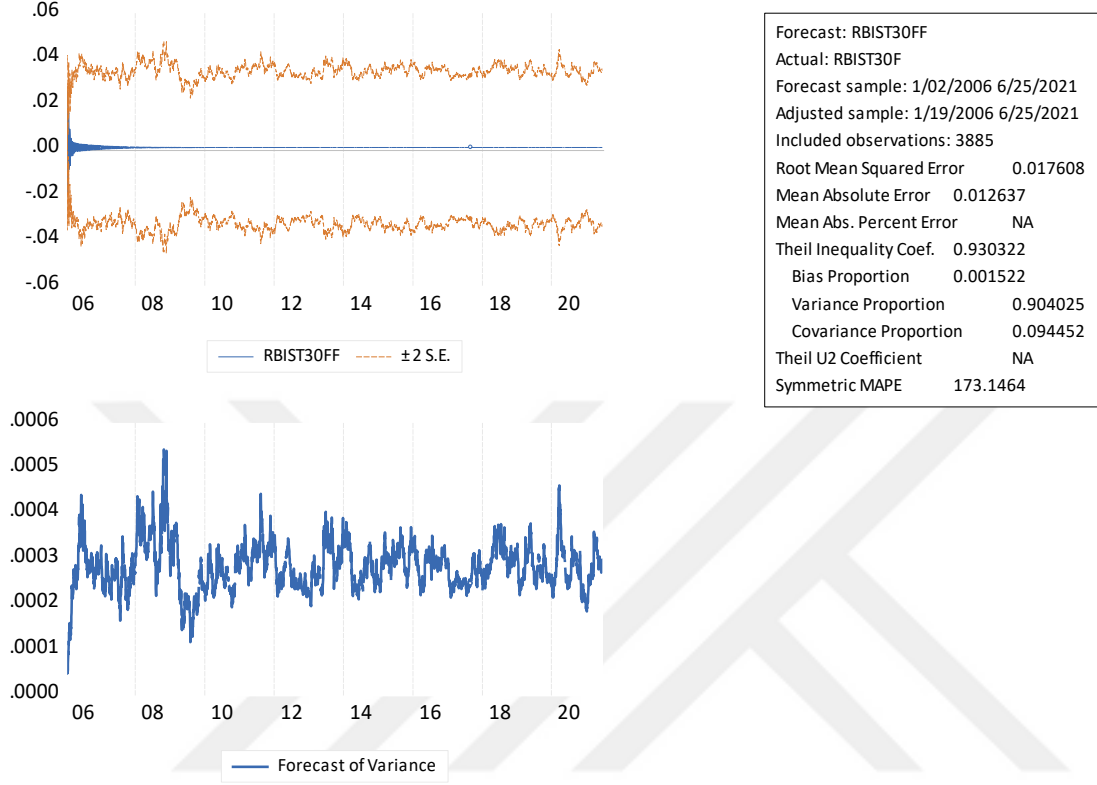
GED PARAMETER	1.310094	0.035393	37.01565	0.0000
---------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.006385	Mean dependent var	0.000267
Adjusted R-squared	0.002791	S.D. dependent var	0.017627
S.E. of regression	0.017603	Akaike info criterion	-5.452866
Sum squared resid	1.199162	Schwarz criterion	-5.417389
Log likelihood	10614.19	Hannan-Quinn criter.	-5.440272
Durbin-Watson stat	1.955003		

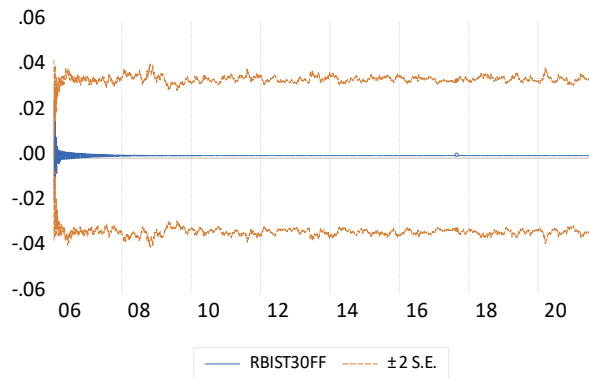
Inverted AR Roots	.74+.66i	.74-.66i	-.03-.93i	-.03+.93i
	-.55+.76i	-.55-.76i	-.71	
Inverted MA Roots	.74-.67i	.74+.67i	-.03-.93i	-.03+.93i
	-.55+.76i	-.55-.76i	-.70	

Ek 4. BIST 30F Getiri Serisi Model Öngörü Kriterleri

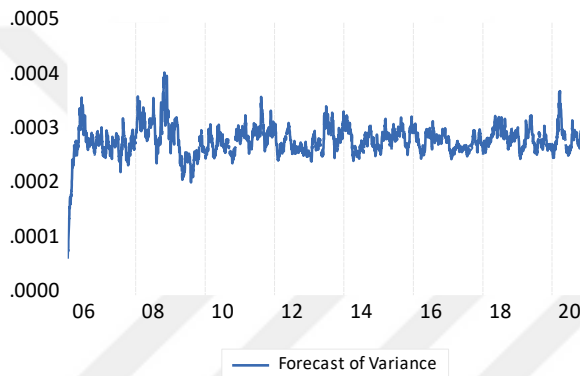
GARCH(1,1) Modeli



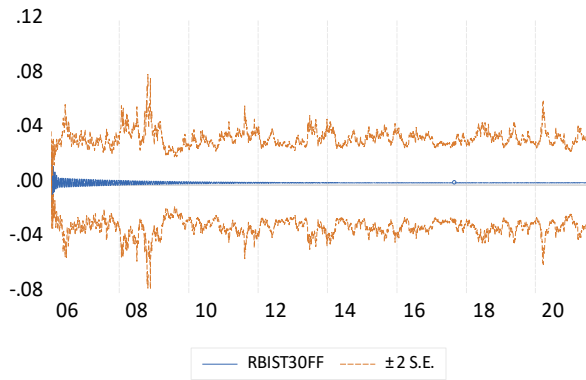
TARCH(1,1) Modeli



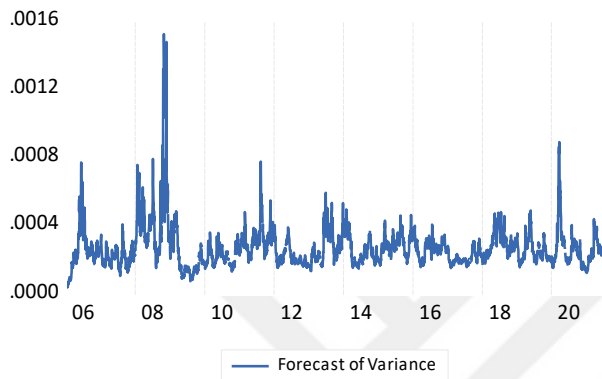
Forecast:	RBIST30FF
Actual:	RBIST30F
Forecast sample:	1/02/2006 6/25/2021
Adjusted sample:	1/19/2006 6/25/2021
Included observations:	3885
Root Mean Squared Error	0.017602
Mean Absolute Error	0.012632
Mean Abs. Percent Error	NA
Theil Inequality Coef.	0.937029
Bias Proportion	0.000770
Variance Proportion	0.905339
Covariance Proportion	0.093891
Theil U2 Coefficient	NA
Symmetric MAPE	176.7752



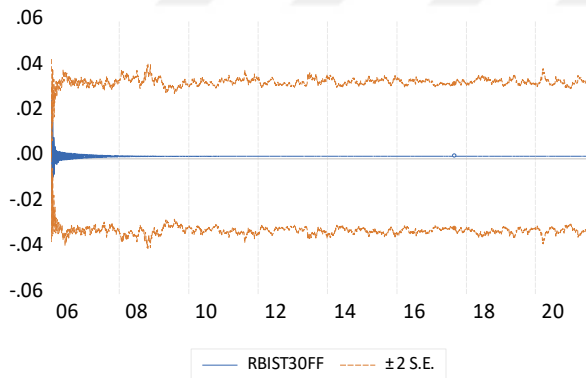
EGARCH(1,1) Modeli



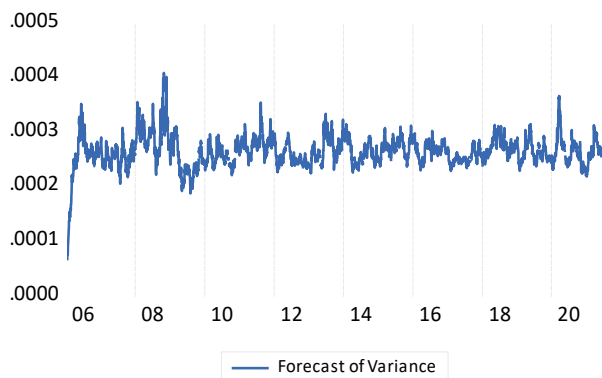
Forecast:	RBIST30FF
Actual:	RBIST30F
Forecast sample:	1/02/2006 6/25/2021
Adjusted sample:	1/19/2006 6/25/2021
Included observations:	3885
Root Mean Squared Error	0.017602
Mean Absolute Error	0.012618
Mean Abs. Percent Error	NA
Theil Inequality Coef.	0.916949
Bias Proportion	0.002287
Variance Proportion	0.880351
Covariance Proportion	0.117361
Theil U2 Coefficient	NA
Symmetric MAPE	169.8825



PARCH(1,1) Modeli



Forecast:	RBIST30FF
Actual:	RBIST30F
Forecast sample:	1/02/2006 6/25/2021
Adjusted sample:	1/19/2006 6/25/2021
Included observations:	3885
Root Mean Squared Error	0.017601
Mean Absolute Error	0.012632
Mean Abs. Percent Error	NA
Theil Inequality Coef.	0.937096
Bias Proportion	0.000729
Variance Proportion	0.904416
Covariance Proportion	0.094855
Theil U2 Coefficient	NA
Symmetric MAPE	177.0197



Ek 5. DAX 30 Getiri Serisi Model Denemeleri

GARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RDAX30

Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/30/21 Time: 09:42

Sample (adjusted): 1/12/2006 6/25/2021

Included observations: 3917 after adjustments

Convergence achieved after 113 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/02/2006 1/11/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(17) + C(18)*RESID(-1)^2 + C(19)*GARCH(-1) + C(20)
*RDAX30F

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001307	0.000148	8.856205	0.0000
AR(1)	0.079944	0.221767	0.360488	0.7185
AR(2)	-0.482673	0.194124	-2.486412	0.0129
AR(3)	-0.235005	0.144159	-1.630178	0.1031
AR(4)	-0.451566	0.137365	-3.287341	0.0010
AR(5)	0.574049	0.148112	3.875777	0.0001
AR(6)	-0.239455	0.205019	-1.167966	0.2428
AR(7)	0.449394	0.203721	2.205924	0.0274
MA(1)	-0.101027	0.221340	-0.456434	0.6481
MA(2)	0.477163	0.194301	2.455789	0.0141
MA(3)	0.230594	0.143922	1.602211	0.1091
MA(4)	0.398148	0.126821	3.139451	0.0017
MA(5)	-0.618829	0.138167	-4.478843	0.0000
MA(6)	0.231642	0.205899	1.125027	0.2606
MA(7)	-0.474350	0.202629	-2.340973	0.0192
MA(8)	-0.044073	0.020418	-2.158566	0.0309

Variance Equation

C	3.96E-06	3.15E-07	12.55834	0.0000
RESID(-1)^2	0.059001	0.004780	12.34220	0.0000
GARCH(-1)	0.914906	0.005906	154.9129	0.0000
RDAX30F	-0.001140	5.46E-05	-20.88931	0.0000

R-squared	-0.005935	Mean dependent var	0.000265
Adjusted R-squared	-0.009803	S.D. dependent var	0.013841
S.E. of regression	0.013908	Akaike info criterion	-6.116442
Sum squared resid	0.754606	Schwarz criterion	-6.084412
Log likelihood	11999.05	Hannan-Quinn criter.	-6.105076
Durbin-Watson stat	1.939443		

Inverted AR Roots	.78	.48+.87i	.48-.87i	-.03+.76i
	-.03-.76i	-.81-.58i	-.81+.58i	
Inverted MA Roots	.83	.48+.87i	.48-.87i	.01-.78i
	.01+.78i	-.09	-.81+.58i	-.81-.58i

TARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RDAX30

Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/30/21 Time: 09:59

Sample (adjusted): 1/12/2006 6/25/2021

Included observations: 3917 after adjustments

Convergence not achieved after 500 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/02/2006 1/11/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(17) + C(18)*RESID(-1)^2 + C(19)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)
+ C(20)*GARCH(-1) + C(21)*RDAX30F

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001028	0.000183	5.612385	0.0000
AR(1)	0.558026	0.477816	1.167868	0.2429
AR(2)	-1.246526	0.410349	-3.037726	0.0024
AR(3)	0.348910	0.741146	0.470771	0.6378
AR(4)	-1.245166	0.374799	-3.322219	0.0009
AR(5)	0.319222	0.712125	0.448267	0.6540
AR(6)	-0.522632	0.357541	-1.461740	0.1438
AR(7)	-0.191912	0.374965	-0.511812	0.6088
MA(1)	-0.570005	0.478073	-1.192297	0.2331
MA(2)	1.260097	0.413748	3.045564	0.0023
MA(3)	-0.351520	0.756502	-0.464665	0.6422
MA(4)	1.222561	0.387593	3.154241	0.0016
MA(5)	-0.322492	0.726407	-0.443956	0.6571
MA(6)	0.514066	0.370361	1.388016	0.1651
MA(7)	0.197748	0.393897	0.502029	0.6156
MA(8)	-0.043811	0.021333	-2.053636	0.0400

Variance Equation

C	3.97E-06	3.17E-07	12.51255	0.0000
RESID(-1)^2	0.025376	0.005865	4.326851	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.080338	0.012255	6.555385	0.0000
GARCH(-1)	0.904680	0.006500	139.1920	0.0000
RDAX30F	-0.000861	6.89E-05	-12.49458	0.0000

R-squared	-0.000022	Mean dependent var	0.000265
Adjusted R-squared	-0.003868	S.D. dependent var	0.013841
S.E. of regression	0.013867	Akaike info criterion	-6.122789
Sum squared resid	0.750171	Schwarz criterion	-6.089157
Log likelihood	12012.48	Hannan-Quinn criter.	-6.110855
Durbin-Watson stat	1.971129		

Inverted AR Roots	.65+.72i	.65-.72i	.29-.85i	.29+.85i
	-.27	-.52-.82i	-.52+.82i	
Inverted MA Roots	.65+.73i	.65-.73i	.27+.87i	.27-.87i
	.16	-.37	-.53+.82i	-.53-.82i

EGARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RDAX30

Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/30/21 Time: 10:10

Sample (adjusted): 1/12/2006 6/25/2021

Included observations: 3917 after adjustments

Convergence not achieved after 500 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/02/2006 1/11/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

LOG(GARCH) = C(17) + C(18)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) +
C(19)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(20)*LOG(GARCH(-1)) +
C(21)*RDAX30F

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000613	7.74E-05	7.924074	0.0000
AR(1)	0.193680	0.176554	1.096998	0.2726
AR(2)	0.087035	0.163135	0.533515	0.5937
AR(3)	-0.509516	0.131014	-3.889033	0.0001
AR(4)	0.169401	0.180759	0.937161	0.3487
AR(5)	0.400741	0.114415	3.502512	0.0005
AR(6)	-0.062176	0.177022	-0.351235	0.7254
AR(7)	0.620708	0.135177	4.591825	0.0000
MA(1)	-0.220338	0.176722	-1.246804	0.2125
MA(2)	-0.072649	0.165683	-0.438483	0.6610
MA(3)	0.523520	0.127940	4.091913	0.0000
MA(4)	-0.205157	0.182773	-1.122472	0.2617
MA(5)	-0.417773	0.114768	-3.640170	0.0003
MA(6)	0.081191	0.175429	0.462815	0.6435
MA(7)	-0.634113	0.136787	-4.635774	0.0000
MA(8)	-0.023989	0.018311	-1.310052	0.1902

Variance Equation

C(17)	-0.487351	0.037668	-12.93802	0.0000
C(18)	0.171415	0.014205	12.06755	0.0000
C(19)	-0.057039	0.011303	-5.046226	0.0000
C(20)	0.960078	0.003415	281.1754	0.0000
C(21)	-9.197556	0.611830	-15.03286	0.0000

R-squared	-0.008528	Mean dependent var	0.000265
Adjusted R-squared	-0.012406	S.D. dependent var	0.013841
S.E. of regression	0.013926	Akaike info criterion	-6.124572
Sum squared resid	0.756551	Schwarz criterion	-6.090940
Log likelihood	12015.97	Hannan-Quinn criter.	-6.112638
Durbin-Watson stat	1.926336		

Inverted AR Roots	.98	.55+.83i	.55-.83i	-.05+.81i
	-.05-.81i	-.90-.38i	-.90+.38i	
Inverted MA Roots	.99	.56+.83i	.56-.83i	-.03-.82i
	-.03+.82i	-.04	-.90+.38i	-.90-.38i

PARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RDAX30

Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/30/21 Time: 10:20

Sample (adjusted): 1/12/2006 6/25/2021

Included observations: 3917 after adjustments

Convergence achieved after 93 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/02/2006 1/11/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

@SQRT(GARCH)^C(22) = C(17) + C(18)*(ABS(RESID(-1)) - C(19)*RESID(-1))^C(22) + C(20)*@SQRT(GARCH(-1))^C(22) + C(21)*RDAX30F

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001058	0.000183	5.794371	0.0000
AR(1)	0.874443	0.387814	2.254801	0.0241
AR(2)	-0.687310	0.505847	-1.358731	0.1742
AR(3)	0.846008	0.513762	1.646692	0.0996
AR(4)	-0.778817	0.561444	-1.387167	0.1654
AR(5)	0.535474	0.538035	0.995240	0.3196
AR(6)	-0.298000	0.464054	-0.642168	0.5208
AR(7)	-0.352681	0.337302	-1.045592	0.2957
MA(1)	-0.894579	0.387623	-2.307856	0.0210
MA(2)	0.700447	0.508467	1.377567	0.1683
MA(3)	-0.849594	0.523374	-1.623303	0.1045
MA(4)	0.758995	0.574845	1.320349	0.1867
MA(5)	-0.526441	0.549473	-0.958083	0.3380
MA(6)	0.302308	0.477820	0.632683	0.5269
MA(7)	0.391047	0.354571	1.102875	0.2701
MA(8)	-0.047616	0.018673	-2.550054	0.0108

Variance Equation

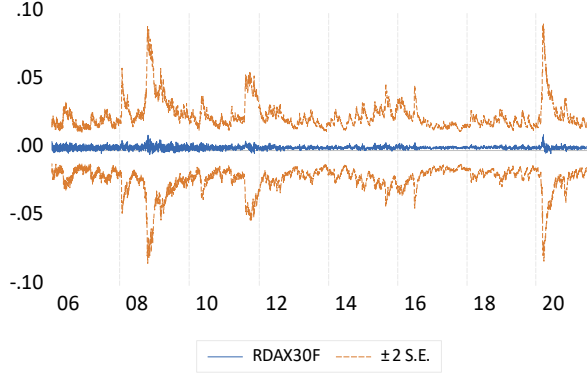
C(17)	0.000220	0.000109	2.015433	0.0439
C(18)	0.069626	0.006220	11.19336	0.0000
C(19)	0.312075	0.075994	4.106559	0.0000
C(20)	0.921324	0.006574	140.1560	0.0000
C(21)	-0.039296	0.016248	-2.418520	0.0156
C(22)	1.067528	0.117647	9.073954	0.0000

R-squared	0.001347	Mean dependent var	0.000265
Adjusted R-squared	-0.002493	S.D. dependent var	0.013841
S.E. of regression	0.013858	Akaike info criterion	-6.131102
Sum squared resid	0.749144	Schwarz criterion	-6.095869
Log likelihood	12029.76	Hannan-Quinn criter.	-6.118599
Durbin-Watson stat	1.953344		

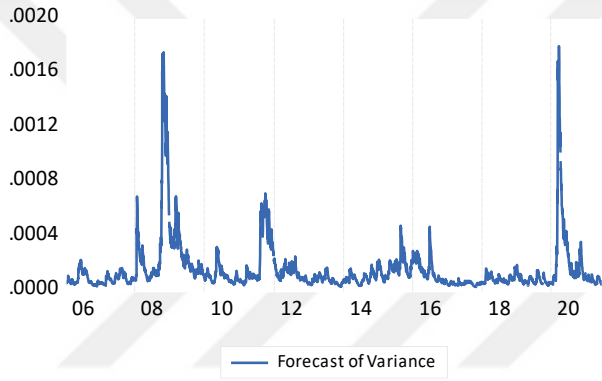
Inverted AR Roots	.92-.38i	.92+.38i	.27-.87i	.27+.87i
	-.44	-.53-.84i	-.53+.84i	
Inverted MA Roots	.92-.38i	.92+.38i	.26-.88i	.26+.88i
	.11	-.50	-.53-.84i	-.53+.84i

Ek 6. DAX 30 Getiri Serisi Model Öngörü Kriterleri

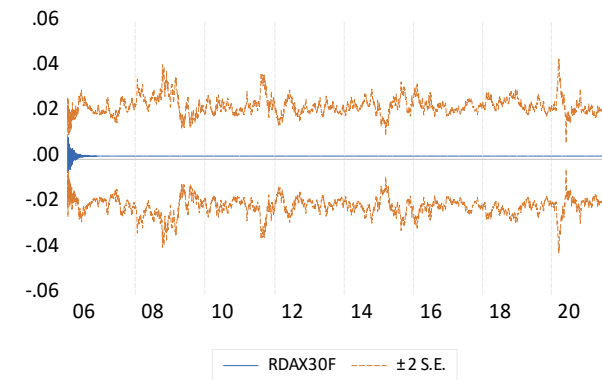
GARCH(1,1) Modeli



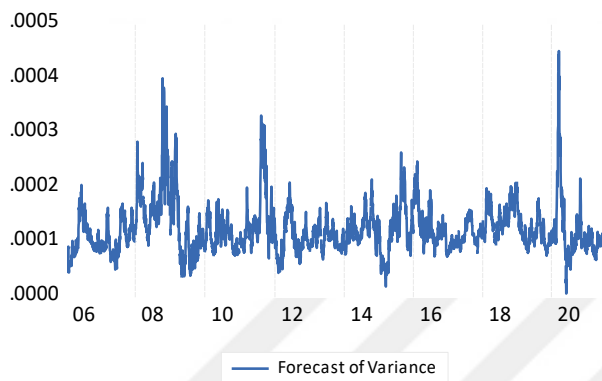
Forecast: RDAX30F	
Actual: RDAX30	
Forecast sample: 1/02/2006 6/25/2021	
Adjusted sample: 1/12/2006 6/25/2021	
Included observations: 3917	
Root Mean Squared Error	0.013880
Mean Absolute Error	0.009413
Mean Abs. Percent Error	173.3601
Theil Inequality Coef.	0.877599
Bias Proportion	0.007943
Variance Proportion	0.818497
Covariance Proportion	0.173559
Theil U2 Coefficient	0.987036
Symmetric MAPE	157.1024



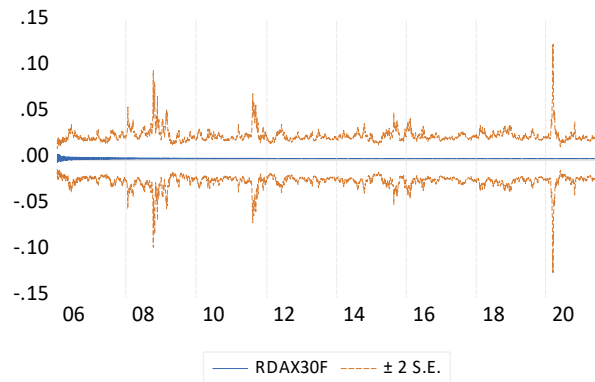
TARCH(1,1) Modeli



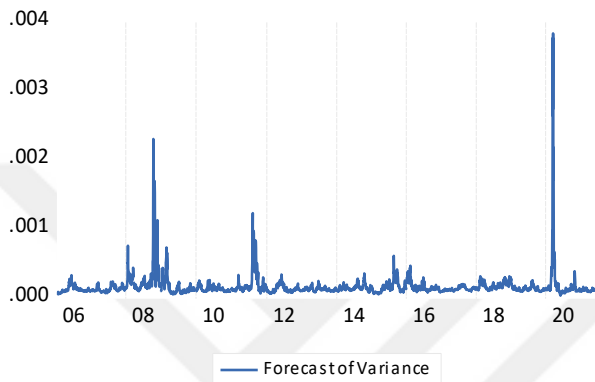
Forecast:	RDAX30F
Actual:	RDAX30
Forecast sample:	1/02/2006 6/25/2021
Adjusted sample:	1/12/2006 6/25/2021
Included observations:	3917
Root Mean Squared Error	0.013851
Mean Absolute Error	0.009412
Mean Abs. Percent Error	161.7583
Theil Inequality Coef.	0.926114
Bias Proportion	0.003034
Variance Proportion	0.936843
Covariance Proportion	0.060124
Theil U2 Coefficient	0.988949
Symmetric MAPE	162.5206



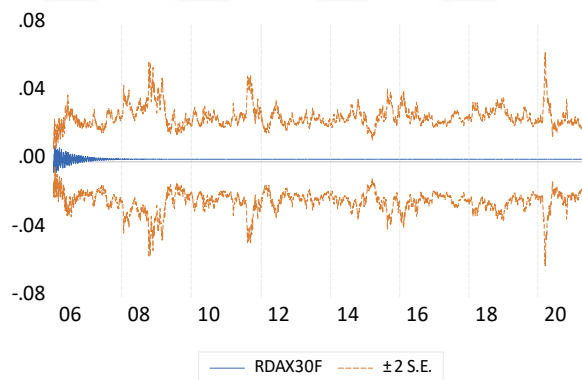
EGARCH(1,1) Modeli



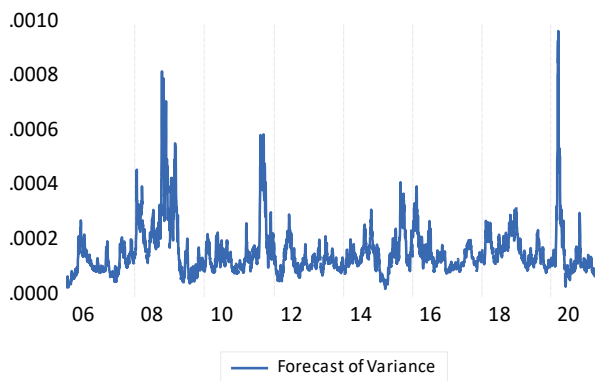
Forecast: RDAX30F	
Actual: RDAX30	
Forecast sample: 1/02/2006 6/25/2021	
Adjusted sample: 1/12/2006 6/25/2021	
Included observations: 3917	
Root Mean Squared Error	0.013835
Mean Absolute Error	0.009411
Mean Abs. Percent Error	133.0632
Theil Inequality Coef.	0.949946
Bias Proportion	0.000617
Variance Proportion	0.944884
Covariance Proportion	0.054499
Theil U2 Coefficient	0.994186
Symmetric MAPE	171.8757



PARCH(1,1) Modeli



Forecast: RDAX30F	
Actual: RDAX30	
Forecast sample: 1/02/2006 6/25/2021	
Adjusted sample: 1/12/2006 6/25/2021	
Included observations: 3917	
Root Mean Squared Error	0.013845
Mean Absolute Error	0.009403
Mean Abs. Percent Error	162.2043
Theil Inequality Coef.	0.918692
Bias Proportion	0.003256
Variance Proportion	0.910008
Covariance Proportion	0.086736
Theil U2 Coefficient	0.989051
Symmetric MAPE	161.4403



Ek 7. DAX 30F Getiri Serisi Model Denemeleri

GARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RDAX30F

Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/30/21 Time: 19:59

Sample (adjusted): 1/11/2006 6/25/2021

Included observations: 3918 after adjustments

Convergence achieved after 79 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/02/2006 1/10/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(15) + C(16)*RESID(-1)^2 + C(17)*GARCH(-1) + C(18)*RDAX30

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001273	0.000142	8.946293	0.0000
AR(1)	-0.334189	0.483428	-0.691290	0.4894
AR(2)	-0.516339	0.188725	-2.735939	0.0062
AR(3)	0.244415	0.407322	0.600054	0.5485
AR(4)	0.025480	0.330413	0.077117	0.9385
AR(5)	0.363014	0.237708	1.527145	0.1267
AR(6)	0.467399	0.320710	1.457387	0.1450
MA(1)	0.321020	0.484204	0.662984	0.5073
MA(2)	0.510262	0.185961	2.743919	0.0061
MA(3)	-0.258335	0.404739	-0.638275	0.5233
MA(4)	-0.071045	0.336269	-0.211275	0.8327
MA(5)	-0.407580	0.221102	-1.843404	0.0653
MA(6)	-0.497861	0.338805	-1.469464	0.1417
MA(7)	0.018999	0.025079	0.757570	0.4487

Variance Equation

C	3.84E-06	3.17E-07	12.09865	0.0000
RESID(-1)^2	0.058081	0.004693	12.37639	0.0000
GARCH(-1)	0.916406	0.005811	157.7091	0.0000
RDAX30	-0.001082	5.01E-05	-21.60054	0.0000

R-squared	-0.006305	Mean dependent var	0.000265
Adjusted R-squared	-0.009655	S.D. dependent var	0.013860
S.E. of regression	0.013927	Akaike info criterion	-6.122109
Sum squared resid	0.757181	Schwarz criterion	-6.093289
Log likelihood	12011.21	Hannan-Quinn criter.	-6.111882
Durbin-Watson stat	1.946382		

Inverted AR Roots	.88	.26-.85i	.26+.85i	-.53-.84i
	-.53+.84i	-.68		
Inverted MA Roots	.91	.25-.87i	.25+.87i	.04
	-.53-.84i	-.53+.84i	-.70	

TARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RDAX30F

Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/30/21 Time: 20:09

Sample (adjusted): 1/11/2006 6/25/2021

Included observations: 3918 after adjustments

Convergence achieved after 141 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/02/2006 1/10/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = $C(15) + C(16)*RESID(-1)^2 + C(17)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)$
 $+ C(18)*GARCH(-1) + C(19)*RDAX30$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000749	0.000149	5.026836	0.0000
AR(1)	-0.305209	0.550638	-0.554282	0.5794
AR(2)	-0.104804	0.109033	-0.961215	0.3364
AR(3)	0.351732	0.144860	2.428086	0.0152
AR(4)	-0.019267	0.225678	-0.085376	0.9320
AR(5)	0.720179	0.117123	6.148925	0.0000
AR(6)	0.298039	0.473606	0.629297	0.5292
MA(1)	0.302784	0.551204	0.549313	0.5828
MA(2)	0.106012	0.109090	0.971789	0.3312
MA(3)	-0.342043	0.149627	-2.285966	0.0223
MA(4)	-0.012025	0.222702	-0.053995	0.9569
MA(5)	-0.756091	0.109300	-6.917574	0.0000
MA(6)	-0.297955	0.488934	-0.609397	0.5423
MA(7)	0.031752	0.018254	1.739446	0.0820

Variance Equation

C	4.38E-06	3.91E-07	11.18263	0.0000
RESID(-1)^2	0.025256	0.006082	4.152901	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.085182	0.013247	6.430299	0.0000
GARCH(-1)	0.898176	0.007264	123.6555	0.0000
RDAX30	-0.000798	6.58E-05	-12.13863	0.0000

R-squared	-0.000873	Mean dependent var	0.000265
Adjusted R-squared	-0.004206	S.D. dependent var	0.013860
S.E. of regression	0.013889	Akaike info criterion	-6.127850
Sum squared resid	0.753095	Schwarz criterion	-6.097428
Log likelihood	12023.46	Hannan-Quinn criter.	-6.117055
Durbin-Watson stat	1.976106		

Inverted AR Roots	.99	.26-.85i	.26+.85i	-.38
	-.72+.69i	-.72-.69i		
Inverted MA Roots	.99	.25-.87i	.25+.87i	.09
	-.44	-.72+.69i	-.72-.69i	

EGARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RDAX30F

Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/30/21 Time: 20:20

Sample (adjusted): 1/11/2006 6/25/2021

Included observations: 3918 after adjustments

Convergence achieved after 39 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/02/2006 1/10/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

LOG(GARCH) = C(15) + C(16)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) +
C(17)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(18)*LOG(GARCH(-1)) +
C(19)*RDAX30

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001114	0.000179	6.217817	0.0000
AR(1)	-1.402905	0.034326	-40.86982	0.0000
AR(2)	-2.002727	0.039386	-50.84848	0.0000
AR(3)	-2.372671	0.039121	-60.64894	0.0000
AR(4)	-1.827709	0.043629	-41.89184	0.0000
AR(5)	-1.134803	0.048877	-23.21764	0.0000
AR(6)	-0.861871	0.038154	-22.58920	0.0000
MA(1)	1.392963	0.037478	37.16742	0.0000
MA(2)	2.006666	0.044507	45.08603	0.0000
MA(3)	2.370603	0.042775	55.42033	0.0000
MA(4)	1.811545	0.044795	40.44057	0.0000
MA(5)	1.110566	0.045850	24.22177	0.0000
MA(6)	0.832807	0.037271	22.34438	0.0000
MA(7)	-0.026267	0.012128	-2.165692	0.0303

Variance Equation

C(15)	-0.268967	0.022007	-12.22215	0.0000
C(16)	0.116274	0.010622	10.94627	0.0000
C(17)	-0.015117	0.010168	-1.486751	0.1371
C(18)	0.979609	0.001872	523.3244	0.0000
C(19)	-9.384358	0.608257	-15.42827	0.0000

R-squared	0.001570	Mean dependent var	0.000265
Adjusted R-squared	-0.001755	S.D. dependent var	0.013860
S.E. of regression	0.013872	Akaike info criterion	-6.137646
Sum squared resid	0.751257	Schwarz criterion	-6.107224
Log likelihood	12042.65	Hannan-Quinn criter.	-6.126851
Durbin-Watson stat	1.958197		

Inverted AR Roots	.29+.88i	.29-.88i	-.08-1.00i	-.08+1.00i
	-.91+.41i	-.91-.41i		
Inverted MA Roots	.28+.89i	.28-.89i	.03	-.08-1.00i
	-.08+1.00i	-.91+.41i	-.91-.41i	

PARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RDAX30F

Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/30/21 Time: 20:31

Sample (adjusted): 1/11/2006 6/25/2021

Included observations: 3918 after adjustments

Convergence achieved after 61 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/02/2006 1/10/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

@SQRT(GARCH)^C(20) = C(15) + C(16)*(ABS(RESID(-1)) - C(17)*RESID(-1))^C(20) + C(18)*@SQRT(GARCH(-1))^C(20) + C(19)*RDAX30

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001238	0.000171	7.262388	0.0000
AR(1)	-0.373888	0.418919	-0.892507	0.3721
AR(2)	-0.569329	0.236741	-2.404855	0.0162
AR(3)	0.144140	0.425580	0.338690	0.7348
AR(4)	-0.054140	0.241597	-0.224091	0.8227
AR(5)	0.298336	0.260493	1.145273	0.2521
AR(6)	0.453781	0.222365	2.040700	0.0413
MA(1)	0.362237	0.419103	0.864314	0.3874
MA(2)	0.560997	0.231621	2.422047	0.0154
MA(3)	-0.155289	0.419088	-0.370541	0.7110
MA(4)	0.008047	0.239632	0.033583	0.9732
MA(5)	-0.336227	0.239830	-1.401941	0.1609
MA(6)	-0.484139	0.229298	-2.111399	0.0347
MA(7)	0.024147	0.027565	0.876019	0.3810

Variance Equation

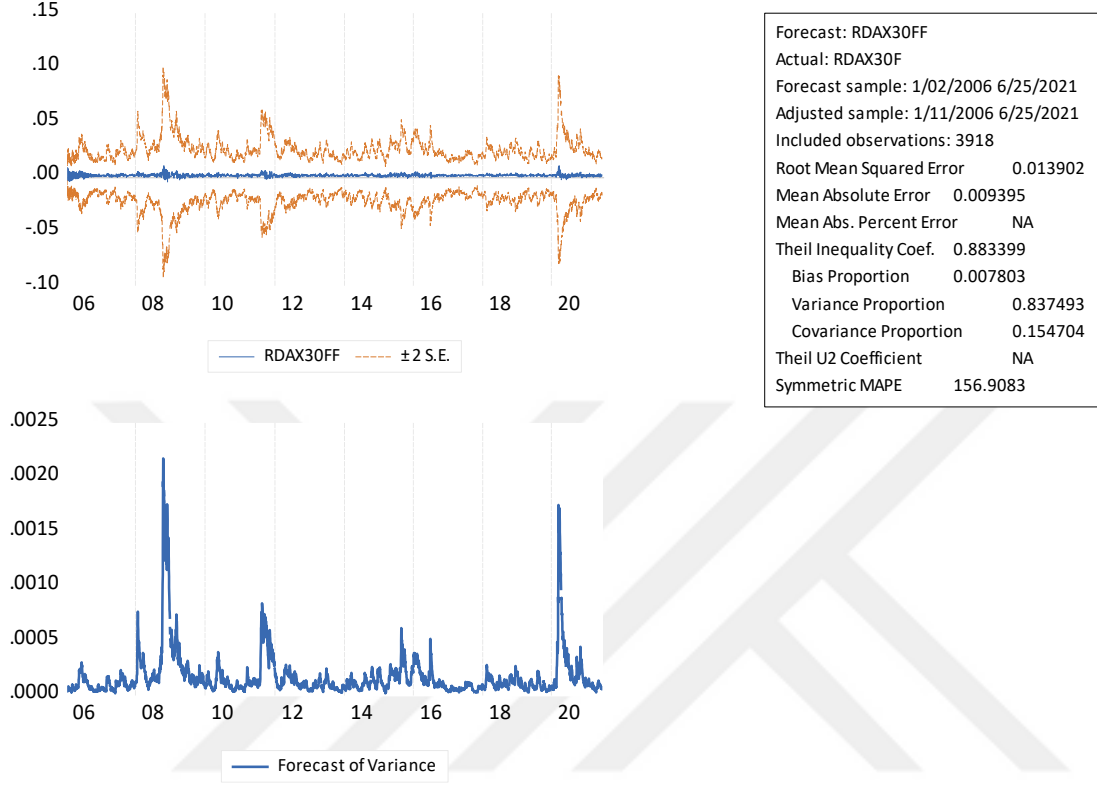
C(15)	0.000309	0.000133	2.318895	0.0204
C(16)	0.068275	0.006200	11.01272	0.0000
C(17)	0.174115	0.079777	2.182512	0.0291
C(18)	0.922829	0.006356	145.1927	0.0000
C(19)	-0.057604	0.020906	-2.755398	0.0059
C(20)	0.994041	0.102582	9.690248	0.0000

R-squared	-0.004236	Mean dependent var	0.000265
Adjusted R-squared	-0.007580	S.D. dependent var	0.013860
S.E. of regression	0.013912	Akaike info criterion	-6.137991
Sum squared resid	0.755625	Schwarz criterion	-6.105968
Log likelihood	12044.32	Hannan-Quinn criter.	-6.126627
Durbin-Watson stat	1.953788		

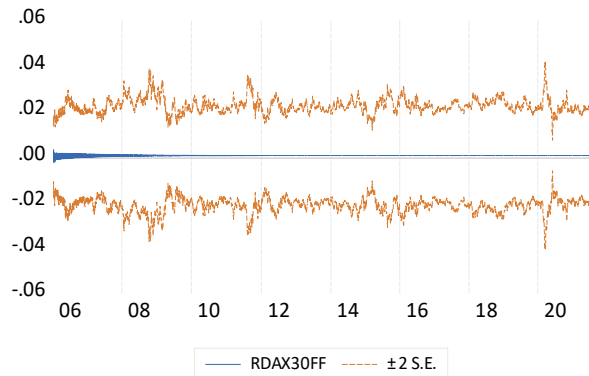
Inverted AR Roots	.83 -.53+.84i	.27-.86i -.69	.27+.86i	-.53-.84i
Inverted MA Roots	.85 -.53-.84i	.26-.87i -.53+.84i	.26+.87i -.72	.05

Ek 8. DAX 30F Getiri Serisi Model Öngörü Kriterleri

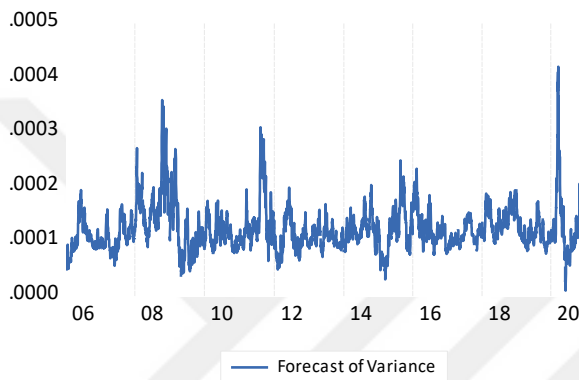
GARCH(1,1) Modeli



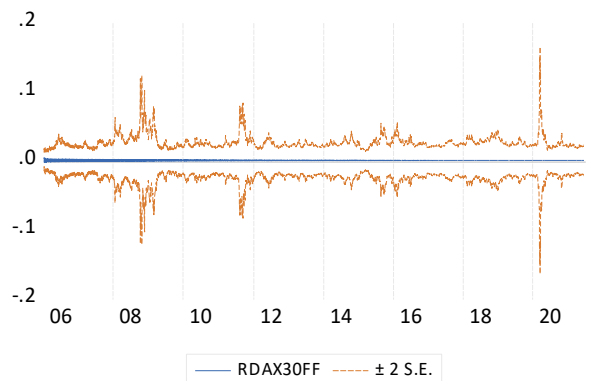
TARCH(1,1) Modeli



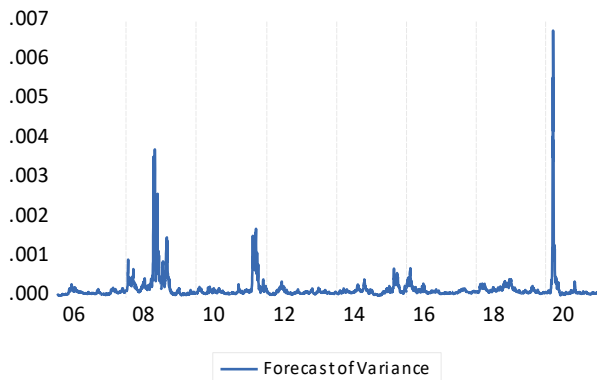
Forecast: RDAX30FF	
Actual: RDAX30F	
Forecast sample: 1/02/2006 6/25/2021	
Adjusted sample: 1/11/2006 6/25/2021	
Included observations: 3918	
Root Mean Squared Error	0.013864
Mean Absolute Error	0.009400
Mean Abs. Percent Error	NA
Theil Inequality Coef.	0.946980
Bias Proportion	0.001160
Variance Proportion	0.962814
Covariance Proportion	0.036026
Theil U2 Coefficient	NA
Symmetric MAPE	168.9796



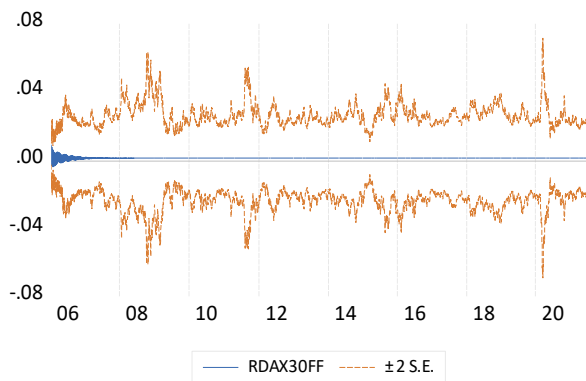
EGARCH(1,1) Modeli



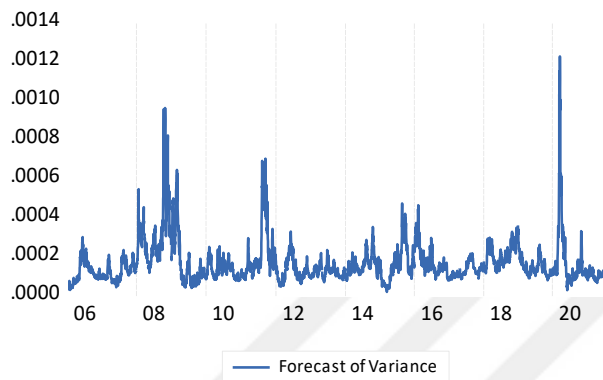
Forecast: RDAX30FF	
Actual: RDAX30F	
Forecast sample: 1/02/2006 6/25/2021	
Adjusted sample: 1/11/2006 6/25/2021	
Included observations: 3918	
Root Mean Squared Error	0.013862
Mean Absolute Error	0.009376
Mean Abs. Percent Error	NA
Theil Inequality Coef.	0.916781
Bias Proportion	0.003760
Variance Proportion	0.916870
Covariance Proportion	0.079369
Theil U2 Coefficient	NA
Symmetric MAPE	160.6885



PARCH(1,1) Modeli



Forecast:	RDAX30FF
Actual:	RDAX30F
Forecast sample:	1/02/2006 6/25/2021
Adjusted sample:	1/11/2006 6/25/2021
Included observations:	3918
Root Mean Squared Error	0.013883
Mean Absolute Error	0.009403
Mean Abs. Percent Error	NA
Theil Inequality Coef.	0.913967
Bias Proportion	0.004925
Variance Proportion	0.928567
Covariance Proportion	0.066508
Theil U2 Coefficient	NA
Symmetric MAPE	158.7871



Ek 9. S&P 500 Getiri Serisi Model Denemeleri

GARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RSP500

Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/31/21 Time: 11:57

Sample (adjusted): 1/10/2006 6/25/2021

Included observations: 3892 after adjustments

Convergence achieved after 209 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/03/2006 1/09/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(11) + C(12)*RESID(-1)^2 + C(13)*GARCH(-1) + C(14)

*RSP500F

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001059	7.43E-05	14.24980	0.0000
AR(1)	0.398523	0.236110	1.687866	0.0914
AR(2)	0.318172	0.089115	3.570347	0.0004
AR(3)	0.773137	0.052641	14.68685	0.0000
AR(4)	-0.596639	0.210322	-2.836793	0.0046
MA(1)	-0.480427	0.236867	-2.028254	0.0425
MA(2)	-0.320819	0.076140	-4.213512	0.0000
MA(3)	-0.765508	0.059078	-12.95765	0.0000
MA(4)	0.658144	0.217783	3.022012	0.0025
MA(5)	-0.021579	0.021233	-1.016268	0.3095

Variance Equation

C	2.88E-06	2.87E-07	10.05043	0.0000
RESID(-1)^2	0.099188	0.010003	9.915678	0.0000
GARCH(-1)	0.872791	0.009677	90.19003	0.0000
RSP500F	-0.000982	6.11E-05	-16.07228	0.0000

GED PARAMETER	1.336022	0.043587	30.65164	0.0000
---------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.004288	Mean dependent var	0.000308
Adjusted R-squared	0.001980	S.D. dependent var	0.012691
S.E. of regression	0.012678	Akaike info criterion	-6.658992
Sum squared resid	0.623999	Schwarz criterion	-6.634840
Log likelihood	12973.40	Hannan-Quinn criter.	-6.650419
Durbin-Watson stat	2.104235		

Inverted AR Roots	.88	.71	-.60-.77i	-.60+.77i
Inverted MA Roots	.92	.72	.03	-.60-.77i
			-.60+.77i	

TARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RSP500

Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/31/21 Time: 12:12

Sample (adjusted): 1/10/2006 6/25/2021

Included observations: 3892 after adjustments

Convergence achieved after 46 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/03/2006 1/09/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(11) + C(12)*RESID(-1)^2 + C(13)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)
+ C(14)*GARCH(-1) + C(15)*RSP500F

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000998	8.64E-05	11.54316	0.0000
AR(1)	0.405574	0.254612	1.592907	0.1112
AR(2)	0.436933	0.215620	2.026400	0.0427
AR(3)	0.541227	0.191100	2.832160	0.0046
AR(4)	-0.551948	0.215170	-2.565168	0.0103
MA(1)	-0.481394	0.255355	-1.885199	0.0594
MA(2)	-0.432575	0.219198	-1.973443	0.0484
MA(3)	-0.521188	0.194622	-2.677955	0.0074
MA(4)	0.598906	0.225093	2.660709	0.0078
MA(5)	-0.033950	0.020402	-1.664045	0.0961
Variance Equation				
C	2.98E-06	3.08E-07	9.692667	0.0000
RESID(-1)^2	0.062288	0.011966	5.205509	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.082233	0.021210	3.876996	0.0001
GARCH(-1)	0.862011	0.010803	79.79638	0.0000
RSP500F	-0.000798	6.58E-05	-12.11769	0.0000
GED PARAMETER	1.326087	0.042333	31.32523	0.0000
R-squared	0.009138	Mean dependent var		0.000308
Adjusted R-squared	0.006841	S.D. dependent var		0.012691
S.E. of regression	0.012647	Akaike info criterion		-6.660792
Sum squared resid	0.620960	Schwarz criterion		-6.635030
Log likelihood	12977.90	Hannan-Quinn criter.		-6.651647
Durbin-Watson stat	2.128104			
Inverted AR Roots	.80-.13i	.80+.13i	-.60+.69i	-.60-.69i
Inverted MA Roots	.82-.11i	.82+.11i	.06	-.60-.69i
	-.60+.69i			

EGARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RSP500

Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/31/21 Time: 12:55

Sample (adjusted): 1/10/2006 6/25/2021

Included observations: 3892 after adjustments

Convergence achieved after 42 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/03/2006 1/09/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

LOG(GARCH) = C(11) + C(12)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) +
C(13)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(14)*LOG(GARCH(-1)) +
C(15)*RSP500F

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000910	6.25E-05	14.54823	0.0000
AR(1)	0.645746	0.050923	12.68083	0.0000
AR(2)	0.307299	0.022049	13.93711	0.0000
AR(3)	0.819439	0.025212	32.50172	0.0000
AR(4)	-0.783255	0.047131	-16.61860	0.0000
MA(1)	-0.738933	0.051503	-14.34738	0.0000
MA(2)	-0.294299	0.024904	-11.81744	0.0000
MA(3)	-0.806603	0.025290	-31.89356	0.0000
MA(4)	0.871901	0.046477	18.75999	0.0000
MA(5)	-0.028133	0.016879	-1.666755	0.0956

Variance Equation

C(11)	-0.376110	0.033018	-11.39102	0.0000
C(12)	0.169002	0.018287	9.241829	0.0000
C(13)	0.009409	0.012236	0.768989	0.4419
C(14)	0.973221	0.002629	370.1311	0.0000
C(15)	-20.77566	1.096020	-18.95556	0.0000

GED PARAMETER	1.423276	0.042717	33.31907	0.0000
---------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	-0.012336	Mean dependent var	0.000308
Adjusted R-squared	-0.014683	S.D. dependent var	0.012691
S.E. of regression	0.012784	Akaike info criterion	-6.684757
Sum squared resid	0.634418	Schwarz criterion	-6.658995
Log likelihood	13024.54	Hannan-Quinn criter.	-6.675612
Durbin-Watson stat	2.043727		

Inverted AR Roots	.98	.82	-.58-.80i	-.58+.80i
Inverted MA Roots	.99	.87	.03	-.58+.80i
			-.58-.80i	

PARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RSP500

Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 10/31/21 Time: 13:14

Sample (adjusted): 1/10/2006 6/25/2021

Included observations: 3892 after adjustments

Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 44 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/03/2006 1/09/2006

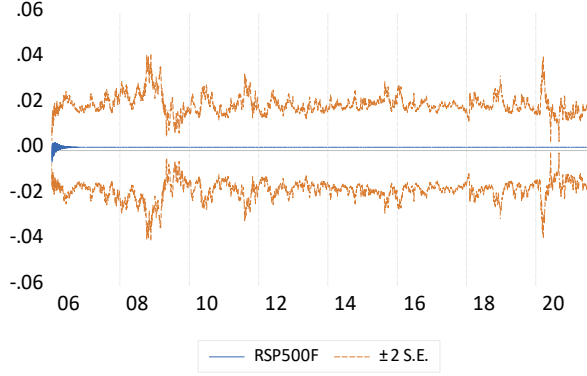
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

@SQRT(GARCH)^C(16) = C(11) + C(12)*(ABS(RESID(-1)) - C(13)*RESID(-1))^C(16) + C(14)*@SQRT(GARCH(-1))^C(16) + C(15)*RSP500F

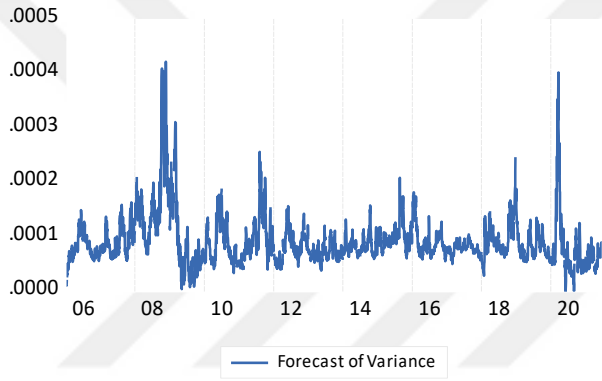
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001206	6.02E-05	20.05137	0.0000
AR(1)	0.321501	0.065776	4.887816	0.0000
AR(2)	0.285623	0.045181	6.321760	0.0000
AR(3)	0.774873	0.044514	17.40728	0.0000
AR(4)	-0.524217	0.042597	-12.30636	0.0000
MA(1)	-0.422323	0.065830	-6.415325	0.0000
MA(2)	-0.315917	0.050658	-6.236289	0.0000
MA(3)	-0.774581	0.049033	-15.79711	0.0000
MA(4)	0.590428	0.045511	12.97334	0.0000
MA(5)	-0.012459	0.014360	-0.867634	0.3856
Variance Equation				
C(11)	0.001033	0.000238	4.343173	0.0000
C(12)	0.053127	0.005354	9.922413	0.0000
C(13)	-0.837461	0.084736	-9.883147	0.0000
C(14)	0.950105	0.005105	186.1221	0.0000
C(15)	-0.465114	0.084039	-5.534486	0.0000
C(16)	0.635825	0.056823	11.18950	0.0000
GED PARAMETER	1.481879	0.048242	30.71739	0.0000
R-squared	-0.027501	Mean dependent var		0.000308
Adjusted R-squared	-0.029884	S.D. dependent var		0.012691
S.E. of regression	0.012879	Akaike info criterion		-6.697059
Sum squared resid	0.643922	Schwarz criterion		-6.669687
Log likelihood	13049.48	Hannan-Quinn criter.		-6.687343
Durbin-Watson stat	2.005003			
Inverted AR Roots	.88	.63	-.59-.77i	-.59+.77i
Inverted MA Roots	.94	.64	.02	-.59-.77i
	-.59+.77i			

Ek 10. S&P 500 Getiri Serisi Model Öngörü Kriterleri

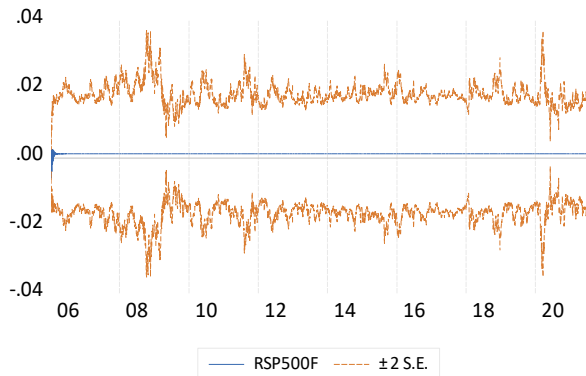
GARCH(1,1) Modeli



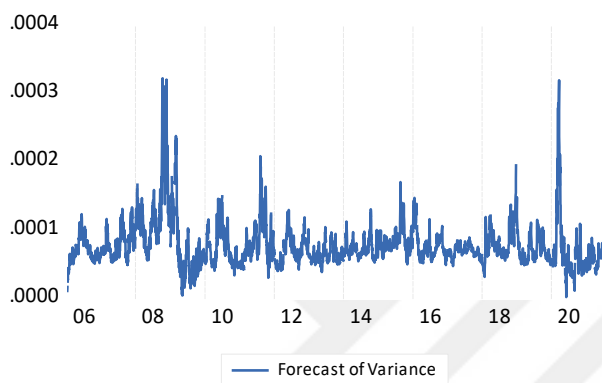
Forecast: RSP500F	
Actual: RSP500	
Forecast sample: 1/03/2006 6/25/2021	
Adjusted sample: 1/10/2006 6/25/2021	
Included observations: 3892	
Root Mean Squared Error	0.012708
Mean Absolute Error	0.007886
Mean Abs. Percent Error	NA
Theil Inequality Coef.	0.922615
Bias Proportion	0.003413
Variance Proportion	0.957154
Covariance Proportion	0.039433
Theil U2 Coefficient	NA
Symmetric MAPE	156.6097



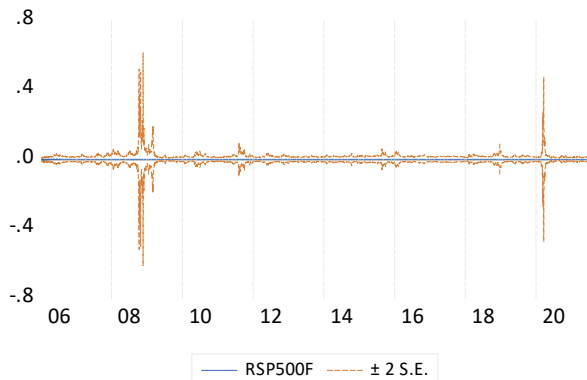
TARCH(1,1) Modeli



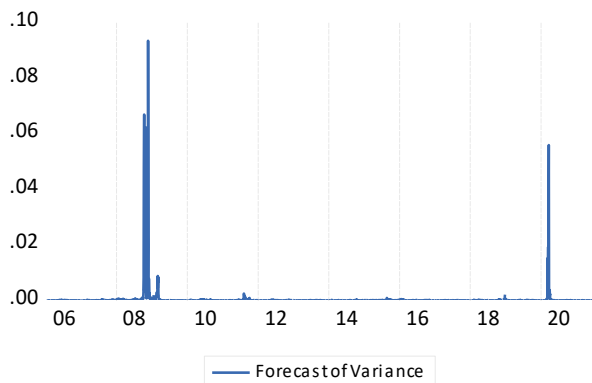
Forecast:	RSP500F
Actual:	RSP500
Forecast sample:	1/03/2006 6/25/2021
Adjusted sample:	1/10/2006 6/25/2021
Included observations:	3892
Root Mean Squared Error	0.012706
Mean Absolute Error	0.007885
Mean Abs. Percent Error	NA
Theil Inequality Coef.	0.927342
Bias Proportion	0.002901
Variance Proportion	0.969654
Covariance Proportion	0.027445
Theil U2 Coefficient	NA
Symmetric MAPE	157.8654



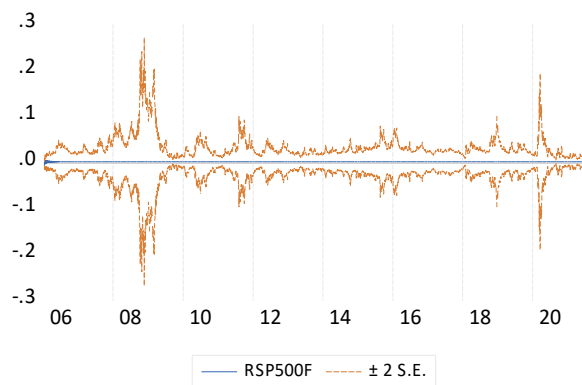
EGARCH(1,1) Modeli



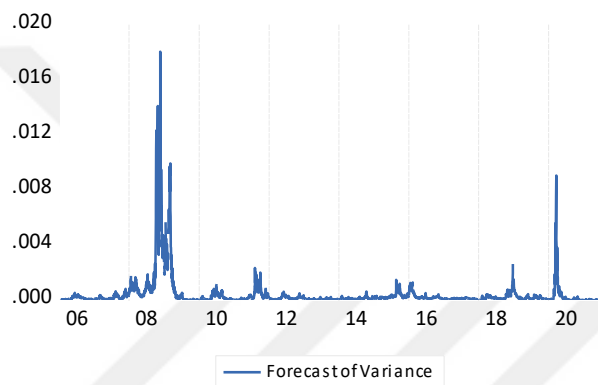
Forecast:	RSP500F
Actual:	RSP500
Forecast sample:	1/03/2006 6/25/2021
Adjusted sample:	1/10/2006 6/25/2021
Included observations:	3892
Root Mean Squared Error	0.012700
Mean Absolute Error	0.007884
Mean Abs. Percent Error	NA
Theil Inequality Coef.	0.932067
Bias Proportion	0.002017
Variance Proportion	0.949930
Covariance Proportion	0.048052
Theil U2 Coefficient	NA
Symmetric MAPE	160.0783



PARCH(1,1) Modeli



Forecast:	RSP500F
Actual:	RSP500
Forecast sample:	1/03/2006 6/25/2021
Adjusted sample:	1/10/2006 6/25/2021
Included observations:	3892
Root Mean Squared Error	0.012718
Mean Absolute Error	0.007895
Mean Abs. Percent Error	NA
Theil Inequality Coef.	0.913663
Bias Proportion	0.004881
Variance Proportion	0.953842
Covariance Proportion	0.041278
Theil U2 Coefficient	NA
Symmetric MAPE	153.9585



Ek 11. S&P 500F Getiri Serisi Model Denemeleri

GARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RSP500F

Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 11/06/21 Time: 10:11

Sample (adjusted): 1/11/2006 6/25/2021

Included observations: 3891 after adjustments

Convergence achieved after 72 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/04/2006 1/10/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(12) + C(13)*RESID(-1)^2 + C(14)*GARCH(-1) + C(15)*RSP500

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001095	7.66E-05	14.28658	0.0000
AR(1)	0.171349	0.994560	0.172286	0.8632
AR(2)	0.846887	0.197865	4.280135	0.0000
AR(3)	0.417312	0.951327	0.438663	0.6609
AR(4)	-0.720682	0.529766	-1.360377	0.1737
AR(5)	0.100251	0.729367	0.137449	0.8907
MA(1)	-0.229101	0.993381	-0.230628	0.8176
MA(2)	-0.870536	0.233662	-3.725618	0.0002
MA(3)	-0.399888	0.982842	-0.406869	0.6841
MA(4)	0.752057	0.519991	1.446288	0.1481
MA(5)	-0.122340	0.770089	-0.158865	0.8738

Variance Equation

C	3.06E-06	3.15E-07	9.705948	0.0000
RESID(-1)^2	0.108307	0.011030	9.819353	0.0000
GARCH(-1)	0.862806	0.010547	81.80491	0.0000
RSP500	-0.000982	5.95E-05	-16.49971	0.0000

GED PARAMETER	1.300562	0.040224	32.33292	0.0000
---------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.000637	Mean dependent var	0.000306
Adjusted R-squared	-0.001939	S.D. dependent var	0.012681
S.E. of regression	0.012693	Akaike info criterion	-6.662334
Sum squared resid	0.625121	Schwarz criterion	-6.636566
Log likelihood	12977.57	Hannan-Quinn criter.	-6.653187
Durbin-Watson stat	2.084751		

Inverted AR Roots	.79-.13i -.78-.61i	.79+.13i	.16	-.78+.61i
Inverted MA Roots	.80+.08i -.78+.61i	.80-.08i	.19	-.78-.61i

TARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RSP500F

Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 11/06/21 Time: 12:11

Sample (adjusted): 1/11/2006 6/25/2021

Included observations: 3891 after adjustments

Convergence achieved after 47 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/04/2006 1/10/2006

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(12) + C(13)*RESID(-1)^2 + C(14)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)
+ C(15)*GARCH(-1) + C(16)*RSP500

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000961	7.92E-05	12.14098	0.0000
AR(1)	-0.589130	0.043436	-13.56322	0.0000
AR(2)	-0.040413	0.058500	-0.690813	0.4897
AR(3)	-0.154776	0.055746	-2.776425	0.0055
AR(4)	0.337629	0.053933	6.260188	0.0000
AR(5)	0.824227	0.039713	20.75433	0.0000
MA(1)	0.546476	0.038936	14.03519	0.0000
MA(2)	-0.010756	0.050464	-0.213140	0.8312
MA(3)	0.128838	0.047619	2.705580	0.0068
MA(4)	-0.367438	0.045800	-8.022628	0.0000
MA(5)	-0.857287	0.035170	-24.37571	0.0000
Variance Equation				
C	3.34E-06	3.44E-07	9.719020	0.0000
RESID(-1)^2	0.062534	0.012144	5.149487	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.113048	0.023848	4.740431	0.0000
GARCH(-1)	0.842836	0.011878	70.95798	0.0000
RSP500	-0.000780	6.69E-05	-11.65290	0.0000
GED PARAMETER	1.302005	0.039438	33.01401	0.0000
R-squared	0.003454	Mean dependent var		0.000306
Adjusted R-squared	0.000885	S.D. dependent var		0.012681
S.E. of regression	0.012675	Akaike info criterion		-6.665118
Sum squared resid	0.623359	Schwarz criterion		-6.637740
Log likelihood	12983.99	Hannan-Quinn criter.		-6.655399
Durbin-Watson stat	2.129156			
Inverted AR Roots	.90 -.89+.42i	.15+.96i	.15-.96i	-.89-.42i
Inverted MA Roots	.93 -.89+.42i	.16+.96i	.16-.96i	-.89-.42i

EGARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RSP500F
Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (OPG - BHHH / Marquardt steps)
Date: 11/06/21 Time: 12:19
Sample (adjusted): 1/11/2006 6/25/2021
Included observations: 3891 after adjustments
Convergence achieved after 81 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
MA Backcast: 1/04/2006 1/10/2006
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(12) + \text{C}(13) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / \sqrt{\text{GARCH}(-1)}) + \text{C}(14) * \text{RESID}(-1) / \sqrt{\text{GARCH}(-1)} + \text{C}(15) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(16) * \text{RSP500}$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001078	6.12E-05	17.63089	0.0000
AR(1)	-0.020378	0.032941	-0.618620	0.5362
AR(2)	-0.768199	0.032924	-23.33277	0.0000
AR(3)	0.541463	0.037336	14.50242	0.0000
AR(4)	-0.150556	0.030695	-4.904991	0.0000
AR(5)	0.833264	0.028091	29.66267	0.0000
MA(1)	-0.042927	0.030438	-1.410328	0.1584
MA(2)	0.721268	0.031317	23.03130	0.0000
MA(3)	-0.622023	0.032226	-19.30197	0.0000
MA(4)	0.117669	0.029069	4.048000	0.0001
MA(5)	-0.884482	0.026381	-33.52774	0.0000
Variance Equation				
C(12)	-0.414617	0.036165	-11.46474	0.0000
C(13)	0.189224	0.019214	9.848428	0.0000
C(14)	0.006274	0.012960	0.484132	0.6283
C(15)	0.970663	0.002936	330.5743	0.0000
C(16)	-21.62040	1.137639	-19.00461	0.0000
GED PARAMETER	1.369228	0.038618	35.45561	0.0000
R-squared	-0.011693	Mean dependent var		0.000306
Adjusted R-squared	-0.014300	S.D. dependent var		0.012681
S.E. of regression	0.012771	Akaike info criterion		-6.689193
Sum squared resid	0.632833	Schwarz criterion		-6.661814
Log likelihood	13030.82	Hannan-Quinn criter.		-6.679474
Durbin-Watson stat	2.051976			
Inverted AR Roots	.89 -.60-.78i	.14+.97i	.14-.97i	-.60+.78i
Inverted MA Roots	.95 -.60+.78i	.15-.97i	.15+.97i	-.60-.78i

PARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: RSP500F

Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 11/06/21 Time: 12:40

Sample (adjusted): 1/11/2006 6/25/2021

Included observations: 3891 after adjustments

Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 44 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1/04/2006 1/10/2006

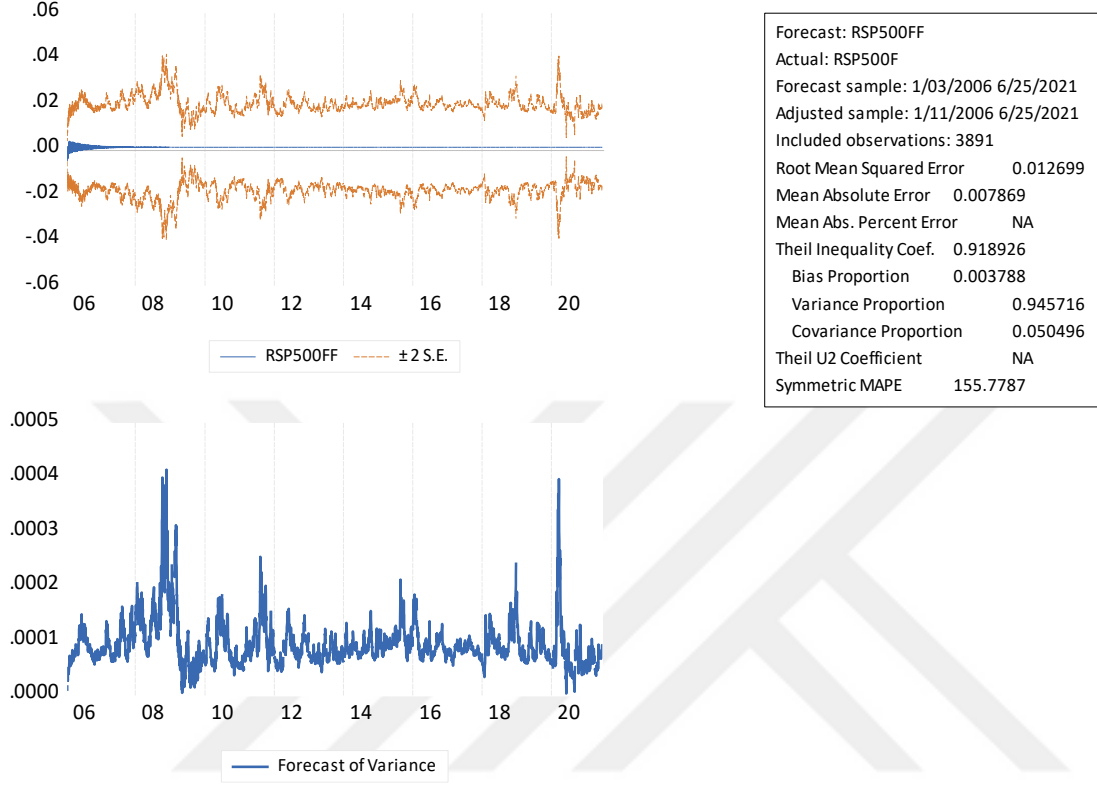
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

@SQRT(GARCH)^C(17) = C(12) + C(13)*(ABS(RESID(-1)) - C(14)*RESID(-1))^C(17) + C(15)*@SQRT(GARCH(-1))^C(17) + C(16)*RSP500

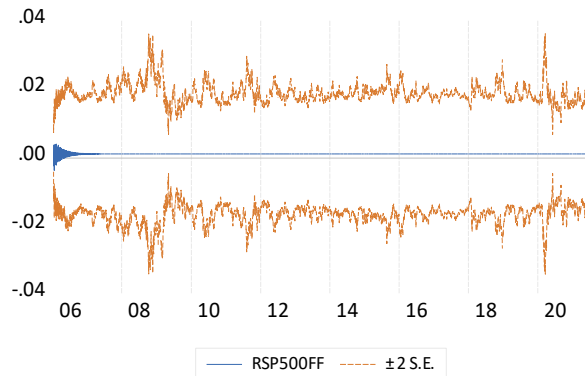
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001190	5.45E-05	21.83202	0.0000
AR(1)	-0.611931	0.035568	-17.20468	0.0000
AR(2)	-0.093112	0.037062	-2.512309	0.0120
AR(3)	-0.178927	0.034645	-5.164528	0.0000
AR(4)	0.328221	0.033197	9.887157	0.0000
AR(5)	0.799808	0.029983	26.67522	0.0000
MA(1)	0.534069	0.034233	15.60108	0.0000
MA(2)	-0.015950	0.032720	-0.487461	0.6259
MA(3)	0.094236	0.030597	3.079895	0.0021
MA(4)	-0.413210	0.030981	-13.33750	0.0000
MA(5)	-0.864420	0.029971	-28.84169	0.0000
Variance Equation				
C(12)	0.001012	0.000231	4.374465	0.0000
C(13)	0.057321	0.005483	10.45388	0.0000
C(14)	-0.798123	0.084381	-9.458588	0.0000
C(15)	0.946533	0.005207	181.7955	0.0000
C(16)	-0.465495	0.083881	-5.549499	0.0000
C(17)	0.647947	0.055939	11.58315	0.0000
GED PARAMETER	1.444455	0.044151	32.71603	0.0000
R-squared	-0.032061	Mean dependent var		0.000306
Adjusted R-squared	-0.034721	S.D. dependent var		0.012681
S.E. of regression	0.012899	Akaike info criterion		-6.700404
Sum squared resid	0.645574	Schwarz criterion		-6.671416
Log likelihood	13053.64	Hannan-Quinn criter.		-6.690114
Durbin-Watson stat	1.985178			
Inverted AR Roots	.88 -.89+.41i	.14+.96i	.14-.96i	-.89-.41i
Inverted MA Roots	.95 -.89+.41i	.15+.96i	.15-.96i	-.89-.41i

Ek 12. S&P 500F Getiri Serisi Model Öngörü Kriterleri

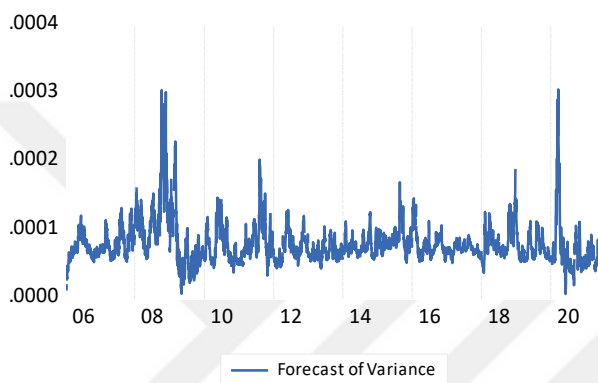
GARCH(1,1) Modeli



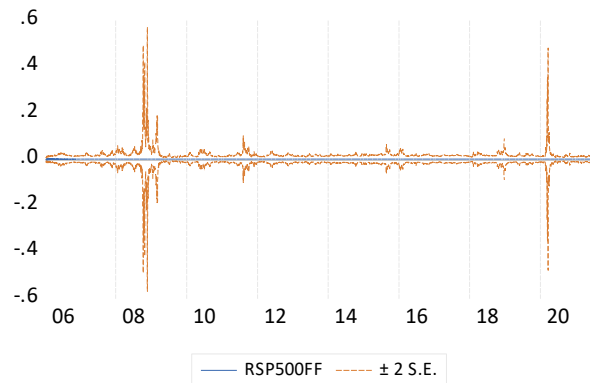
TARCH(1,1) Modeli



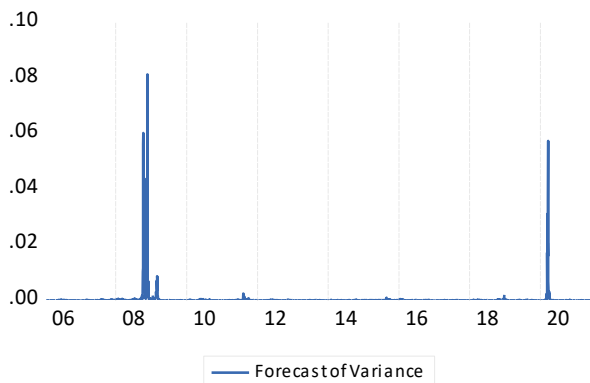
Forecast:	RSP500FF
Actual:	RSP500F
Forecast sample:	1/03/2006 6/25/2021
Adjusted sample:	1/11/2006 6/25/2021
Included observations:	3891
Root Mean Squared Error	0.012692
Mean Absolute Error	0.007868
Mean Abs. Percent Error	NA
Theil Inequality Coef.	0.928068
Bias Proportion	0.002642
Variance Proportion	0.957801
Covariance Proportion	0.039557
Theil U2 Coefficient	NA
Symmetric MAPE	158.2807



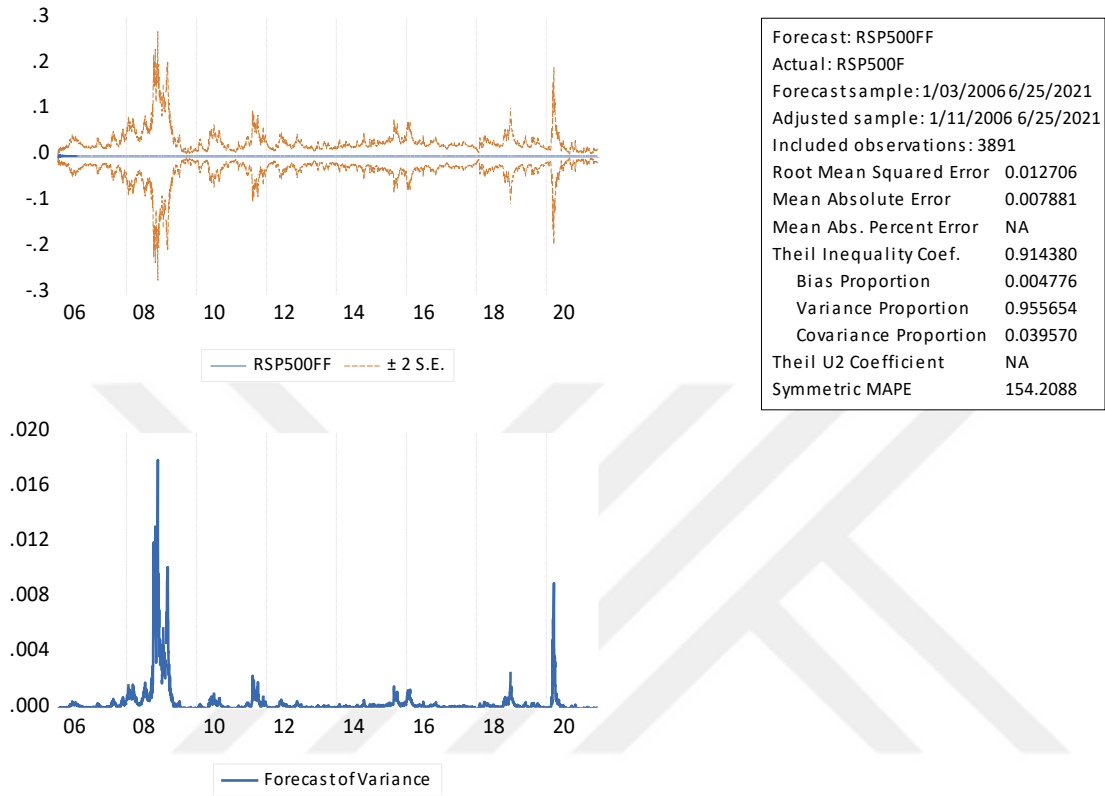
EGARCH(1,1) Modeli



Forecast:	RSP500FF
Actual:	RSP500F
Forecast sample:	1/03/2006 6/25/2021
Adjusted sample:	1/11/2006 6/25/2021
Included observations:	3891
Root Mean Squared Error	0.012700
Mean Absolute Error	0.007874
Mean Abs. Percent Error	NA
Theil Inequality Coef.	0.921623
Bias Proportion	0.003651
Variance Proportion	0.961687
Covariance Proportion	0.034662
Theil U2 Coefficient	NA
Symmetric MAPE	156.2017



PARCH(1,1) Modeli



ÖZ GEÇMİŞ

KİŞİSEL BİLGİLER

Adı Soyadı : Mehmet ERASLAN

Uyruğu : T.C.

EĞİTİM

Derece

Kurum

Mezuniyet Yılı

İŞ TECRÜBESİ

Tarih

Kurum

Görev

YABANCI DİL BİLGİSİ

Yabancı Dilin Adı