



**T. C.
RECEP TAYYİP ERDOĞAN ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İŞLETME ANA BİLİM DALI**

**BORSA İSTANBUL PAY PİYASASINDA VOLATİLİTE
MODELLEMESİ: BİST BANKA ENDEKSİ ÜZERİNE
BİR UYGULAMA**

(Yüksek Lisans Tezi)

Gülşah AY

**Dr. Öğr. Üyesi Musa GÜN
Danışman**

**RİZE
2020**

KABUL VE ONAY

Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Ana Bilim Dalında, Gülşah AY tarafından hazırlanan “*Borsa İstanbul Pay Piyasasında Volatilite Modellemesi: BIST Banka Endeksi Üzerine Bir Uygulama*” başlıklı bu çalışma, 13.04.2020 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda oy birliği/oy çokluğuyla başarılı bulunarak jürimiz tarafından Yüksek Lisans Tezi olarak kabul edilmiştir.

Başkan Dr. Öğr. Üyesi Musa GÜN

Kabul/Red

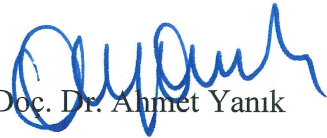
Üye Prof. Dr. Osman
KARAMUSTAFA

Kabul/Red

Üye Dr. Öğr. Üyesi Murat
BERBEROĞLU

Kabul/Red

7/5/2020


Doç. Dr. Ahmet Yanık
Enstitü Müdürü

ETİK BEYAN

İşletme Anabilim Dalı Yüksek Lisans Programından mezun olmak üzere teslim ettiğim “*Borsa İstanbul Pay Piyasasında Volatilite Modellemesi: BIST Banka Endeksi Üzerine Bir Uygulama*” konulu tezimi, bilim ve araştırma etiği prensiplerine riayet edilerek tarafımdan yazılmıştır.

Eserimde, başka kaynaklardan aktarılan bütün bilgi ve alıntılar, Enstitünüz Tez Yazım Kılavuzuna uygun olarak açıkça gösterilmiştir. Kaynağı gösterilenler dışında kalan bütün bilgiler uygun araştırma yöntemi kullanılarak tarafımdan edinilmiş ve esere bu şekilde yansıtılmıştır. Şahsıma ait olmayan hiçbir bilgi, kasıt veya kusurlar, şahsıma aitmiş gibi gösterilmemiştir. İnternet kaynakları dahil, sahibine / kaynağına atıf yapılmaksızın hiçbir bilgi kullanılmamıştır.

Aksinin ortaya çıkması halinde doğacak bütün hukuki, idari, akademik ve etik sorumluluk tarafıma ait olacaktır. Eserin tesliminden sonra herhangi bir zamanda, bilim etiğine aykırılık tespit edilmesi ve / veya eserimle ilgili intihal veya intihal şeklinde anlaşılabilecek bir durumun ortaya çıkması halinde; Üniversiteniz ve eğitim kadronuzun hiçbir şekilde sorumlu tutulmayacağını hür irademle kabul, beyan ve taahhüt ederim. 13/04/2020

Gülşah AY

ÖN SÖZ

Hisse senedi piyasalarında yatırım yapan yatırımcılar için önemli bir gösterge olan volatilité, finans literatüründe en çok araştırılan ve önemi giderek artan konuların başında gelmektedir. Bu tezin konusu, Borsa İstanbul kapsamında hesaplanan BIST Banka endeksinin günlük kapanış verilerinden hareketle volatilité modellemesinde ARCH, GARCH, EGARCH ve TGARCH modellerinden en iyi sonuç veren modelin tespit edilmesidir.

Öncelikle yüksek lisans ve tez dönemi boyunca yardımlarını benden esirgemeyen değerli danışman hocam Dr. Öğr. Üyesi Musa GÜN'e teşekkürlerimi borç bilirim. Daha sonra çalışmanın çeşitli aşamalarında benden bilgilerini ve manevi desteğini esirgemeyip bu zorlu süreçte her daim yanımda olan değerli insan Arş. Gör. Ferhat Karademir'e teşekkür ederim. Ayrıca hayatım boyunca maddi ve manevi desteklerini bir an olsun benden esirgemeyen aileme minnettarlığımı sunuyorum.

Gülşah AY

RİZE / 2020

İÇİNDEKİLER

KABUL VE ONAY	2
ETİK BEYAN.....	3
ÖN SÖZ	4
İÇİNDEKİLER	5
ÖZET	8
ABSTRACT.....	9
KISALTMALAR.....	10
TABLolar LİSTESİ.....	12
ŞEKİLLER LİSTESİ	14
GİRİŞ	15

BİRİNCİ BÖLÜM

VOLATİLİTE İLE İLGİLİ KAVRAMLAR VE LİTERATÜR İNCELEMESİ

1.1. RİSK KAVRAMI.....	18
1.2. VOLATİLİTE KAVRAMI	19
1.3. VOLATİLİTE İLE RİSK ARASINDAKİ İLİŞKİ	20
1.4. VOLATİLİTE HESAPLAMASI	21
1.4.1. Tarihsel Volatilite.....	21
1.4.2. Aşırı Değer Volatilite Tahminçileri	22
1.4.3. Parametrik Olmayan Volatilite Tahminçisi.....	23
1.5. TÜRKİYE’DE BANKACILIK SEKTÖRÜ	24
1.6. BIST PAY PİYASASI VE ULUSLARARASI ENDEKS PİYASALARINDA VOLATİLİTE	28
1.6.1. Türkiye’de Volatilite Modellemesi Üzerine Yapılmış Çalışmalar	29
1.6.2. Dünya Piyasalarında Volatilite Üzerine Yapılmış Olan Çalışmalar	33

İKİNCİ BÖLÜM

MODELLEME

2.1. VOLATİLİTE TAHMİNİNDE KOŞULLU ORTALAMA MODELLERİ.....	37
2.1.1. Otoregresif Süreç: AR(p)	37
2.1.2. Hareketli Ortalama Süreci: MA(q).....	40
2.1.3. Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci: ARMA (p, q)	42
2.1.4. Entegre Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri: ARIMA	43
2.2.VOLATİLİTE TAHMİNİNDE KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ	44
2.2.1. Simetrik Koşullu Değişen Varyans Modelleri	45
2.2.1.1. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modeli.....	46
2.2.1.2. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli (GARCH).....	49
2.2.1.3. ARCH-M ve GARCH-M Modelleri.....	51
2.2.2. Asimetrik Koşullu Değişen Varyans Modelleri	51
2.2.2.1. Üstel GARCH (EGARCH) Modeli	52
2.2.2.2. Eşik Değerli ARCH (TARCH) Modeli	53
2.2.2.3. The Threshold GARCH (TGARCH) Modeli	54
2.3. DURAĞANLIK ANALİZİ.....	54
2.3.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Testi	55

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

AMAÇ, KAPSAM VE ANALİZ BULGULARI

3.1. ÇALIŞMANIN AMACI VE KAPSAMI	57
3.2. ANALİZ BULGULARI.....	57
3.2.1. Endekse Ait Tanımlayıcı İstatistik Bilgileri.....	57
3.2.2. Endekse İlişkin Grafik Analizi	59
3.2.3. ADF Birim Kök Testi.....	60
3.2.4. Getiri Serisi İçin Korelogram Testi	61
3.2.5. Uygun ARIMA Modelinin Tespiti	62
3.2.6. Hataların Sabit Varyanslılığının İncelenmesi (ARCH-LM Testi)	65
3.2.7. Koşullu Değişen Varyans Modellerinin Belirlenmesi.....	66

3.2.7.1. ARCH (1) Modeli	67
3.2.7.2. GARCH (0,1) Modeli	68
3.2.7.3. GARCH (1,1) Modeli	68
3.2.7.4. EGARCH (0,1,1) Modeli.....	69
3.2.7.5. EGARCH (1,0,1) Modeli.....	70
3.2.7.6. EGARCH (1,1,1) Modeli.....	70
3.2.7.7. TGARCH (0,1,1) Modeli.....	71
3.2.7.8. TGARCH (1,0,1) Modeli.....	72
3.2.7.9. TGARCH (1,1,1) Modeli.....	72
3.2.7.10. EGARCH (1,1,1), TGARCH (0,1,1) Modelleri Öngörü Performansları.....	77
SONUÇ.....	83
KAYNAKLAR	86
ÖZ GEÇMİŞ.....	94

Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü

Anabilim Dalı: İşletme

Tez Türü: Yüksek Lisans Tezi

Danışman: Dr. Öğr. Üyesi Musa GÜN

Hazırlayan: Gülşah AY

Yıl: 2020

Sayfa Sayısı: 94

ÖZET

BORSA İSTANBUL PAY PİYASASINDA VOLATİLİTE MODELLEMESİ: BİST BANKA ENDEKSİ ÜZERİNE BİR UYGULAMA

Bu çalışmada, 4 Ocak 2010 ile 31 Aralık 2019 dönemi arasında yer alan BIST Banka endeksine ait günlük kapanış verilerden hareketle endeksin volatilité modellemesi tahmin edilmiştir. Bu bağlamda, öncelikle fiyat serisinin Augmented Dickey-Fuller birim kök testi yardımıyla durağanlığı araştırılmış ve birinci dereceden durağan bir seri olduğu tespit edilmiştir. Daha sonra otoregresif modeller denendikten sonra en iyi ortalama denklem modelinin ARMA (2,2) olduğu saptanmıştır. Bunun yanında ortalama denkleme ait hata terimlerinde ARCH etkisi olduğu gözlemlenmiş ve buradan hareketle BIST Banka endeks serisinin hangi koşullu varyans modeli ya da modelleri ile açıklanabileceği test edilmiştir. Elde edilen test sonuçlarına göre BIST Banka serisinin volatilité modellemesini tahmin etmede en iyi sonuçlar veren modelin bilgi kriterlerine göre kıyaslandığında TGARCH (0,1,1) ve öngörü performansına göre kıyaslandığında ise EGARCH (1,1,1) modeli olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Volatilité, BIST Banka Endeksi, Değişen Varyans, ARCH, GARCH

Recep Tayyip Erdogan University the Institute of Social Sciences

Department: Business Administration

Thesis Type: Master Thesis

Master Thesis Supervisor: Assist. Prof. Dr. Musa GÜN

Author: Gülşah AY

Year: 2020

Pages: 94

ABSTRACT

VOLATILITY MODELING IN BORSA ISTANBUL STOCK MARKET: AN APPLICATION ON BIST BANKING INDEX

In this study, the volatility model of BIST Banking index is estimated based on the daily closing data of the index between January 4, 2010 and December 31, 2019. In this context, firstly, the stationarity of the price series was investigated with the help of Augmented Dickey-Fuller unit root test and it was determined that it was a first-degreed stationary series. Then, it was determined that the best mean equation model is ARMA (2,2) among the autoregressive models. In addition, it was observed that there was an ARCH effect in the error terms of the mean equation, and it was tested that with which conditional heteroscedasticity model or models, the series of BIST Banking index can be explained. According to the test results obtained, it was determined that the model that gives the best results in estimating the volatility modeling of the BIST Banking series is TGARCH (0,1,1) compared to the information criteria and EGARCH (1,1,1) compared to the forecasting performance.

Keywords: Volatility, BIST Banking Index, Heteroscedasticity, ARCH, GARCH

KISALTMALAR

ABD	:	Amerika Birleşik Devletleri
ADF	:	Augmented Dickey-Fuller (Genişletilmiş Dickey-Fuller)
AIC	:	Akaike Information Criterion (Akaike Bilgi Kriteri)
APGARCH	:	Asymmetric Power GARCH (Asimetrik Üstel GARCH)
AR	:	Autoregressive (Oto regresif süreç)
ARCH	:	Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (Oto regresif koşullu değişen varyans)
ARIMA	:	Autoregressive Integrated Moving Average (Bütünleşik Oto regresif Hareketli Ortalama Süreci)
ARMA	:	Autoregressive Moving Average (Oto regresif Hareketli Ortalama Süreci)
BIC	:	Bayesian Information Criterion
BIST	:	Borsa İstanbul
CARR	:	The Conditional Autoregressive Range Model (Koşullu Oto regresif Aralık Modeli)
DAGARCH	:	Dynamic Asymmetric GARCH (Dinamik Asimetrik GARCH)
EGARCH	:	Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (Üstel oto regresif koşullu değişen varyans)
EWMA	:	Exponential Weighted Moving Average (Üssel Hareketli Ortalamalar Yöntemi)
GARCH	:	Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (Genelleştirilmiş oto regresif koşullu değişen varyans)
GARCH-M	:	GARCH-in Mean (Ortalamada GARCH)
GJR GARCH	:	Glosten-Jagannathan-Runkle GARCH (Eşik Değer GARCH)
GSYH	:	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
IGARCH	:	Integrated GARCH (Bütünleşik GARCH)
JB	:	Jarque-Bera

LM	:	Lagrange Multiplier (Lagrange arpanı)
MA	:	Moving Average Autoregressive (Hareketli ortalama sreci)
MAE	:	Mean Absolute Error (Ortalama Mutlak Hata)
MAPE	:	Mean Absolute Percentage Error (Ortalama Mutlak Oransal Hata)
MSE	:	Mean Squared Error (Ortalama Hata Karesi)
MSGARCH	:	Markov Rejime Switching GARCH (Markov Rejim Deęiřimi GARCH)
QGARCH	:	Quadratic GARCH (İkinci Dereceden GARCH)
RMSE	:	Root Mean Squared Error (Ortalama Hata Karesinin Kk)
SIC	:	Schwarz Information Criterion (Schwarz Bilgi Kriteri)
SWARCH	:	Switching ARCH
TARCH	:	Thersold ARCH (Eřik ARCH)
TCMB	:	Trkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
THEİL	:	Theil Inequality Coefficient (Theil Eřitsizlik Katsayısı)
TGARCH	:	Thersold GARCH (Eřik GARCH)
TMSF	:	Tasarruf Mevduatı Sigorta Fonu
VIX	:	Chicago Board Option Exchange Volatility İndex (Volatilite Endeksi)
XBANK	:	BIST Banka Endeksi

TABLÖLER LİSTESİ

Tablo 1. Volatilite Türleri.....	20
Tablo 2. BIST Banka Endeksinde Bulunan Şirketler (2020).....	28
Tablo 3. Durağanlık Sınaması Denklemi.....	55
Tablo 4. BIST Banka Endeksine İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler	58
Tablo 5. ADF Testi Sonuçları.....	60
Tablo 6. Getiri Serisine Ait Korelogram Tablosu.....	61
Tablo 7. En Uygun ARMA Modeli Seçimi (BIC).....	62
Tablo 8. ARMA (0,1) modeli	63
Tablo 9. ARMA (1,2) modeli	63
Tablo 10. ARMA (2,2) Modeli.....	64
Tablo 11. ARMA Model Seçimi Özet Tablo.....	64
Tablo 12. ARMA (2,2) Modeli İçin ARCH LM Testi.....	65
Tablo 13. ARMA (2,2) Modelinin Korelogram Tablosu.....	66
Tablo 14. ARCH (1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler.....	67
Tablo 15. GARCH (0,1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler.....	68
Tablo 16. GARCH (1,1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler.....	69
Tablo 17. EGARCH (0,1,1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler	69
Tablo 18. EGARCH (1,0,1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler	70
Tablo 19. EGARCH (1,1,1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler	71
Tablo 20. TGARCH (0,1,1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler	71
Tablo 21. TGARCH (1,0,1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler	72
Tablo 22. TGARCH (1,1,1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler	73
Tablo 23. Kurulan ARCH/GARCH Modellerine İlişkin Özet Tablo	74
Tablo 24. Hata Terimlerinde Otokorelasyon ve Değişen Varyans Testleri.....	75
Tablo 25. Modellere İlişkin Özet Tablo.....	76
Tablo 26. EGARCH (1,1,1) Öngörü Performansı Verileri.....	78
Tablo 27. TGARCH (0,1,1) Öngörü Performansı Verileri.....	79
Tablo 28. EGARCH (1,1,1), TGARCH (0,1,1) Modelleri Öngörü Performansları	

Özet Tablo.....	80
Tablo 29. EGARCH (1,1,1) Model Tekrarı.....	81
Tablo 30. TGARCH (0,1,1) Model Tekrarı.....	81



ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1: Koşullu Değişen Varyans Modelleri	45
Şekil 2: BIST Banka Endeksinin Grafik Analizi	59
Şekil 3. EGARCH (1,1,1) Modeli Öngörü Performansı Grafiği	77
Şekil 4. TGARCH (0,1,1) Modeli Öngörü Performansı Grafiği	80



GİRİŞ

Dünya üzerinde küreselleşmenin artması ile birlikte ülkelerin finansal piyasaları arasındaki bütünleşme de hızla artmıştır. Uluslararası arenada var olabilmek, varlığını sürdürebilmek ve ekonomik rekabet gücünü koruyabilmek için ülkeler, diğer ülke piyasaları ile entegre bir şekilde çalışmak durumundadır. Fakat bunun yanında, dünyanın herhangi bir yerinde meydana gelen mali bir kriz, siyasi ve politik belirsizlik ve ekonomik değişkenlik gibi gelişmeler diğer piyasaları da etkilediğinden dolayı ülkeler arası finansal piyasaların birbirleri ile entegre olmasının avantajları yanına bazı dezavantajlar da eklemektedir. Örnek vermek gerekirse; 19 Ekim 1987 tarihinde Hong Kong borsasında meydana gelen bir düşüş kısa bir süre içinde dünya piyasalarını da etkisi altına alarak büyük kayıplar yaşatmasına neden olmuştur.

Piyasada fiyatlardaki oynaklığın ya da fiyat hareketleri arasındaki farkın büyüklüğü anlamına gelen volatilité kavramı ise bu tür gelişmelerden kuşkusuz etkilenmektedir. Belirsizliğin yüksek olduğu piyasalarda hisse fiyatlarında oynaklık fazla olacağından o piyasalara yatırım yapmak da riskli olacaktır. Bu yüzden, finansal piyasalarda volatilité modellemesi yapmak hem politika yapıcılar için hem de gelirlerini yatırıma dönüştürmek isteyen yatırımcılar için önem arz etmektedir.

Finansal piyasalarda volatilitenin incelenmesi 1980'li yıllardan itibaren artmaya başlamıştır. Bunun sebebi olarak 1980'den itibaren finansal alanda liberalleşmenin dünya çapında artması gösterilebilmektedir. Finansal piyasalarda yaşanan dalgalanmalar yatırımcıları bazı risklere maruz bırakmaktadır. Yatırımcılar piyasada fiyatların sürekli bir düşüş veya yükseliş trendine gireceğini öngörüyorlarsa volatilité yüksek, fiyatların durağan bir seyir izleyeceğini düşünüyorlar ise volatilité olabildiğince düşük olacaktır.

Günümüz koşullarında volatilitéyi ortadan tamamen kaldırmak mümkün değilken riskini minimize edebilmek olanaklıdır. Yatırımcılar volatilité modellemeleri yaparak hangi menkul kıymete yatırım yapılabileceğine karar

verebilmektedirler. Teknoloji ve iletişim araçlarının yaygınlaşmasının ardından risk türlerindeki artış ve risklerin yapısında meydana gelen farklılıklar, volatilitenin hesaplanmasında kullanılan geleneksel yöntemlerin yerini daha karmaşık hesaplamalara dayanan yeni ekonometrik uygulamalara bıraktığı görülmektedir. Geleneksel ekonometrik modelleme varyansın gecikmeli değerlerinin sabit olduğunu varsaymaktadır. Mevcut finansal piyasalardaki birçok parametrenin birbiri arasındaki çok yönlü ilişkisinden ötürü parametreler değişken bir yapı göstermektedir. Bunun neticesinde bahsi geçen parametrelerin geleneksel ekonometrik modeller ile açıklanabilmesi olası değildir. Diğer bir ifadeyle, hata terimlerinin varyansının zamanla değişmez olduğu hipotezini mümkün kılmamaktadır. Geleneksel ekonometrik modellerde, zaman serilerinin sabit değişken içeren modellerde kullanılmasına rağmen ilişkiyi yalnızca tek yönlü ele almaktadırlar. Tam da burada Engle (1982) zaman serisi varyanslarının, finansal varlıkların dinamik bir yapıda olduğunu ve ayrıca zaman içinde değişkenlerin varyansının sabit olmadığı, devamlı değiştiği hipotezine dayanan ARCH modelini öne sürmüştür. Bollerslev (1986) ise ARCH modellerini genelleştirerek GARCH modelini geliştirmiştir. Literatürde birçok modelleme çeşidi olmasına rağmen hepsinin hedefi koşullu varyansı tarihi değerlerine göre modellemektir.

Bu çalışma ile Borsa İstanbul içinde yer alan BİST Banka endeksinin volatilité modellemesinde ARCH, GARCH, EGARCH ve TGARCH modellerinden hangisinin en uygun model olduğunun araştırılması amaçlanmıştır. Türkiye’de volatilité modellemesi üzerine yapılan çalışmalar 2000’li yıllardan itibaren yoğunlaşmaya ve önemi anlaşılmaya başladığı görülmektedir. Diğer yandan mevcut literatür incelendiğinde ise yapılan çalışmalar çoğunlukla BİST 100 endeksine ait verilerden hareketle yapıldığı gözlemlenmektedir. Bankacılık sektörünün incelendiği çalışmalar oldukça sınırlı kalmıştır. Ekonomik ve sosyal alanlarda meydana gelen olumlu veya olumsuz gelişmelerden bankacılık sektörünün en çok etkilenen sektörler arasında yer alması ve bankacılık sisteminin ülkenin ekonomik dinamiklerini yakından ilgilendirdiğinden dolayı, bu sektördeki volatilité modellemesinin önemini ortaya koymaktadır. Bu çerçevede, literatürde bulunan bu boşluğun doldurulmasından hareketle literatüre katkı sağlamayı hedeflemesi bu çalışmanın önemini göstermektedir.

Borsa İstanbul bünyesinde yer alan BİST Banka endeksinin volatilité modellemesini arařtıran bu alıřma üç blmden oluřmaktadır. Birinci blmde volatilité ve risk kavramı ile volatilité ve risk arasındaki iliřki incelenmiřtir. Daha sonra volatilitenin hesaplanmasına iliřkin bilgiler verilmiřtir. Ardından Trkiye’de ve dnya piyasalarında volatilité modellemesi zerine yapılmıř olan alıřmaların sıralandıęı literatr incelenmiřtir. İkinci blmde, kořullu ortalama ve kořullu deęiřen varyans modelleri ve bu modellere ait ekonometrik formller yer almaktadır. alıřmanın nc blmnde ise BİST Banka endeksine ait grafikler, birim kk testi sonuları ve ARCH, GARCH, EGARCH ve TGARCH modellerine ait analiz bulguları ve bu bulgulara ait yorumlar bulunmaktadır. alıřma, sonu ve deęerlendirmelerin yer aldıęı blm ile bitirilmiřtir.

BİRİNCİ BÖLÜM

VOLATİLİTE İLE İLGİLİ KAVRAMLAR VE LİTERATÜR

İNCELEMESİ

1.1. RİSK KAVRAMI

1970'li yıllarda Bretton Woods sisteminin sona ermesiyle o yıllara kadar döviz fiyatlarında görülmeyen dalgalanmaların yaşanması finansal risklerin çıkış noktası olmuştur (Kuzu, 2018: 610). Bunu 1980'li yıllarda petrol fiyatlarında meydana gelen artışlar sonucunda petrol şokları takip etmiştir. Bu durum ise faiz oranlarını sınırlandırmış ve faiz oranı risklerini meydana getirmiştir. Türkiye'de 1988 yıllarında konuşulmasıyla gündeme gelen ve 2001'de yaşanan mali kriz birçok araştırmacı ve bu konuyla ilgilenen kişiler tarafından ilgi odağı haline gelmiştir (Ocakçı, 2009: 16). Her geçen gün gelişen ve bu gelişmeyle beraber farklılaşan finansal piyasalar bir yandan yeni fırsatlar sunarken bir yandan da yeni tehditler oluşturmaktadır. Yatırımcılar karşılaştıkları fırsatlar ve tehditler karşısında yatırımlarını hangi finansal varlıklara yapacakları konusunda kararsız kalmaktadırlar. Hele ki finansal ve ekonomik krizlerin veya finansal şoklar gibi olumsuz olayların yaşandığı dönemlerde risk seviyeleri oldukça yüksektir. Yatırımcılar bu durumlarda ya yatırım yapacakları araçları değiştirmekte ya da yatırımlarını yapmamaktadırlar. Risk iki farklı birleşenden oluşur; belirsizlik ve bu belirsizliğe maruz kalan değer. İki bileşenden birinin eksik olması riski ortadan kaldırmaktadır (Kale, 2006: 14).

Risk kelimesinin etimolojisine bakıldığında Yunancada "sarp kayalık" anlamına gelen '*rhiza*' kelimesinden türetildiği görülmektedir. Sözlük anlamı "zarara uğrama tehlikesi", "zarar görme olasılığı" gibi anlamlara gelmektedir. Piyasa rehberi ise riski, beklentiler dışında meydana gelen ve sonucunda olumlu veya olumsuz bir duruma neden olan olaydır şeklinde ifade etmiştir. Finansal riski ise şu şekilde açıklamıştır; bir yatırımın olumlu ya da olumsuz sonuçlanma olasılığını ya da bir mali yükümlülüğün yerine getirilme olasılığını etkileyen bir ya da birkaç faktördür (Piyasa Rehberi, 2018).

1.2. VOLATİLİTE KAVRAMI

Ulusal ve uluslararası finansal piyasalarda meydana gelen risk yönetimi, riskten korunma, krizler ve spekülasyon amaçlı türev ürünler yoğun bir şekilde kullanılmaya başlanmıştır. Ayrıca uluslararası piyasalarda finansal farkındalığın giderek artması ve yatırım yapan fonların artması gerek piyasa bazında gerek ise hisse senedi bazında oynaklığın tahmin edilmesine olan alanın artmasına neden olmaktadır (Altıntaş, 2011: 1).

Volatilite kelimesinin sözlük anlamına bakıldığında "oynaklık", "dalgalanma oranı", "kararsızlık", "değişkenlik", "durağan olmayan" gibi anlamlarıyla karşımıza çıkmaktadır. Volatilite, yukarıda açıklanan sözlük anlamlarının ötesinde, en basit şekilde herhangi bir değişkenin (faiz oranları, endeks, döviz kuru, menkul kıymet vb.) değerinde veya fiyatında belirli bir ortalamaya göre meydana gelen ani hareketler olarak tanımlanabilmektedir (Var, 2015: 5). Finansal piyasalarda ise volatilite ile ilgili birçok farklı tanım bulunmaktadır. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) volatilitenin tanımını; Bir kıymetin fiyatındaki değişkenliğin ifadesidir. Çoğunlukla standart sapma ile ölçülür. Yüksek oynaklık artan bir belirsizliğin göstergesidir şeklinde tanımlamaktadır. (TCMB, 2018). Borsa Terimleri Sözlüğü ise; Bir menkul kıymetin fiyatının veya piyasanın genelinin kısa bir zaman aralığı içerisinde gösterdiği dalgalanma özelliği diye tanımlamaktadır (Borsa Terimleri Sözlüğü, 2018).

Poon (2005), volatilitenin tanımını; belirsiz değişkenin olası bütün sonuçlarının yayılmasını ifade ettiğini belirtmiştir. Volatilite, varlık getirisinin dağılımının bir belirleyicisi olmamakla beraber, risk yönetimi, yatırım, riskten korunma, opsiyon fiyatlaması ve portföy oluşturma gibi birçok önemli finans uygulamasının anahtarıdır.

Yukarıda açıklanan tanımlara bakıldığında volatilite üzerine birçok farklı tanımın yapılması bizlere volatilite kavramı üzerinde hemfikir olunan bir tanımın olmadığını göstermektedir.

Volatilite ampirik, mutlak, yüzde ve ima edilen volatilite şeklinde farklı türlere ayrılmaktadır. Aşağıda yer alan tabloda volatilite türleri kısaca tanımlanmıştır (Hacıhasanoğlu, 2003: 5-6).

Tablo 1. Volatilite Türleri

Ampirik Volatilite	Hisse senedinde meydana gelen, tarihi piyasa oynaklığıdır.
Mutlak Volatilite	Verim ya da günlük fiyat değişimlerinin, normal dağılıma sahip olduğu varsayımıyla, yıllık bir hale dönüştürülmüş mutlak standart sapmasıdır.
Yüzde Volatilite	Verimlerin ya da fiyatların logaritmalarındaki günlük değişimlerin log normal bir dağılım sergilediği varsayımı altında standart sapmalarının yıllık bir hale dönüştürülmesi ile bulunur.
İma Edilen Volatilite	Piyasanın herhangi bir dönem için ileriki dönem için volatilite bekleyişidir.

Kaynak: Yazar tarafından Hacıhasanoğlu (2003)'den derlenmiştir.

1.3. VOLATİLİTE İLE RİSK ARASINDAKİ İLİŞKİ

Risk göstergelerinden biri olan volatilite, finansın en önemli konularından birini oluşturmaktadır. Teknolojinin ilerlemesiyle beraber küreselleşen dünyamızda yatırımcılar minimum risk ile maksimum getiriye nasıl elde edebilecekleri konusunda birtakım arayışlara girmişlerdir. Gelişen teknoloji ile günümüzde yatırımcıların veri setlerine kolayca ulaşabilmelerini ve bu veri setindeki değişkenlerle gelecek değerler hakkında bir takım tahminde bulunmalarını sağlamaktadır. Riskin en alt seviyeye indirilmesi ise yatırım kaynaklarının etkin kullanımını ve devamlılığını sağlayacak ilkelerden bir tanesidir (Var, 2015: 7). Sarıkaya (2007) yapmış olduğu çalışmada, piyasanın oynak olması ve risk kavramıyla bir araya gelmesiyle geleceğin tahmin edilmesinin zorlaşacağını, bu nedenle yatırımcıların, akademisyenlerin ve fiyatlarla ilgilenen kişilerin volatilite kavramının üzerinde durarak risk oranını düşürmeye çalışacaklarını belirtmiştir.

Yatırımcılar gerçekleştirebilecekleri yeni finansal yatırımlarıyla alakalı olarak faaliyetlerini devam ettirirken gerçekleştirecekleri yatırımın risk getiri bağlantısını inceleyerek, katlandıkları maliyetten daha yüksek kabul edilebilir bir reel getiri elde etmek için oynaklık hareketlerini ortaya çıkarması gerekmektedir (Kuzu, 2018: 610). Finansal piyasalarda volatilitenin önceden öngörülmesi yatırımcıların yapacakları yatırımlarında risk seviyesini minimum seviyeye indirmelerine olanak sağlamaktadır. Finansal varlığın getirisinde ve fiyatında

oluşan hareketlerin parametresini açıklamak ve ölçmek için kullanılan volatilitenin nelerden etkilendiği araştırmacılar tarafından finans çalışmalarının ilgi odaklarından biri olmuştur (Karcıoğlu ve Özer, 2017: 457).

Literatürde volatilité ile riskin birbiriyle olan ilişkisine dair ulusal ve uluslararası birçok çalışma yapılmıştır. Bunlardan bir tanesi Poon'un çalışmasıdır. Poon (2005) çalışmasında, volatilitenin riskle tamamen aynı olmadığını ancak ilişkili olduğunu belirtmiştir. Ayrıca oynaklık pozitif bir sonuçtan kaynaklanıyor olabilirken; risk istenmeyen sonuçlarla ilişkilendirilir ve bu önemli fark çoğunlukla göz ardı edilmektedir.

1.4. VOLATİLİTE HESAPLAMASI

Volatilitenin nasıl hesaplanacağı sorunu volatilitéyle alakalı önemli bir konudur. Yatırımcılar daha fazla kar elde edebilmek ya da yapacakları yatırımlarda minimum zararlar karşılayabilmek için volatilitéyi tahmin edip hesaplamaya çalışmaktadırlar. Öncelikle bir değişkeni hesaplayabilmemiz o değişkenin gözlemlenebiliyor olmasına bağlıdır. (Çil, 2018: 414).

Volatilité hesaplamasında geliştirilen yöntemler aşağıda açıklanmaya çalışılmıştır.

1.4.1. Tarihsel Volatilité

Volatilitéye tarihsel perspektiften bakacak olursak, borsada işlem gören finansal varlıkların geçmişteki fiyat hareketlerinin gelecekte oluşabilecek fiyat hareketlerinin bir işareti olduğu önermesine dayanmaktadır (Çil, 2018: 415). Volatilité verisi geçmiş 252, 126, 63, 42, 21 işlem günü için hesaplanmaktadır. (Borsa İstanbul [BİST], 2018) BIST100 ve BIST30 endekslerinin gerçekleşmiş tarihsel volatiliteleri günlük olarak Kapanış-Kapanış volatilité (Close-Close Volatility) hesaplama yöntemi kullanılarak hesaplanmaktadır. Bir endeksin "n" işlem günü "t" tarihinde geçmişi (t tarihi dahil) için gerçekleşmiş volatilitesi hesaplanması aşağıdaki gibidir (BİST, 2018):

$$Vol_{t,n} = \sqrt{252 \cdot \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n (R_{t-i+1} - \bar{R}_{t,n})^2} \quad (1.1)$$

$$R_t = \ln E_t - \ln E_{t-1} \quad (1.2)$$

$$\bar{R}_{t,n} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n R_{t-i+1} \quad (1.3)$$

Burada; $Vol_{t,n}$ endeksin t zamanında geçmiş n işlem günü (t tarihi dahil) için gerçekleşmiş volatilitesi

E_t = Endeksin t tarihindeki kapanış değeri

n = Volatilitenin hesaplandığı gün sayısını ifade etmektedir.

Standart sapmayla hesaplanan tarihsel volatilité ölçümlerinin uygulanmasında bulunan iki zayıf özellikten bir tanesi zaman içerisinde volatilitenin değişmediğinin (koşulsuz volatilité) varsayılmasıdır. Fakat volatilité zaman içerisinde farklılık gösterdiğinden dolayı, koşullu volatilité risk yönetimi ve zamanında finansal varlık fiyatlaması açısından önemli bir göstergedir. İkinci zayıf özelliği ise volatilité öngörüsünde bulunan bütün gözlemlerin ağırlıklarının eşit olduğudur (Çil, 2018: 416-417).

1.4.2. Aşırı Değer Volatilité Tahmincileri

Parkinson (1980), bir gün içinde gözlemlenen en yüksek ve en düşük fiyatlara, yani işlem aralığına göre aşırı değer volatilité tahmincisini öne süren ilk kişidir. Parkinson getiri volatilitesini aşağıda yer alan formül gibi ifade etmiştir:

$$\sigma_{PV} = k \cdot \sqrt{\left(\frac{1}{n} \sum \ln\left(\frac{H_t}{L_t}\right)\right)^2} \quad (1.4)$$

Burada; k = 0.601 veya k = 1, H_t = gün içi yüksek fiyatı, L_t = gün içi düşük fiyatı, n = gözlem sayısını, σ_{PV} = Parkinson (1980) getiri volatilitesini ifade etmektedir.

German ve Klass (1980) Parkinson'un gün içi yüksek fiyat ve gün içi düşük fiyat parametrelerine ek olarak açılış ve kapanış fiyatlarına da ekleyerek aşırı değer volatilité tahmincisini geliştirmişlerdir. Buna göre, modellerini şu şekilde önermişlerdir:

$$\sigma_{GKV} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum \left[0.5 \left[\ln\left(\frac{H_t}{L_t}\right) \right]^2 - 2 \ln(2) - 1 \left[\ln\left(\frac{C_t}{O_t}\right) \right]^2 \right]} \quad (1.5)$$

Burada; n = gözlem sayısını, H_t = gün içi yüksek fiyatı, L_t = gün içi düşük fiyatı, C_t = kapanış fiyatını, O_t = açılış fiyatını, σ_{GKV} = German ve Klass (1980) getiri volatilitesi ifade etmektedir.

Roger ve Satchell (1991), yukarıda açıklanan diğer iki tahmin ediciden farklı olarak, fiyatların iki gözlem noktası arasındaki sapmayı daha az Geometrik Brownian hareketi olarak kabul etmeyen daha sağlam volatilité tahmincisi önermiştir. Tahmin edicisi şöyledir:

$$\sigma_{RSV} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum \left[\ln \left(\frac{H_t}{C_t} \right) \left[\ln \left(\frac{H_t}{O_t} \right) \right] + \left[\ln \left(\frac{L_t}{C_t} \right) \right] \left[\ln \left(\frac{C_t}{O_t} \right) \right] \right]} \quad (1.6)$$

Burada ise σ_{RSV} = Roger ve Satchell (1991) getiri volatilitesi ifade etmektedir.

1.4.3. Parametrik Olmayan Volatilité Tahmincisi

Gerçekleşmiş ya da bütünleşik varyans ölçüsüne parametrik olmayan volatilité (oynaklık) tahmincisi denmektedir. Gerçekleşmiş volatilité, 24 saat içerisindeki 5 ya da 15 dakika gibi uzun olmayan sürelerde getiri kareleri kullanılarak hesaplanan oynaklık tahminleri anlamına gelmektedir. Gerçekleşmiş volatilité; gerçekleşmiş varyans olarak nitelendirilmekte ve sürekli zamanda yayılım sürecinin esasındaki karesel değişimi hesaplamaktadır. Sıçramaların olmadığı ve serinin ortalamasının sıfıra eşit olduğu durumlarda gerçekleşmiş volatilité devamlı zaman volatilitesine yakınsar. Anlık getirilerin devamlı zaman martingale aracılığıyla yaratıldığı farz edilirse aşağıdaki eşitlik yazılabilir:

$$dp_t = \sigma_t dW_{p,t} \quad (1.7)$$

Denklemden $dW_{p,t}$ wiener sürecini göstermektedir. Diğer taraftan, t zamanında gözlemlenmiş hisse senedinin fiyatının logaritması p_t 'dir. Denklemden gözlemlenmeyen gizli değişken σ_t 'dir. Ayrıca σ_t zaman içerisinde devamlı olarak değişken süreç $dW_{p,t}$ 'yi ölçeklendirir.

Denklemdaki dönemlik getiri için koşullu varyans hesaplanması aşağıda gösterilen denklem gibi olmaktadır:

$$r_{t+1} = p_{t+1} - p_t \quad (1.8)$$

$$\sigma_t^2 = \int_0^1 \sigma_\tau d\tau \quad (1.9)$$

Bütünleşik volatilité t den t+1' e kadar olan dönem olarak bilinmektedir. Örneklem frekansı m ise, sürekli bileşik getiri t ile t-1 arasında m sayıdadır.

$$r_{m,t+1/m} \equiv p_{t+\frac{1}{m}} - p_t \quad (1.10)$$

$$r_{m,t+2/m} \equiv p_{t+\frac{2}{m}} - p_{t+\frac{1}{m}} \quad (1.11)$$

Burada ayrıca kesikli zamanda, uygun bir şekilde farklılaşmayan bir zaman aralığında m tane getirinin kareli toplamı alınır. Böylelikle gerçekleşmiş volatilité aşağıdaki gibi oluşmaktadır:

$$\hat{\sigma}_{RV}^2 = \sum_{i=1}^m r_i^2 \quad (1.12)$$

Gerçekleşmiş volatilité (RV); ara kazancın mümkün olmadığı ve sürecin yarı-martingale kabul edildiği varsayımı altında, m sonsuza giderken spesifik ek koşullar altında eğilimsiz tahminler sağlaması yanında sürecin gözlenmeyen reel değişkenliğinin tutarlı tahmincisidir (Çil, 2018: 420,421).

1.5. TÜRKİYE'DE BANKACILIK SEKTÖRÜ

Cumhuriyetin ilan edilmesini takip eden ilk yıllarda bankacılık sistemi çoğunluğu yabancı sermayenin himayesinde olup bankalar büyük ölçüde varlıklarını sürdürebilmek için yabancı sermayeye bağımlı olmuştur. Bundan dolayı, milli bankacılık fikrinin gelişmesine yönelik çalışmalar Cumhuriyetin ilk yıllarında üzerine düşülen en önemli konular arasında yer almıştır (Artun, 1980: 41-42)

İzmir İktisat Kongresi'nde milli bankacılık fikrinin gelişmesi yönünde

önemli kararlar alınmış ve alınan bu kararlar vakit kaybetmeksizin uygulamaya konulmuştur. Bu bağlamda, Ziraat Bankası için yapısal düzenlemelere gidilip sermayesi de artırılmıştır. Öte yandan tarım sektörüne destek vermek için Ziraat bankası aracılığıyla tarımsal krediler genişletilmiş ve sanayi ile ticaretin geliştirilmesi için de İş Bankası ve Türkiye Sanayii ve Maaddin Bankası faaliyete konulmuştur (Tekeli ve İlkin, 1997: 187). Bu dönemin en önemli gelişmesi kuşkusuz Osmanlı Bankası tarafından sürdürülen para emisyon işlevinin 30 Haziran 1930 yılında kurulan Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası'na (TCMB) devredilmesidir.

Cumhuriyet döneminin ilk yıllarında öncelik olarak liberal ekonomi politikaları çerçevesinde özel sektör ağırlıklı bir anlayışla yola çıkılmıştır. Fakat, küresel çapta meydana gelen 1929 Büyük Buhran yüzünden liberal politikalardan geri dönmüş ve 1933-1950 yılları arasında devletçilik ilkesi benimsenen ekonomi politikası olmuştur. Bu çerçevede bu dönemin özelliği gereği devlet bankaları kurulmuştur. Sanayi ve Maaddin Bankası devletçilik ilkesinin gereği olarak sanayi ve ticaret hedeflerini tutturabilmek için Sanayi Ofisi ile birleştirilerek 1933 yılında Sümerbank olarak hizmete konulmuştur. Bu bankanın kurulması ile amaçlanan durum devlet eliyle kurulmuş olan fabrikaları işletmek, yönetmek, bunlara kredi tahsis etmek, eleman yetiştirmek ve sanayinin gelişmesi için gerekli önlemleri almaktır (Tekeli ve İlkin, 1983: 52-57).

Türkiye Cumhuriyeti'nde özel bankaların arttığı dönem 1951-1980 dönemi arasında olmuştur. Özellikle 1950 yılından sonra özel bankaların gelişmesinde özel girişimlere öncelik verilmesi çok büyük bir rol oynamıştır. 1958 yılında yürürlüğe giren 7129 sayılı Bankalar Yasası da özellikle liberal ekonomi politikasına uygun bir şekilde düzenlenmiştir. Bu yasa ile birlikte bankaların sektörler ve kişiler arasındaki faaliyetleri tamamıyla serbest bırakılmıştır (Artun, 1983: 59).

1980'li yıllarda para ve sermaye piyasası araçlarında çeşitlenmelerin yaşanması ile bir düzenleme gereksinimi doğmuştur. Bu amaçla, 1981 yılında Sermaye Piyasası Kanunu yürürlüğü girmiş ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) 1985 yılında kurulmuştur. Böylelikle, gelirlerinin bir kısmını tasarruf etmek isteyen tasarruf sahiplerinin yatırım yapabileceği menkul kıymetlerin

çeşitlenmesi, piyasalarda yatırım yöntemi olarak işlev gören bankaların hisselerini düşürücü yönde etkilemiştir. Böyle bir ortamda Türk Bankacılık sektörü de ana faaliyetlerinin dışındaki faaliyetlerini geliştirerek (akreditif, teminat mektubu vs.) daha çok aracılık görevini üstlenmeye başlamıştır. Aracılık işlevinin yanı sıra, devletin kamu açıklarını finanse edebilmesi için devlet tahvillerini vergiye tabi tutmaması bankaları bu tahvilleri satın almaya ve risksiz bir portföy oluşturmalarına olanak sağlamıştır (Arıcan, Yücememiş ve Işıl, 2009: 55).

1990’da meydana gelen Körfez krizinin ardından sürekli bir seçim ortamının yaratmış olduğu siyasi belirsizlikler Türk ekonomisini doksanlı yılların ortalarına kadar olumsuz bir şekilde etkilemiştir. Bu ortamda finansal piyasalarda dengesizlikler artmış, döviz kurları sürekli dalgalı bir seyir izlemiş, kamu borçlanmaları artmış, ihracatın azalıp ithalatın artması ile beraber dış dengede bozulmalar meydana gelmiştir. Bunlara ek olarak, uluslararası derecelendirme kuruluşlarının da Türkiye’nin kredi notunu düşürmesi ile mevcut durum daha da kötüleşmiştir. Tüm bu olumsuzlukların sonucu olarak Türk Lirası’ndan vazgeçen yatırımcılar dövizle yatırım yapmayı tercih ederek kurlarda var olan baskının daha da artmasına neden olmuştur (Arıcan, 2002: 116). 1995 yılından itibaren mevcut kötü gidişat azalmaya başlamış ve ekonomide bir canlanma oluşmaya başlamıştır. Bu ekonomik canlılıktan tüm sektörlerde olduğu gibi bankacılık sektörü de nasibini almıştır. Bankacılık sektörü 1996 yılında dolar cinsinden %21,7 oranında büyümüş ve bilançosundaki toplam aktifleri de 83,3 milyar dolara ulaşmıştır (TBB, Bankalarımız, 1996: 47).

31 Ağustos 2000 tarihinde Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu (BDDK) kurularak bankacılık alanındaki düzenleme ve denetleme yetkisinin bu kuruma devredilmesi ile bankacılık sektörü için çok önemli bir gelişme olmuştur (Er, 2009: 146). Böylece, bankacılık sektörü faaliyetlerini saha güvenli ve sağlam bir şekilde yerine getirecektir. Bunun yanında, tasarruf sahiplerinin hak ve çıkarlarının gözetilmesi ve bu sayede mali piyasaların gelişmesine de katkıda bulunmuştur.

Kasım 2000’de patlak veren ekonomik kriz Türk ekonomisine olduğu gibi Türk bankacılık sistemi için de oldukça olumsuz izler bırakmıştır. Kasım 2000’den itibaren bahsi geçen krizin etkilerine ek olarak siyasi krizin de

eklenmesi ile meydana gelen Şubat 2001 krizi bankacılık sektöründe oldukça büyük bir çöküş yaratmıştır. Kriz döneminde devlet bankalarının likitide gereksinimleri karşılanamamış, dövizle olan yoğun talep artmış ve gecelik fırlayan faiz oranları bu krizin getirdiği önemli gelişmeler olmuştur. Eski Türk Lirası ile 670 bin TL olan dolar kuru bir gün sonra 1 milyon TL'yi geçmiş, faiz oranları 6000-6200 gibi astronomik seviyelere çıkmıştır (Sümer, 2016: 490). Şubat krizinin ardından 14 Nisan 2001'de Dünya Bankasının da desteği ile Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı yürürlüğe konularak ve piyasada dalgalı kur politikasına geçilerek ülke ekonomisinin düştüğü bataklıktan çıkarılmak istenmiştir. (Karluk, 2002: 27).

Bu yaşadıklarından ders çıkaran Türk bankacılık sistemi Basel kurallarını da dikkate alarak uluslararası çapta uyum sağlamaya başlamıştır. 2012 yılında ise Basel II kurallarını tamamen başarılı bir şekilde uygulamaya başlamıştır. Böylece, Türk bankacılığı uluslararası çapta dünya bankaları ile rekabet edebilir seviyeye gelmiştir. 2008 yılında meydana gelen küresel krize rağmen Türk bankacılık sisteminin sağlam bir şekilde varlığını sürdürmüş olması mevcut durumunun en iyi göstergesidir (Durgun, 2016: 47).

Günümüz Türk bankacılık sektörüne göz atılacak olursa içinde bulunduğu çağın gereklerine uygun, bağımsız ve sürekli kendini yenileyen bir konuma gelmiştir. Sektördeki finansal gelişmeler her geçen zaman artmakla birlikte 2013 yılından itibaren sektörün aktif toplamı GSYH'yi aşmıştır (Sümer, 2016: 492). Bankacılık sektörü 27 Aralık 1996 yılından itibaren günümüze kadar Borsa İstanbul (eski adıyla İMKB) içerisinde faaliyet göstermektedir. Bankacılık Endeksi içerisinde yer alan firmalara ilişkin bilgiler aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Tablo 2. BİST Banka Endeksinde Bulunan Şirketler (2020)

Şirket Adı	İşlemGörmeye Başladığı Tarih	Ödenmiş Sermayesi
Akbank Ticari Anonim Şirketi	26/07/1990	5.200.000.000
Albaraka Türk Katılım Bankası Anonim Şirketi	27/06/2007	1.350.000.000
ICB Turkey Bank Anonim Şirketi	23/05/1990	860.000.000
QNB Finans Bank Anonim Şirketi	02/02/1990	3.350.000.000
Şekerbank Ticari Anonim Şirketi	10/04/1997	1.158.000.000
Türkiye Garanti Bankası Anonim Şirketi	06/06/1990	4.200.000.000
Türkiye Halk Bankası Anonim Şirketi	10/05/2007	1.250.000.000
Türkiye İş Bankası Anonim Şirketi	16/11/1987	4.500.000.000
Türkiye Kalkınma ve Yatırım Bankası Anonim Şirketi	26/02/1991	850.000.000
Türkiye Sınai Kalkınma Bankası Anonim Şirketi	26/12/1986	2.800.000.000
Türkiye Vakıflar Bankası Ticari Anonim Ortaklığı	18/11/2005	2.500.000.000
Yapı ve Kredi Bankası Anonim Şirketi	28/05/1987	8.447.051.284

Kaynak: Kamuyu Aydınlatma Platformu (KAP), <https://www.kap.org.tr/tr/Endeksler>

1.6. BİST PAY PİYASASI VE ULUSLARARASI ENDEKS PİYASALARINDA VOLATİLİTE

BİST Pay Endeksleri, Borsa İstanbul'da işlem gören hisselerin kümeler halinde ortak performanslarının ölçülmesi amacıyla oluşturulmuştur (BİST, 2018). BİST endeksleri üzerine Türkiye'de yapılan birçok volatilité çalışmalarının olmasına rağmen genel olarak BİST-100 ve BİST30 endeksleri üzerinde yoğunlaşmıştır. Bunun sebebi ise verilere ve veri setine erişebilirlik açısından diğer endekslere nispeten daha uygun olması ve bu endekslerin volatilité yapılarını ortaya çıkarmayı hedefleyen birçok çalışmanın (Öztürk vd. 2018; Şimşek, 2016; Şahin vd., 2015; Özen vd., 2014; Tuna ve İsabetli, 2014; Torun ve Kutlar, 2013; Gök ve Kalaycı, 2013; Kendirli ve Karadeniz, 2012; Demir ve Çene, 2012; Gürsakar, 2011; Atakan, 2009; Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2006; Mazıbaş, 2005; Telatar ve Binay, 2002) literatürde mevcut olmasıdır (Kula ve Baykut, 2017: 29).

Tuna ve İsabetli (2014) finansal piyasalarda volatilité üzerinde durmuşlar ve bu amaçla 2002-2012 yıllarını kapsayan İMKB 100 endeksinde volatilitéyi

modellemişlerdir. Modelleme sonucunda BIST-100'ün sergilediği volatil yapının finansal piyasaların verimliliğini azaltan bir unsur olduğu görülmüştür. Bunun önemli nedenlerinden birinin, ülkemizde son 15 yılda yaşanan geniş çaplı krizlerin getirdiği olumsuz etkilerin, yatırımcılarda yarattığı baskı olduğunu söylemişlerdir. Buna ek olarak finansal piyasaların derinliğinin yetersiz olmasının da bu bağlamda önemli bir unsur olarak karşımıza çıktığını vurgulamışlardır.

Endeks Piyasalarında Volatilite endeksi (VIX) ise, Chicago Borsası'nda işlem gören, piyasalarda korku endeksi olarak adlandırılan, piyasaların oynaklığını ölçmeye yarayan bir endekstir. Bu endeks ilk olarak 1993 yılında hesaplanmaya başlamış 2000'li yıllarda oldukça popüler hale gelmiştir. Genel olarak VIX endeks değeri 30'un üzerinde ise piyasada volatilitenin yüksek ve belirsizliğin fazla olduğu anlamına, endeks değerinin 20'nin altında olması dalgalanmanın düşük riskin az olduğu anlamına gelir (Piyasa Rehberi, 2018). Karar verme sürecinde VIX endeksini tek başına kullanılması doğru değildir.

1.6.1. Türkiye'de Volatilite Modellemesi Üzerine Yapılmış Çalışmalar

Her geçen gün gelişen ve farklılaşan finansal piyasalar beraberinde bu modellerdeki eksiklikleri gündeme getirmiş ve birçok farklı modellenme teknikleri literatüre kazandırılmıştır. Türkiye'de Volatilitenin Modellenmesi Üzerine Yapılmış Çalışmalara bakıldığında 2000'li yıllardan sonra yaygınlaştığı görülmektedir. Bunun yanında, Türkiye'de bankacılık endeksine ait verilerden hareketle yapılan volatilite modellemesi çalışmaları da sınırlı sayıda bulunmaktadır. Literatürde bankacılık endeksini baz alarak volatilite modellemesini araştıran sadece üç tane çalışmaya rastlanılmıştır.

Köseoğlu (2010) çalışmasında, BİST Bankacılık ve BİST 100 endekslerinin volatilitelerini birbiriyle kıyaslamıştır. Araştırmanın kapsamı 1997-2010 dönemine ait aylık veriler olarak belirlenmiş olup volatilite kıyaslaması için IGARCH ve GARCH (1,1) modelleri kullanılmıştır. Tamamen yazarın tercihinine göre seçilen modellerle yapılan volatilite kıyaslaması sonuçlarına göre her iki endeks için en yüksek ölçülen volatilite dönemi 2001 yılı bulunmuştur. Bunun sebebi kuşkusuz 2001 yılında meydana gelmiş olan finansal krizin göstermiş

olduğu etkilerdir. Diğer yandan, BİST Bankacılık endeksi BİST 100 endeksine göre daha oynak bir yapıya sahip olduğu tespit edilmiştir.

Karahanoglu ve Ercan (2015) ise çalışmalarında Borsa İstanbul'da işlem gören bankalardan oluşan BNK10 endeksinin 2000-2015 yılları arasındaki günlük verilerinden hareketle volatilité modellemesini araştırmıştır. Ayrıca endekste kaldıraç etkisinin bulunup bulunmadığı da araştırılmıştır. Analiz bulgularına göre endekste kaldıraç etkisinin varlığı tespit edilmiş ve endeks volatilitésini açıklayan en iyi model ise TGARCH modeli olduğu bulunmuştur.

Kula ve Baykut (2017), çalışmalarında BİST Banka endeksinin volatilité yapısını doğrusal olmayan GARCH ailesi modellerinden MSGARCH modeli ile incelemişlerdir. 1997-2016 dönemini kapsayan günlük 4959 veri ile endeksin volatilité yapısı düşük volatilitéye sahip “düşük riskli rejim” ve yüksek volatilitéye sahip “yüksek riskli rejim” biçiminde iki rejimli olarak analiz etmiştir. Sonuç olarak BİST Banka endeksinde düşük volatilitéye sahip “düşük riskli rejim” ısrarcılığı hâkim olduğu tespit edilmiştir.

Bu kısımdan sonra Türkiye’de farklı endeks verilerinden hareketle yapılmış olan volatilité modellemesini araştıran çalışmalara yer verilmiştir.

Kalaycı (2005), çalışmasında İMKB’de ki hisse senedi piyasasının getiri oynaklığının belli başlı makroekonomik değişkenlerin oynaklığı ile açıklamaya çalışmıştır. Çalışmada 1990-2003 verileri kullanılarak GARCH modeliyle analiz edilip ulaşılan sonuçlar neticesinde şartlı varyanslar kullanılarak çoklu regresyon analizi uygulanmıştır. Çalışmanın sonucu olarak İMKB’nin yeterince aktif olmadığını ve borsada getiri hareketlerinin makro etkiler ve temel finansal etkiler dışında belirlendiği anlamına geldiğini belirtmiştir.

Akay ve Nargeleçekenler (2006), çalışmalarında finansal volatilitéyi, hisse senetlerini ve döviz kurunu dikkate alarak incelemişlerdir. Buna ek olarak çalışmalarında TL/Dolar satış fiyatını ve İMKB Ulusal 100 kapanış fiyatlarını kullanarak Türkiye’deki finansal volatilitéyi tahmin etmeyi amaçlamışlardır. Dolar kuru için ARCH (2) modeli uygun volatilité modeli belirlenirken İMKB100 için GARCH (1,2) belirlenmiştir. Yapılan analiz sonuçlarında ARCH etkisinin testi neticesinde volatilité etkisi iki zaman serisinde de bulunmuştur. Bunun sonucunda uygun volatilité modellerini iki zaman serisi için de tahmin etmişlerdir. Buna

göre, İMKB 100 serisi için GARCH modeli anlamlı iken döviz kuru serisi için ise ARCH modelini anlamlı bulmuşlardır. Son olarak ise kriz dönemlerinin oluşturduğu ekonomik belirsizliklerin, İMKB ve Döviz kuru değişkenlerinin oynaklıklarını artırdığı sonucuna ulaşmışlardır.

Akar (2007), çalışmasında alternatif volatilité modellerinin öngörü başarımlarını karşılaştırmıştır. İMKB100 endeksi haftalık kapanış verilerini kullanarak getiri volatilitesi SWARCH, GARCH ve ARCH metotlarıyla tahmin etmiş ve bu tahminlerden hareketle birtakım öngörülerde bulunmuşlardır. Öngörü performansları gerçekleşen volatilité baz alınarak bazı hata istatistikleriyle değerlendirilmiştir. Analizler sonucunda ise GARCH ve ARCH modellerine göre SWARCH modellerinin görece daha az ısrarcılığa sahip olduğunu tespit edilmiştir. Elde edilen sonuçlardan dinamik ve kayan pencere yaklaşımlarına göre yapılan tahminler bakımından SWARCH modellerinin daha iyi performans sergilediğini ortaya koymuştur.

Kayahan, Aydemir ve Akçay (2009) çalışmalarında, döviz kurlarını EWMA modeli aracılığı ile oynaklık tahminlerini yıllar itibariyle yapmışlardır. Hesaplamalarda 2005-2007 yılları arasındaki döviz kurları (dolar ve Euro) ele alınmış ve oynaklık tahmin sonuçları EWMA modeli vasıtasıyla yıllık ve günlük olarak sunmuşlardır. Yapılan geriye dönük test (backtesting) analizi neticesinde, hesaplamalarda kullanılan lambda katsayılarının EWMA modelinde belirlenen güven sınırları içerisinde anlamlı tahminler oluşturduğunu saptamışlar ve böylece modelin güvenilirliğini de test etmişlerdir.

Tuna ve İsabetli (2014) makalelerinde, finansal piyasalarda volatilité kavramı üzerinde durmuş ve bunun için 2002-2012 dönemi arasında İMKB 100 endeksinde volatilité modellenmelerini incelemişlerdir. Yapılan analizler neticesinde, GARCH katsayısının yüksek değerde olduğu bulunmuştur. Bu durum ise volatilitenin süreklilik gösterdiğine işaretler ve buna göre, piyasalara t döneminde etki etmiş bir şokun, t+1 ve sonraki dönemlerde de etkisini devam ettirdiği sonucuna ulaşmışlardır.

Şahin ve Öncü (2015), çalışmalarında Türkiye’de 1997 – 2014 yıllarını kapsayan volatilité konulu lisansüstü tezlerini inceleyerek alandaki araştırma eğilimlerini belirlemişlerdir. Analize sonuçlarına göre Türkiye’de volatilité

konulu 167 lisansüstü tezin gerçekleşmiş olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu tezlerin 51'i doktora ve 116'sı yüksek lisans tezidir. Fakat yayınlanmasına izin verilen 117 tezin 51'i izinsizdir. En çok kullanılan modelin 96 defa ile GARCH modeli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. BİST100 endeksi 58 defa ile en çok ele alınan endekstir. Veri sıklığı En çok kullanılan günlük verilerin ise 96 defa kullanılmış olduğu bilgilerini elde etmişlerdir.

Gürsoy ve Eroğlu (2016), çalışmalarında kırılğan beşli diye nitelendirilen (Brezilya, Endonezya, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye) ülkelerin hisse senedi piyasalarının birbirleri arasında bir etkileşimin bulunup bulunamadığını analiz etmişlerdir. Bahsi geçen ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında çok değişkenli VAR ve E-GARCH modellerinden faydalanılarak volatilité ve getiri yayılımı ölçülmeye çalışılmıştır. Analize 2006 ile 2015 dönemini kapsayan, hisse senetlerinin günlük kapanış fiyatları dahil edilmiştir. Kırılğan beşli ülkeleri genellikle gelişmekte olan ülkeler olarak nitelendirilmektedir. Yapılan birçok çalışmada piyasalar arasında getiri ve volatilité yayılımı olduğu görülmüştür. Bu çalışmada ise diğer çalışmaların aksine kırılğan beşli ülkelerin arasında bir etkileşiminin olmasına rağmen bu etkileşimin fazla güçlü olmadığı vurgulanmıştır. Bir diğer bulguda, volatilité yayılımı Hindistan piyasasından diğer piyasalara doğru oluşurken getiri yayılımı ise Endonezya piyasasına diğer dört ülke piyasasından oluşmaktadır.

Karcioğlu ve Özer (2017), makalelerinde tatil anomalilerinin ve haftanın günlerini BIST'de oluşan oynaklık ve getiri üzerindeki etkilerini analiz etmişlerdir. Çalışma içeriği, oynaklığı ve anomalileri incelemek için 2002-2016 yılları arasında BIST 100, BIST Sinai, BIST Maliye, BIST Teknoloji ve BIST Hizmet endeksleriyle ilişkili günlük kapanış verilerini kullanmışlar ve analiz yöntemlerinden ARCH-GARCH yöntemleri ile bu verileri analiz etmişlerdir. Ayrıca, bu çalışmada 2008 yılında meydana gelmiş olan global krizin etkisini yansıtabilmek amacıyla kriz dönemi ve kriz sonrası olmak üzere iki döneme ayırmışlardır. Bu kapsamda, kriz dönemi olarak 02.01.2008 ile 30.08.2009 tarihleri belirlemişlerdir. Yapılan çalışmanın sonucunda ise kriz dönemi ve kriz sonrası dönemde BIST'de volatilité ve getiri üzerinde tatil ile haftanın günleri etkisi anomalilerini saptamışlardır. Bununla birlikte Borsa İstanbul kapsamında

işlem gören 5 endeks üzerinde pazartesi günü negatif getiri, çarşamba günü ise BIST Sınai dışında kalan endekslerde pozitif getiri elde edildiğini görmüşlerdir.

Çelik, Özdemir ve D. Gülbahar (2018), çalışmalarında gelişmiş piyasa olarak ABD ile Endonezya, gelişmekte olan ülke olarak da Malezya ve Türkiye gibi ülkelerindeki İslami pay senetleri arasında muhtemel volatilité ve getiri yayılımlarını araştırmışlardır. Haziran 2012 ile Haziran 2017 dönemine ait günlük veriler MSCI (Morgan Stanley Capital International) aracılığıyla elde edilmiştir. Yapılan analiz sonuçlarına göre, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasında simetrik olmayan ve çok taraflı bir volatilité ve getiri yayılımı olduğu tespit edilmiştir. Türk piyasasındaki İslami endeksine doğru herhangi bir getiri yayılımı bulunmadığı ve en az volatilité kalıcılığına sahip olan ülkenin de Türkiye olduğu ifade edilmiştir.

Baykut ve Kula (2018); çalışmalarında endeksler arasında yer alan BİST-50 endeksinin 2007-2016 yıllarını kapsayan günlük kapanış verileri üzerinden asimetrik durumunun meydana çıkarılması maksadıyla iki doğrusal (ARCH ve GARCH) ve üç asimetrik (EGARCH, PARCH ve TGARCH) model ile analiz ederek volatilité yapısını tespit etmek istemişlerdir. Yapılan analiz sonucunda endeksin volatilité yapısını GARCH (2,1) modeli ile açıklamış olup BİST-50 endeksinin günlük volatilitesi %1,76 volatilité ısrarcılığını ise 16,14 gün, olarak hesaplamışlardır.

Kuzu (2018), yapmış olduğu çalışmada 2011 ile 2017/3 dönemine ait BİST-100 endeksinin günlük kapanış verilerini dikkate alarak BIST-100 Endeksinin getiri oynaklıklarının ARCH, GARCH, T-GARCH ve E-GARCH modelleriyle, hangi modelin açıklayıcılık derecesinin en yüksek olduğunu ortaya çıkarmayı amaçlamıştır. Yapılan analiz sonuçlarında modeller arasında T-GARCH modelinin BIST 100 getiri volatilitésinin meydana getirilmesinde en başarılı sonuçlar verdiğini gözlemlemiştir.

1.6.2. Dünya Piyasalarında Volatilité Üzerine Yapılmış Olan Çalışmalar

Bankacılık endeksinin volatilitesi üzerine yapılmış olan çalışmalar Türkiye’de olduğu gibi uluslararası literatürde de oldukça kısıtlı bir şekilde

kalmıştır. Bu çalışmalardan birkaç örnek vermek gerekirse:

Birau, Trivedi ve Antonescu (2015) tarafından yapılan çalışmada, Hindistan Bombay Borsası'nda yer alan banka endeksinin (BANKEK) volatilité yapısı incelenmiştir. 2002-2014 dönemini kapsayan analiz bulgularına göre banka endeksinin volatilité öngörüsünde bulunan en iyi modelin GARCH (1,1) modeli olduđu sonucuna varılmıştır. Ayrıca, yazarlara göre özellikle kriz dönemlerinin bu endeksin volatilitésinin en çok artış gösterdiği dönemler olduđu vurgulanmıştır.

Tamilselvan ve Shaik (2016) ise çalışmalarında Muskat Borsası'nda yer alan (MSM-30, MSM-Banka, MSM-Sanayi ve MSM-Hizmet) dört endeksin volatilité yapısını GARCH (1,1), EGARCH (1,1) ve TGARCH (1,1) modellerini kullanarak incelemişlerdir. Analiz bulgularına göre ilgili tüm endeksler için volatilité tahmininde en uygun model GARCH (1,1) modeli olduđu tespit edilmiştir.

Bu kısımdan sonra uluslararası literatürde farklı endeksler üzerine yapılmış olan diğér çalışmalar gösterilmiştir.

Hsieh (1989) on yıllık günlük verileri kullanarak beş döviz kuru için ARCH ve GARCH modellerini tahmin ettiğı çalışmada volatilité ölçümünde ve verileri tanımlamada en iyi modelin GARCH modeli olduđu sonucunu vermektedir. Aynı şekilde Taylor (1994), Bekaert ve Harvey (1997), Aggarwal vd., (1999), Brooks ve Burke (2003), Frimpong ve Oteng (2006) ve Olowe (2009) da çalışmalarında benzer şekilde GARCH modelinin volatilité ölçümünde kullanılabilecek en iyi model olduđu sonucuna ulaşmışlardır.

Gokcan (2000) çalışmasında, Şubat 1988 ile Aralık 1996 dönemini kapsayan yedi gelişmekte olan ülkenin aylık borsa getirileri üzerine doğrusal olan (GARCH) modeli ile doğrusal olmayan (EGARCH) modelini kıyaslamıştır. Analiz sonuçlarında gelişmekte olan ülkeler için doğrusal (GARCH) modeli doğrusal olmayan (EGARCH) modeline göre volatilité tahmininde daha iyi performans sergilediğı görülmektedir.

Awartani ve Corradi (2005) S&P 500 Kompozit Fiyat Endeksinin 3065 adet günlük verisiyle yaptığı analizinde Asimetrik GARCH modellerinin volatilité tahmininde daha güçlü bir performans sergilediklerinin sonucuna ulaşmıştır. Bu çalışmaya ek olarak, Miron ve Tudor (2010) ve Su (2010) da farklı ülkelere ait

hisse senetlerinin günlük getirileri için volatilité tahmininde Asimetrik GARCH (TGARCH, PGARCH, EGARCH, ve GARCH-M gibi) modellerinin çok önemli bir rol oynadıklarını, özellikle EGARCH modelinin asimetrik GARCH modelleri ailesinde diğér tiplere kıyasla volatilité tahmininde daha fazla uygunluk gösterdiğini bulmuşlardır.

Rashid ve Ahmad (2008) ve Goudarzi ve Ramanarayanan (2011) çalışmalarının başlıca bulguları; normallik olmama, volatilité kümeleri, negatif çarpıklık, gelişmekte olan ekonomilerden toplanan veriler için şişman kuyruk (leptokurtosis) oluşumu; bunlara ek olarak, volatilité tahmini için en uygun model GARCH modelidir.

DSE20 (Dakka Borsası) ve DSE genel endeksi günlük verilerini kullanarak GARCH, EGARCH, PARCH ve TARCH modellerini kıyaslama modelleri olarak kullanan Alam vd., (2013) hem DSE20 hem de DSE genel endeks getiri serilerinin geçmiş oynaklığının, mevcut oynaklığı önemli ölçüde etkilediğini ortaya koymaktadırlar. Ayrıca, örneklem içi istatistiksel performansa dayanarak hem ARCH hem de PARCH modelleri ortak bir şekilde DSE20 endeksi getirisi için en iyi performans gösteren model olarak kabul edilirken, DSE genel endeksi getiri serisi için ARCH modeli diğér modellerden daha iyi performans gösterdiğini ifade etmektedirler.

Son olarak Charles ve Darne (2019) bitcoin getirilerinin volatilitésini altı farklı GARCH tipi modelini kullanarak tahmin etmeye çalıştıkları çalışmalarında, üzerinde çalışılan hiçbir modelin bitcoin getirilerinin volatilitésini modellemeye uygun olmadıkları sonucuna ulaşmışlardır.

İKİNCİ BÖLÜM

MODELLEME

Hisse senedi fiyatlarındaki oynaklığın ölçülmesi ve tahmin edilmesi, genel olarak finans alanında ve özel olarak yatırım kararlarında, finansal varlıkların fiyatlarının dinamik hareketleri nedeniyle önemli bir kavramdır. Bu durum, araştırmacıların dünya çapındaki finansal piyasalardaki borsa getirilerinin değişkenliğini yakalamak için birçok matematiksel ve istatistiksel model önermelerine neden olmuştur. Najar (2016) birçok araştırmacının, sabit varyansın ana varsayımı altında çalışan geleneksel zaman serisi modellerinin, hisse senedi getirisi hareketlerini tahmin etmede gerçekte doğru sonuçlar vermediğini söylemektedir. Bu nedenle, Engle (1982) çalışmasında, koşullu varyansın zaman içinde geçmiş hataların bir fonksiyonu olarak değişmesine izin veren ARCH modellerinin kullanımını önermiştir.

Bollerslev (1986) ise ARCH modelindeki birtakım eksiklikleri gidermek adına bu modeli genişleterek Genelleştirilmiş ARCH modelini literatüre kazandırmıştır. ARCH modelinde göre GARCH modeli daha fazla geçmiş bilgiye dayanmaktadır, ayrıca gecikme yapısı da ARCH modeline göre daha esnektir. Araştırmacılar geliştirilen her bir modelin eksiklerini gidermek için birçok model geliştirmiştir. Bunlara örnek vermek gerekirse; Engle vd. (1987), tarafından koşullu varyansın ortalamanın belirleyicisi olmasını sağlayan GARCH-M'yi geliştirmiştir. Bir başka deyişle, bir serinin ortalamasının kendi koşullu varyansına bağlı olduğunu ileri sürmüşler. Nelson (1991), volatilitedeki muhtemel asimetriyi test edebilmek adına koşullu varyansın gecikmeli hata terimlerinin pozitif ya da negatif olmalarını da dikkate alan Üssel Genelleştirilmiş ARCH (EGARCH) modelini ortaya koymuştur. Glosten vd., (1993) GJR GARCH modelini, Ding vd., (1993) Asymmetric Power GARCH (APGARCH) modelini, Zakoian (1994) TGARCH modelini, Caporin ve McAleer (2006) ise DAGARCH modeline ek olarak CARR ve QGARCH modellerini ileri sürmüşlerdir.

Geleneksel ekonomik modeller varyansın sabit olduğunu yani zaman içerisinde farklılık göstermediğini bunun yanı sıra zamandan bağımsız bir şekilde hareket ettiği varsayımını kabul ederken doğrusal olmayan modeller bunun aksini iddia etmektedirler. Ayrıca finansal zaman serilerinin sabit olmadığı yani değişimlerinin birbirini takip ettiği durumlarda hata teriminin sabit olmayan varyansa sahip olduğunu ve volatilité kümelenmesinin varlığının simgesi olduğu kabul edilmektedir (Var, 2015: 67). Sabit olmayan yani değişen varyansı koşullu ve koşulsuz varyans olarak iki ana başlıkta göstermek mümkündür (Gökçe, 1998: 5). Bu çalışmada koşullu değişen varyans modellemeleri üzerinde durulacaktır. Koşullu değişen varyans modelleri ARCH başlığı altında toplanmaktadır (Gökçe, 1998:6). Engle (1982) literatüre kazandırdığı ARCH (Otoregresif Koşullu Değişen Varyans) modeli ile geleneksel zaman serisi modellerinde değişmeyen(sabit) varyans varsayımı yerine hata terimi varyansının geçmiş dönem hata terimlerinin karelerinin bir fonksiyonu olarak farklılaşmasına imkân tanımaktadır. Daha sonra ARCH modellemesindeki eksiklikleri gidermek adına Bollerslev (1986) ARCH modelini geliştirerek GARCH modelini ortaya atmıştır. Bollerslev'den sonra literatüre ARCH-M ve GARCH-M modelleri dışında asimetrik koşullu değişen varyans modelleri de kazandırılmıştır. Çalışmada koşullu değişen varyans modelleri ilerleyen kısımlarda ayrıntılı olarak ele alınacaktır.

2.1. VOLATİLİTE TAHMİNİNDE KOŞULLU ORTALAMA MODELLERİ

Finansal verilerde serinin varyansının ve ortalamasının modellenmesi zaman serisi analizleri ile yapılmaktadır. Bu kısımda, AR(p) (otoregresif model), MA(q) (hareketli ortalamalar modeli), ARMA(p,q) (otoregresif hareketli ortalamalar modeli) ve ARIMA(p,d,q) (entegre otoregresif hareketli ortalamalar modeli) süreçleri detaylı bir şekilde incelenecektir.

2.1.1. Otoregresif Süreç: AR(p)

Yule (1927) tarafından literatüre kazandırılan AR modellerinde zaman serisinin şu anki değeri hata teriminden ve kendisinden önceki dönem değerlerinden etkilenmektedir. Buna, cari döneme ait faiz artış oranının önceki

dönem aylara ait faiz artış oranı arasında bir ilişki olduğu şeklinde örnek verilebilir.

AR modeli aşağıdaki formül gibi gösterilmektedir (Yule,1927:278):

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

İlişki p'ninci dereceden AR süreçli bir modeldir. Formüldeki ε_t sabit varyanslı, sıfır ortalamalı ve ilişkisiz bir hata terimidir. Beyaz Gürültü Süreci olarak da isimlendirilen bu süreç de a_0 ise değişen sürecin ortalamasıyla bağlantı sağlayan sabit terimi ifade etmektedir.

Hipotetik olarak proses sıfıncı dönemden başlatıldığı için y_0 başlangıç koşullu olmaktadır. Genelleştirilmiş formül aşağıdaki gibi gösterilebilmektedir.

$$y_t = a_0 \sum_{i=0}^{t-1} a_1^i + a_1^t y_0 + \sum_{i=0}^{t-1} a_1^i \varepsilon_{t-i} \quad (2.2)$$

Bakıldığında $i=0$, $t=1$ olduğunda formül yapısı yukarıdaki formül ile aynı şekle gelmektedir (Frances ve Dijk, 2000: 21).

Beklenen değer aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$E(y_t) = a_0 \sum_{i=0}^{t-1} a_1^i + a_1^t y_0 \quad (2.3)$$

Beklenen değer s zaman sonrası için güncel hale getirildiğinde:

$$E(y_{t+s}) = a_0 \sum_{i=0}^{t+s-1} a_1^i + a_1^{t+s} y_0 \quad (2.4)$$

şekline gelmektedir. Yukarıdaki her iki formülün de zamanla ilişkili olduğu görülmektedir. Serinin durağan olmaması $E(y_{t+s})$ ve $E(y_t)$ 'nin birbirine eşit olmamasından anlaşılmaktadır. Şayet "t" yeterince büyükse y_t 'nin,

$$y_t = a_0 \sum_{i=0}^{t-1} a_1^i + a_1^t y_0 + \sum_{i=0}^{t-1} a_1^i \varepsilon_{t-i} \quad (2.5)$$

denklemindeki limit değerinin göz önünde bulundurulması gerekmektedir.

Eğer $|a_1| < 1$ ise, t sonsuza giderken $(a_1)^t y_0$, sıfıra ve aynı anda $a_0[1 + a_1 + (a_1)^2 + (a_1)^3 + \dots]$, $a_0/(1 - a_1)$ yaklaşmaktadır.

$$\lim y_t = \frac{a_0}{(1-a_0)+\sum_{i=0}^{\infty} a_1^i \varepsilon_{t-i}} \quad (2.6)$$

Yukarıdaki formülde belirtildiği gibi yeterli ölçüde büyük t dönemi içerisinde

$$E(y_t) = \frac{a_0}{(1-a_0)} \quad (2.7)$$

olduğu takdirde, y_t 'nin zamanla ilişkili olmayan sabit süreci belirttiği görülmektedir. Bu nedenle belirtilen t dönemlerinin tümü için beklenen değer μ ile aynı olmaktadır.

Koşullu varyans:

$$\begin{aligned} E(y_t - \mu)^2 &= E[(\varepsilon_t + a_1 \varepsilon_{t-1} + (a_1)^2 \varepsilon_{t-2} + \dots)^2] \\ &= \sigma^2 [1 + (a_1)^2 + (a_1)^4 + \dots] \\ &= \frac{\sigma^2}{[1 - (a_1)^2]} \end{aligned} \quad (2.8)$$

Koşullu ortalama:

$$\begin{aligned} E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] &= E\{[\varepsilon_t + a_1 \varepsilon_{t-1} + (a_1)^2 \varepsilon_{t-2} + \dots][\varepsilon_{t-s} + a_1 \varepsilon_{t-s-1} + (a_1)^2 \varepsilon_{t-s-2} + \dots]\} \\ &= \sigma^2 (a_1)^s [1 + (a_1)^2 + (a_1)^4 + \dots] = \frac{\sigma^2 (a_1)^s}{[1 - (a_1)^2]} \end{aligned} \quad (2.9)$$

şeklinde bulunmaktadır.

Zamana bağlı kalarak y_t sürecinin varyans ve kovaryansı değişmemekte ve literatürde ‘‘zayıf durağan’’ ismiyle nitelendirilmektedir

$$y_t = a_0 \sum_{i=0}^{t-1} a_1^i + a_1^t y_0 + \sum_{i=0}^{t-1} a_1^i \varepsilon_{t-i} \quad (2.10)$$

Özet olarak, kısıtlayıcı değer kullandığımız formüllüyle y_t serisi durağandır. $|a_1| < 1$ ve y_0 olduğu zaman, t zamanının büyük olma zorunluluğu vardır

2.1.2. Hareketli Ortalama Süreci: MA(q)

AR süreci tek başına Y değerlerini meydana getiren mekanizma değildir. Y_t değerini cari dönem T ve önceki dönemlerdeki hata terimleri de meydana çıkartıyor olabilir (Kökçen, 2010: 7). Eğer serinin şimdiki hata terimi gecikmeli hata teriminden etkileniyorsa Hareketli Ortalama Süreci tanımlanıyordur (Sunday, 1990). Hareketli ortalama modelinin ilk defa Slutsky (1927) tarafından incelendiği literatürde görülmektedir.

MA modelinin q'nuncu dereceden formül gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (2.11)$$

Formülde; $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ değişkenleri negatif (-) veya pozitif (+) olabilmektedir. Sabit bir terimi μ ifade etmekten ε_t ise belli bir şekli olmayan değişken bir hata terimidir. Bu hata teriminin bir beyaz gürültü süreciyle meydana çıktığı öngörülmektedir.

Hareketli ortalama (q) süreci için y_t 'nin beklenen değeri aşağıdaki gibidir:

$$E(y_t) = \mu + E(\varepsilon_t) = \theta_1 E(\varepsilon_{t-1}) + \dots + \theta_q E(\varepsilon_{t-q}) = \mu \quad (2.12)$$

γ_0 ile gösterilen γ_t 'nin hareketli ortalama süreci;

$$\begin{aligned} \gamma_0 &= E(y_t - \mu)^2 = E(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q})^2 \\ &= \sigma^2 + \theta_1^2 \sigma^2 + \theta_2^2 \sigma^2 + \dots + \theta_q^2 \sigma^2 \\ &= \sigma^2 (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2) \end{aligned} \quad (2.13)$$

şeklinde oluşmaktadır. t döneminde başlayan değişken süreç ilerledikçe başlangıç noktasından uzaklaşacağından, γ_t 'nin varyansının sonsuz olmadığı kabul edilmektedir (Hamilton, 1994: 50).

MA (1) süreci birinci dereceden hareketli ortalama süreci ismiyle de nitelendirilmektedir. θ ve μ rastgele bir sabit terim, ε_t beyaz gürültü süreci olduğu takdirde aşağıdaki gibi formüle edilmektedir:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \quad (2.14)$$

MA terimi, y_t 'nin ε 'un yakınındaki iki değerin ortalamasından ve ağırlıklı toplamından oluşmaktadır (Hamilton, 1994: 48-50). Formülde y_t 'nin beklenen değeri aşağıda gösterildiği gibidir:

$$E(y_t) = E(\mu + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}) = \mu + E(\varepsilon_t) - \theta E(\varepsilon_{t-1}) = \mu \quad (2.15)$$

Formüldeki μ sabit terim olacak şekilde kullanılmıştır. μ sürecin esas noktası haline tahvil edildiğinde, sonuçların tahmin edilmesi amacıyla kullanılmaktadır. y_t için varyans değeri;

$$\begin{aligned} (y_t - \mu)^2 &= E(\varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1})^2 \\ &= E(\varepsilon_t^2 + 2\theta \varepsilon_t \varepsilon_{t-1} + \theta^2 \varepsilon_{t-1}^2) \\ &= \sigma^2 + 0 + \theta^2 \sigma^2 \\ &= (1 + \theta^2) \sigma^2 \end{aligned} \quad (2.16)$$

Bir gecikme için hesaplanacak otokovaryans değeri:

$$\begin{aligned} E(y_t - \mu)(y_{t-1} - \mu) &= E(\varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-1} + \theta \varepsilon_{t-2}) \\ &= E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-1} + \theta \varepsilon_{t-1}^2 + \theta \varepsilon_t \varepsilon_{t-2} + \theta^2 \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-2}) \\ &= 0 + \theta \sigma^2 + 0 + 0 \end{aligned} \quad (2.17)$$

$k > 1$ için gecikme için hesaplanacak otokovaryans değeri:

$$E(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu) = E(\varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-k} + \theta \varepsilon_{t-k-1}) = 0 \quad (2.18)$$

biçiminde gösterilmektedir. Yukarıdaki üç formülde otokovaryans ve ortalamanın

zamanın bir fonksiyonu olmadığı anlaşılmaktadır. Bu nedenle MA (1) sürecinde θ 'nın değerine bakılmaksızın zayıf durağan olduğu görülmektedir (Hamilton, 1994: 48).

2.1.3. Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci: ARMA (p, q)

ARMA modellerinde y_t süreci, hem hata teriminin gecikmeli ve şimdiki değerlerinin hem de y_t 'nin gecikmeli değerlerinin ağırlıklı toplamı ile oluşmaktadır. AR (p) ve MA (q)'ya göre ARMA (p, q) modeli,

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (2.19)$$

şeklinde yazılmaktadır (Box ve Jenkins, 1970). Formülde $q=0$ olduğunda AR (p), $p=0$ olduğunda MA (q) modeli oluşmaktadır. q ve/veya p sonsuz sayıda değerler alabilmektedirler. Yukarıdaki formüle $Ly_t = y_{t-1}$ ve L gecikme operatörü eklenerek formül tekrardan kurulursa;

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) y_t = c + (1 + \phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q) \varepsilon_t \quad (2.20)$$

şekline dönüşür (Kurt ve Gooijer, 1994: 532). Yukarıdaki denklemin her iki yanı $(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)$ ile bölünürse $y_t = \mu + \psi(L) \varepsilon_t$ formülü elde edilmektedir. Burada;

$$\psi(L) = \frac{(1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q)}{(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)} \quad \sum_{j=0}^{\infty} |\psi_j| < \infty$$

$$\mu = \frac{c}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p} \quad (2.21)$$

haline dönüşmektedir. Bu yüzden durağan Otoregresif Hareketli Ortalama modeli sürecinde otoregresif değişkenler $\phi_1 - \phi_2 \dots \phi_p$ bağılıyken hareketli ortalama değişkenlerinde bağılı değildir. Farklı bir şekilde ifade edildiğinde sürecin durağan olduğu varsayıldığında ortalaması zaman süresince sabit kalmaktadır.

2.1.4. Entegre Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri: ARIMA

Zaman serilerinin durağan olmamasından dolayı farkının alınması işlemi sonrasında serinin durağan hale getirilmiş olmasına entegre otoregresif hareketli ortalama modelleri denilmektedir. ARIMA (p, d, q) olarak gösterilen bu üç parametre; p = AR sürecinin mertebesi; d = Durağanlık için fark derecesi; q = MA sürecinin mertebesi şeklinde ifade edilir (Johnston ve Dinardo, 1997).

ARIMA (p, d, q) süreci aşağıda bulunan formül gibi ifade edilmektedir:

$$(1 - a_1L - a_2L^2 - \dots - a_pL^p)\Delta^d Y_t = \delta + e_t + \theta_1 e_{t-1} + \dots + \theta_q e_{t-q} \quad (2.22)$$

Farkı alınan Y_t sürecinin ($W_t = \Delta d Y_t$) ortalaması,

$$\mu_w = \frac{\delta}{1 - a_1 - a_2 - \dots - a_p} \quad (2.23)$$

şeklinde ifade edilir. Y_t 'nin deterministik bir trend oluşturabilmesi için $\delta \neq 0$ olması gerekmektedir.

Zaman serisi modellerinin hareketlerini hem analitik hem de zaman serilerinin sistematik kısmını tahmin etmek için ARIMA modelleri kullanılmaktadır. Bu modellerin temel yaklaşımı, konu edilen değişkenin cari değerlerinin önceki değerlerinin ağırlıklı toplamının yanında rassal şokların bileşimine dayanmasıdır.

Serilerin durağan bir yapıya sahip olup olmaması ya da mevsimlik özelliği gösterip göstermemesi model seçiminde belirleyici olmaktadır. Bunun için ilk olarak zaman serisinin özellikleri ortaya konularak uygun olan modelin seçilmesi gerekmektedir. Bu amaçla Box ve Jenkins (1970) tarafından ileri sürülmüş olan Box-Jenkins yaklaşımı ARIMA modellerinin öngörüsü için kullanılan yöntemdir. Box-Jenkins Yaklaşımı zaman serisi modellerini oluştururken kullanılan yaklaşımlardan en sık kullanılan yaklaşımlardan biridir. Bu yaklaşımının amacı en uygun modeli bulmaya çalışırken en az değişkeni kullanmaktır. Box-Jenkins yaklaşımı aşağıdaki aşamalardan oluşmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 179):

Aşama 1:

Veri Hazırlama:

Durağan olmayan seriler durağan şekle getirilir.

Model Seçimi:

➤ Kısmi otokorelasyon ve otokorelasyon değerleri potansiyel modelleri seçmek için hesaplanır.

Aşama 2:

Tahmin:

➤ Potansiyel modellerdeki değişkenlerin oranlanması yapılır.

➤ En iyi modelin seçilebilmesi için uygun kriterler kullanılır.

Tanı (Ayırt Edici) Kontrol:

➤ Hata terimlerinin kısmi otokorelasyon ve otokorelasyon değerleri gözden geçirilir.

Aşama 3:

Ön raporlama:

➤ Kontrol amacı ve ön raporlamayla model kullanılır.

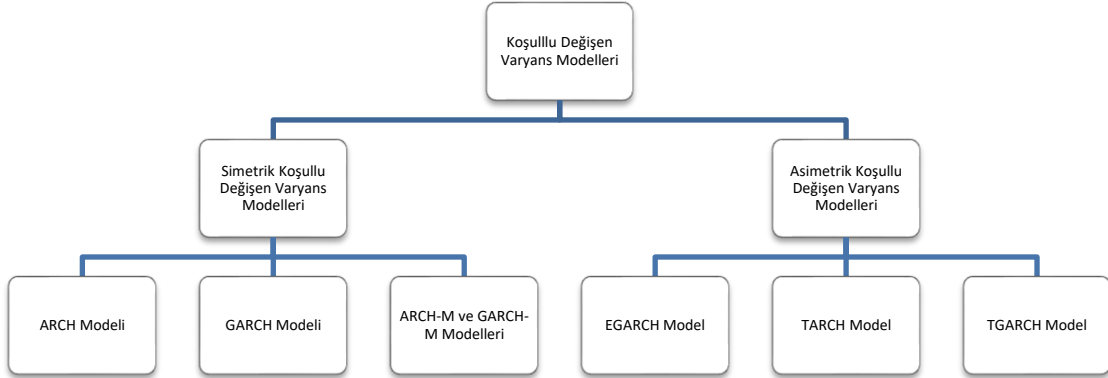
Kullanılacak verileri modelleme aşamasına geçirmeden önce Box-Jenkins yaklaşımıyla modellemeye hazır hale getirmek gerekmektedir. Bahsedilen hazır hale getirmek ise durağanlık analizinin yapılması gerekliliğidir. Yapılan analiz sonucu veriler durağanlık koşulunu sağlamıyorsa gerekli olan dönüşümler yapıldıktan sonra durağan hale getirilmelidir. Bu işlem tamamlandıktan sonra veri seti uygun zaman serisi modeliyle modellenir (Çolak, 2013: 47).

2.2. VOLATİLİTE TAHMİNİNDE KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ

Geleneksel ekonomik modelin varsayımlarından bir tanesi de tahmin edilen modelin homoskedastik karaktere sahip olmasıdır. Fakat yatay-kesit verileri ve döviz kuru, enflasyon oranı, faiz oranı, hisse senedi fiyatı gibi finansal zaman serisi bilgilerinin kullanıldığı ekonometrik modellerin tahmin edilmesi sonucunda hata teriminin varyansının farklılaşabileceği gözlemlenmektedir (Çil, 2018: 423).

Koşullu değişen varyans modelleri simetrik koşullu değişen varyans

modelleri ve asimetrik koşullu varyans modelleri olarak ikiye ayrılmaktadır.



Şekil 1: Koşullu Değişen Varyans Modelleri

Bir varlık getiri serisinde oynaklık modelini oluşturmak için ilk önce aşağıda belirtilen adımların uygulanması gerekmektedir (TSay, 2010: 113-114).

- Veride serilerin bağımlılığını (otokorelasyonunu) test ederek veride doğrusal bağımlılığı kaldırmak için ekonomik modelin (ARMA modeli gibi) kurulması ve ortalama denklemin belirlenmesi,
- Ortalama denklemin kalıntılarını kullanarak ARCH etkisini test etmek,
- ARCH etkisinin istatistiksel namına anlamlı olup olmadığına bakıp, anlamlı ise oynaklığın modelini belirleyerek ortalama ve oynaklığın denklemlerin tahmininde bulunmak,
- Uygun model kontrol edilmeli ve gerekiyorsa düzeltilmelidir.

2.2.1. Simetrik Koşullu Değişen Varyans Modelleri

Finansal piyasalarda meydana gelen şokların (negatif veya pozitif) volatilité üzerindeki etkisinin değişmediğini varsayan modellere simetrik koşullu değişen varyans modelleri denmektedir. Literatürde ARCH (Oto regresif Koşullu Değişen Varyans Modeli), GARCH (Genelleştirilmiş Oto regresif Koşullu Değişen Varyans Modeli), ARCH-M (Ortalamada ARCH) ve GARCH-M (Ortalamada GARCH) modelleri oynaklık üzerindeki simetrik etkiyi açıklamaktadır. Bu modeller aşağıda ayrıntılı bir şekilde açıklanmaktadır.

2.2.1.1. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modeli

Engle (1982) tarafından literatüre kazandırılan ARCH modelleri, ekonometrisyenlere belirli bir zamanda serilerin varyansını tahmin etme imkânı tanıyan, koşullu varyansın zamanla değişimine izin veren, ancak koşulsuz varyansı sabit kabul eden yöntemlerdir (Akgün, 2016: 26). Koşulsuz varyans klasik ekonometrinin kabul ettiği ve serinin bütün değerleri için sabit olan varyans olmasına karşın koşullu varyans otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modelinin getirdiği bir yeniliktir ve serinin her noktasında farklılık göstermektedir. Engle, ARCH modeliyle serinin koşullu varyans ve ortalamasının senkronik olarak farklı farklı modellenmesinin muhtemel olduğunu göstermiştir.

ARCH modelinin özellikleri şu şekilde açıklanabilir (Çil, 2018: 427):

➤ Finansal varlık getirilerinin belirleyici öğelerinden şoklar otokorelasyonsuz, fakat bağımlıdır. Bu şoklar arasındaki bağımlılığı volatilité modelleri yansıtmayı amaçlamaktadır. Bunun yanı sıra getiri serilerinde otokorelasyon görülse bile bu çoğunlukla zayıf otokorelasyondur.

➤ Şokların bağımlılığı, yine şokların geçmiş değerlerinin basit karesel fonksiyonuyla belirtilmektedir.

Engle (1982) birinci dereceden otoregresyon denklemini şu şekilde tanımlamıştır:

$$y_t = Yy_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.24)$$

Burada ε_t hata terimi, y_t 'nin koşulsuz ortalaması sıfır iken koşullu ortalaması Yy_{t-1} 'dir ayrıca y_t nin koşulsuz varyansı $O^2/(1-Y^2)$ iken koşullu varyansı O^2 'dir.

Dikkat edilmelidir ki Y 'nin alacağı değerlerin 0 ile 1 arasında olacağından, koşulsuz öngörü varyansın koşullu öngörü varyansından daha büyük olduğudur.

Engle'nin öne sürdüğü koşullu öngörüler yaklaşımının tercih edilmesinin sebebi geçmişte gerçekleşmiş gözlemler ile bugünkü gözlemleri hesaba katması ve öngörü hata varyansının daha küçük olmasıdır (Engle, 1982).

Engle'nin önermiş olduğu ARCH regresyon modeli aşağıdaki gibidir;

Ortalama model denklemi: $y_t | \psi_{t-1} \sim N(x_t, \beta, h_t)$

Varyans model denklemi: $h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + a_p \varepsilon_{t-p}^2$; $\varepsilon_t = y_t - x_t \beta$

h_t : ARCH modelinde kullanılan koşullu varyansı;

p : ARCH sürecinin derecesini;

a : Bilinmeyen parametrelerin vektörünü ifade etmektedir (Engle, 1982).

Modellemede bulunan değişkenlere ilişkin bazı kısıtlamalar bulunmaktadır. Bunlardan ilki; Koşullu varyans h_t , ε_t 'nin gerçekleşen değerleri için sıfırdan büyük olmak zorundadır. Bu nedenle; $a_0 > 0$ ve $i = 1, 2, \dots, p$ olmak üzere $a_i > 0$ kısıtları bahis konusudur. Modeldeki $\varepsilon_{t-1}^2 + \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \varepsilon_{t-p}^2$ değerleri sıfırdan küçük değer olamayacağından, denklemde bulunan bütün ε_t değerleri için h_t denklemi de sıfırdan küçük yani negatif değer alamayacaktır.

Modellemenin ikinci kısıtı ise; α değişkenlerinin a_0 haricinde hepsinin ayrı ayrı veya toplamalarının 1'den küçük olması gerekliliğidir. Sürecin kararlılığının sağlanması açısından bu kısıt gereklidir. Yoksa α değişkenlerinin toplamaları 1'den küçük olmayacağından süreç sonsuz varyansa sahip olacaktır.

ARCH modelleri incelendiğinde doğrusal ve doğrusal olmayan modeller adı altında iki başlıkta toplandığı görülmektedir.

2.2.1.1.1. ARCH Modelinin Zayıf Yönleri

ARCH modellerinin avantajlarının yanı sıra birtakım zayıf yönleri de vardır (Tsay, 2010: 119):

- Modelde bulunan negatif ve pozitif şokların daha önceki dönemlerde meydana gelmiş şokların karelerine bağlı olmaları nedeniyle volatilitede benzer etkiye sahip olduğu varsayılmaktadır. Uygulamadaki duruma baktığımızda ise, finansal varlığın fiyatının pozitif ve negatif şoklara aynı tepkiyi vermediği görülmektedir.
- ARCH modelinde seri, eğer seri sonlu dördüncü ana sahipse, ARCH (1) modelinin $\alpha_1 \in [0, 1]$ aralığında bulunması gerekir. Bu sebeple ARCH modeli oldukça kısıtlayıcıdır. Uygulamada, Gaussian yeniliğe sahip ARCH modellerinin aşırı kurtosiyi yakalama kabiliyetini sınırlar.
- Finansal zaman serilerinin çeşitliliğinin kaynağını anlamada ARCH modeli, yeni bir önsezi sağlamamaktadır. Sadece koşullu varyansın hareketlerini

tanımlamak adına mekanik bir yol sağlar. Zaman serilerinde meydana gelmiş bu tür hareketlerin ortaya çıkmasında neyin neden olduğuna ilişkin hiçbir işaret vermez.

➤ ARCH modellerinin finansal zaman serilerinin oynaklığını, finansal getirilere gelen büyük şoklara yavaş tepki verdiğinden ötürü olduğundan daha büyük tahmin edebilmektedir.

2.2.1.1.2. ARCH Etkisinin Testi

Engle (1982) koşullu değişen varyans modelinde ARCH etkisinin olup olmadığını test etmek amacıyla Lagrange Çarpanı adı verilen diğer adıyla ARCH-LM testini ortaya koymuştur. ARCH modeli tekrarlamalı işlemler gerektirdiğinden, değerlendirmeye başlamadan önce uygun olup olmadığını test etmek istenecektir. Lagrange çarpanı (ARCH-LM) test prosedürü, diğer birçok durumda olduğu gibi bunun için de idealdir (Engle, 1982). ARCH-LM testi sonucunda hata teriminde ARCH etkisi yok ise, ARCH modelini kullanmak yanlış ve gereksiz bir spesifikasyondur.

ARCH-LM testi üç aşamadan oluşmaktadır (Engle,1982).

Birincisi, ARCH-LM testi için ortalama denklemi arzu edilen şekilde modelledikten sonra hata değerleri elde edilir.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_t x_t + u_t \quad (2.25)$$

İkincisi, kalıntıların (hata terimlerinin) kareleri alındığında kalıntıların bağımlı değişken olduğu görülür ve açıklayıcı değişkenlerin incelenen gecikmeye kadar kalıntıların karelerinin gecikmeli değerleri modele katılır. R^2 değerini elde edebilmek için ise regresyon yapılır.

$$u_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 u_{t-1}^2 + \gamma_2 u_{t-2}^2 + \dots + \gamma_p u_{t-p}^2 + v_t \quad (2.26)$$

Üçüncüsü ise LM test istatistiği aşağıda gösterilen formül ile hesaplanır:

$$LM = T x R^2 \sim X_p^2 \quad (2.27)$$

Yukarıdaki formülde gözlem sayısını T , yardımcı regresyonun belirginlik katsayısını ise R^2 göstermektedir. Temel ve alternatif hipotezler aşağıda olduğu gibidir:

$$H_0: \gamma_1 = 0 \text{ ve } \gamma_2 = 0 \text{ ve } \gamma_3 = 0 \text{ ve ... ve } \gamma_p = 0$$

$$H_1: \gamma_1 \neq 0 \text{ veya } \gamma_2 \neq 0 \text{ veya } \gamma_3 \neq 0 \text{ veya ... veya } \gamma_p \neq 0$$

ARCH etkisinin olmadığı yani varyansın modellenmediği durumda temel hipotezin kabul edildiği, ARCH etkisinin olduğu yani varyansın modellendiği durumda ise alternatif hipotezin kabul edildiğinden söz edilir (Brooks, 2014: 251).

2.2.1.2. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli (GARCH)

GARCH modeli, ARCH modelin uygulamalarında meydana gelen zorlukları giderebilmek ve zayıf yönlerini aşmak amacıyla Bollerslev (1986) tarafından ortaya konulmuştur. Bollerslev (1986) çalışmasında daha esnek bir gecikme yapısına izin veren, daha genel ve yeni bir süreç sınıfı olan GARCH'ı tanıtmıştır. ARCH işleminin genişletilmesi, standart AR serisi süreçlerin genel ARMA işlemine genişletilmesine büyük ölçüde benzerlik gösterir ve birçok durumda daha ayrıcalıklı bir tanımlamaya izin verir. Bollerslev GARCH modelinde, ARCH modelini hem daha esnek bir gecikme yapısına hem de daha uzun bir belleğe izin verecek şekilde genişletmeyi amaçlamıştır. Bollerslev, GARCH (p, q) sürecini şu şekilde formülle etmiştir (Bollerslev, 1986):

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t), \quad (2.28)$$

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (2.29)$$

$$= a_0 + A(L)\varepsilon_t^2 + B(L)h_t \quad (2.30)$$

Burada;

$$\begin{aligned} p > 0, & \quad q > 0 \\ a_0 > 0, & \quad a_i \geq 0, \quad i=1, \dots, q, \\ \beta_i \geq 0, & \quad i=1, \dots, p. \end{aligned}$$

GARCH(p,q) süreci, $p = q = 0$ iken saf hata terimi sürecine ve , $q = 0$ iken ARCH(p) sürecine dönüşür. ARCH (q) işlemine bakıldığında koşullu varyans, yalnızca geçmiş örnek varyanslarının doğrusal bir fonksiyonu şeklinde belirtilirken, GARCH (p, q) işlemi gecikmeli koşullu varyansların da işleme girmesine izin vermektedir. Bu, bir tür adaptif öğrenme sistemine karşılık gelmektedir (Bollerslev, 1986).

ε_t 'in doğrusal regresyonda yenilikler yapmasını sağlayarak aşağıdaki GARCH (p, q) regresyon modeli elde edilmektedir:

$$\varepsilon_t = y_t - x_t' b \quad (2.31)$$

GARCH (1,1) modelleme için 5 günlük gecikme uzunluğu yeterli iken ARCH model için uygun olmamaktadır. GARCH modelinin zayıf ve güçlü yönlerini ifade etmek için, basit olması nedeniyle GARCH (1,1) kullanılacaktır (Çil, 2018: 441).

Bollerslev (1986) GARCH (1,1) modelinin açılımı aşağıdaki şekilde ifade etmiştir:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + B_3 y_{t-3} + u_t \quad (2.32)$$

$$E[u_t^2] = h_t = a_0 + a_1 u_{t-1}^2 + \gamma_1 h_{t-1} \quad (2.33)$$

Yukarıdaki otoregresif model üç dönem gecikmelidir.

2.2.1.2.1. GARCH Modelinin Zayıf Yönleri

ARCH modeliyle GARCH modelinin zayıf yönleri benzerlik göstermektedir. GARCH modelinin zayıf yönleri (Sarıoğlu, 2005: 52);

- Dikkate şokların sadece büyüğü alınır. Şokların negatif ya da pozitif olması önem arz etmemektedir. Volatiliteye mutlak değerleri benzer olan şoklar benzer şekilde etkiler.
- Olabildiğince fazla kısıt içeren GARCH modelinin derecesi yükseldikçe kısıtlar daha da farklı hale gelmektedir.

➤ Mekanik bir yolla koşullu varyansı açıklamaya çalışan GARCH modeli, finansal zaman serilerinde bulunan varyansın varyasyonunun sebebini araştırmayan bir modeldir.

2.2.1.3. ARCH-M ve GARCH-M Modelleri

ARCH-M (Ortalamada Otoregresif Koşullu Değişen Varyans) ve GARCH-M (Ortalamada Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans) modelleri risk ve beklenen getiri arasındaki ilişkiyi modelleyebilmek için Engle, Lilien ve Robins (1987) tarafından geliştirilmiştir. Zaman serileri modelleri hem zaman boyunca değişen riski hem de anlık riski hesaplamalı ve riski getirinin sınırlayıcısı olarak içermelidir. Daha riskli hale gelen finansal varlık, getirisindeki rastgele bir yükseliş risk primi olarak ifade edilir (Engle, Lilien ve Robins, 1987: 391).

Engle, Lillien ve Robins basit ARCH-M modelini aşağıdaki gibi ifade etmiştir;

$$y_t = \bar{B}\bar{x}_t + \delta\sqrt{h_t} + u_t \quad (2.34)$$

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_1 u_{t-i}^2 \quad (2.35)$$

Yukarıdaki modelin GARCH versiyonu ise şu şekilde oluşturulmaktadır:

$$y_t = \bar{B}\bar{x}_t + \delta\sqrt{h_t} + u_t \quad (2.36)$$

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_1 u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i h_{t-i} \quad (2.37)$$

2.2.2. Asimetrik Koşullu Değişen Varyans Modelleri

Glosten vd. (1993) GARCH ve ARCH modellerinde pozitif bir şok ile negatif bir şokun koşullu varyans üzerindeki etkisinin aynı olduğunu belirtmişlerdir. Yani söz konusu bu modeller simetriktir. Fakat yapılan araştırmalar finansal piyasalarda olumlu ve olumsuz haberlerin koşullu varyans üzerindeki etkilerinin aynı olmadığını pozitif şokların negatif şoklara oranla daha az etkilediğini göstermektedir.

2.2.2.1. Üstel GARCH (EGARCH) Modeli

Nelson (1991) tarafından geliştirilen Üstel GARCH (EGARCH) modeli GARCH modelindeki zayıf yönleri ortadan kaldırabilmek adına geliştirilmiştir (Nelson, 1991). EGARCH modeli piyasalarda meydana gelen yukarı ve aşağıya doğru gerçekleşen hareketlerin finansal varlıkların gelecek dönemlerdeki oynaklığın öngörülebilirlik açısından farklı etkiye sahip olduğu olasılığını dikkate almaktadır (Çil, 2018: 452). Black (1976) oynaklığın öngörülmesinde yukarı doğru hareketlerin aşağı doğru hareketlere göre daha az etkiye sahip olduğunu ‘‘Kaldıraç Etkisi’’ olarak isimlendirdiği bu etki ile ilk olarak ortaya atmıştır (Black, 1976). Piyasada meydana gelen şoklarda negatif (olumsuz) bir haberin finansal varlıkların volatilitesi üzerindeki etkisinin pozitif (olumlu) bir habere göre daha fazla olduğu savunulan EGARCH modelini Nelson (1991) şu şekilde genelleştirmiştir (Nelson, 1991):

$$\ln \sigma_t^2 = a_t + \sum_{k=1}^q \beta_k g(z_{t-k}) \quad (2.38)$$

Denklemden standardize edilmiş hata terimini $z_t = \varepsilon_t / \sigma_t$ ifade etmektedir. Modelde yer alan g fonksiyonu ise;

$$g(z_t) = \theta z_t + \gamma \{|z_t| - E(|z_t|)\} \quad (2.39)$$

Şeklinde ifade edilmektedir. Denklemden z_t negatif veya pozitif ε_t etkisini ifade etmektedir. $\gamma \{|z_t| - E(|z_t|)\}$ fonksiyonu modele ε_t 'nin büyüklüğünü katmaktadır. GARCH ve ARCH modelleri oluşan oynaklığın büyüklüğü ile ilgilenirken EGARCH modeli oynaklığın yönü ile ilgilenmektedir.

EGARCH modelin genel açılımı ise aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\log(h_t) = w + \beta \log(h_{t-1}) + a \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (2.40)$$

Modelde γ parametresi volatilitenin yönünü göstermektedir.

2.2.2.2. Eşik Değerli ARCH (TARCH) Modeli

Finansal zaman serilerinde asimetrikliğin oynaklık üzerindeki etkileri ilk defa Black (1976) tarafından ortaya atılmıştır (Black,1976). Daha sonra Glosten, Jagannathan ve Runkle (1993) kişileri tarafından literatüre kazandırılan TARCH (Eşik Değerli ARCH, GJR) modeli olumsuz (negatif) şokların olumlu(pozitif) şoklara göre oynaklık üzerindeki etkilerinin birbiriyle aynı olmadığını yani asimetrik olduğunu savunmuşlardır (Glosten vd., 1993).

Glosten vd.(1993) TARCH modelin koşullu varyans denklemi aşağıdaki gibi açıklamıştır;

$$h_t = w + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 I_{t-k}^-$$
$$I_{t-k}^- = \begin{cases} 1 & \varepsilon_t < 0 \\ 0 & \varepsilon_t \geq 0 \end{cases} \quad (2.41)$$

Modelde ε_t (hata terimi) finansal piyasalarda meydana gelen olumlu ve olumsuz haberlerin oluşturduğu şokları ifade etmektedir. Denklemdaki I^- ise şokların olumsuz veya olumlu olmasına göre 0 ve 1 değerini alan gölge değişkenini göstermektedir. TARCH modelinde hata teriminin sıfırdan büyük veya büyük eşit olması ($\varepsilon_t \geq 0$) olumlu haberleri, hata teriminin sıfırdan küçük olması ($\varepsilon_t < 0$) ise olumsuz haberleri ifade etmektedir. Buradan da anlaşılabacağı üzere şokların koşullu varyans üzerindeki etkileri farklıdır. $\gamma_k \neq 0$ olduğunda, kaldıraç etkisinin var olduğu ve haberin etkisinin asimetrik olduğu sonucuna varılmaktadır (Mapa, 2004). Seride öngörülme bir artışa iyi haberler neden olarak modeldeki koşullu varyans (a_i)'i etkilerken kötü haberler beklenmedik bir düşüşle ($a_i + \gamma_k$)'yi etkiler (Chen ve Lian., 2005:4).

TARCH (1,1) modelin koşullu varyans modeli aşağıdaki gibidir:

$$h_t = w + \beta h_{t-1} + a \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1}^- \quad (2.42)$$

TARCH (1,1) modelinin GARCH (1,1) modeline dönüştürülebilmesi için k değerinin bütün değerlerinin sıfıra eşit olması gerekmektedir ($\gamma_k = 0$).

2.2.2.3. The Threshold GARCH (TGARCH) Modeli

Zakoian (1994) varyanstaki asimetriyi açıklamada yetersiz kalan GARCH modelindeki kaldıraç etkisini göstermek için TGARCH modelini literatüre kazandırmıştır. Burada pozitif veya negatif şokların varyans üzerindeki etkileri olumlu veya olumsuz olmalarına göre farklılık göstermektedir. TGARCH modelindeki kaldıraç etkisi EGARCH modelinkiyile benzerlik göstermektedir. TGARCH modeli aşağıda bulunan formül gibi ifade edilmektedir:

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i e_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k e_{t-k}^2 I_{t-k}^- + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2.43)$$

Denklemden;

a_0 =sabit terimi,

σ_t^2 , t döneminin oynaklık tahminini,

e_{t-i}^2 =geçmiş dönemin hata terim karelerini,

a_i =hata terimlerinin katsayılarını,

β_j =geçmiş dönem oynaklık tahminlerini

γ_k =kaldıraç etkisini ifade etmektedir.

Kaldıraç etkisinin varlığından bahsedebilmek için γ_k katsayısının $\gamma_k > 0$ koşulunu sağlaması gerekmektedir. Eğer $\gamma_k = 0$ ise asimetri olmadığına işaret etmektedir.

2.3. DURAĞANLIK ANALİZİ

Finansal seriler ve iktisadi zaman serileri genellikle durağan yapıya sahip değillerdir (Gökçe, 1998: 89). Zaman serisi verilerine analizlerin uygulanabilmesi için ise durağanlık özelliği göstermesi gerekmektedir. Zaman içerisinde serilerin kovaryansı, ortalaması ve varyansının değişip değişmediğine bakılarak durağanlık tespiti yapılmaktadır. Gujarati (1995) γ_t zaman serisi içerisinde yer alan verilerin durağanlık şartlarını Tablo 2’de şu şekilde sıralamıştır;

Tablo 3. Durağanlık Sınaması Denklemi

Ortalama	: $E(y_t) = \mu$
Varyans	: $Var(y_t) = E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2$
Kovaryans	: $\gamma_k = E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)]$

Burada γ_k : y_t ve y_{t+k} gibi iki y parametresi arasında olan k dönem kadar fark bulunan kovaryansı göstermektedir. Yapılan durağanlık analizi sonuçlarında verilerin durağan olması beklenir aksi halde sorunlu olarak tanımlanmaktadır.

Durağan olup olmadıkları test edilen zaman serileri yöntemlerinden en çok kullanılanlar arasında; “Genişletilmiş Dickey Fuller” (ADF) testi Dickey ve Fuller (1979) tarafından, KPSS birim kök testi; Kwiatkowski, Philips, Schmid, ve Shin (1992) tarafından ve son olarak Philips Perron (PP) birim kök testi Philips Perron (1988) tarafından geliştirilen testlerdir.

Çalışmanın analiz kısmında ADF testi uygulanacağından aşağıda sadece ADF testi açıklanmıştır.

2.3.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Testi

Birim kök testi yapılarak serilerin durağan mı yoksa durağan olmadıkları belirlenmektedir. Literatürde yer alan birçok birim kök testi olmasına rağmen en yaygın kullanılanı ADF (Genişletilmiş Dickey Fuller) testidir. Dickey ve Fuller (1979), serilerin birim kök içerip içermediğini üç farklı modelleme yaparak test etmektedir. Aşağıda yer alan modeller sırasıyla sabitsiz ve trendsiz, sabitli ve trendsiz, sabitli ve trendli modellerdir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2.44)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2.45)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2.46)$$

Yukarıda yer alan denklemlerde;

ΔY_t = Değişkenin birinci farkını

t = Genel eğilim değişkenini

ΔY_{t-1} = Gecikmeli fark terimini göstermektedir.

Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testinde güvenilir sonuçlar elde edebilmek için ardışık bağımlılık sorununun bulunmaması gerekmektedir.

Modelde “p” optimal gecikme sayısını göstermektedir. Genel olarak Schwarz ya da Akaike kriterlerine bağı olarak gecikme uzunluğu belirlenmektedir (Odabaşı, 2011: 68). Kurulacak hipotez aşağıdaki gibidir:

H_0 =birim kök var (seri durağan değil)

H_1 =birim kök yok (seri durağandır) şeklindedir.

Eğer serilerin ADF test istatistiği değeri belirlenen MacKinnon kritik değerlerden mutlak değerce daha küçükse ya da olasılık değeri belirlenen anlamlılık düzeyinden daha büyükse serinin durağan olmadığını varsayan temel hipotezi kabul edilir.



ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

AMAÇ, KAPSAM VE ANALİZ BULGULARI

3.1. ÇALIŞMANIN AMACI VE KAPSAMI

Bu araştırmanın amacı, Borsa İstanbul’da yer alan XBANK endeksinin volatilitésinin modellenmesidir. Bu amaçla 1/04/2010-12/31/2019 yılları arasında yer alan BIST Banka endeksine ait 2514 günlük veri Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası’nın Elektronik Veri Dağıtım Sisteminin veri tabanından alınarak ekonometrik paket programında analiz edilmiştir. Endekse uygulanan testlere ait bulgular bir sonraki başlık altında detaylı bir şekilde incelenmiştir.

3.2. ANALİZ BULGULARI

3.2.1. Endekse Ait Tanımlayıcı İstatistik Bilgileri

Bu başlık altında, seçilen endeksin ortalama, medyan, minimum, maksimum, standart sapma, çarpıklık ve basıklık değerleri gibi tanımlayıcı istatistik sonuçları yer almaktadır. Ayrıca endeksin hata terimleri (u’nun) değerlerinin normal bir dağılıma sahip olup olmadıklarını incelemek için de Jarque-Bera Normallik Testi uygulanmıştır. Endeks verilerinin örnekleme asimptotik (büyük) olduğu durumlarda Jarque-Bera Normallik Test analizleri yapılır (Yıldıztan, 2011: 154).

Jarque-Bera test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanır Jarque ve Bera, 1980: 257):

$$JB = n \left(\frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right)$$

Skewness (Çarpıklık) değeri: $S = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$

Kurtosis (Basıklık) değeri: $K = \frac{\mu_4}{\sigma^4}$

Normal bir dağılım sergileyen serilerde çarpıklık 0 (sıfıra) ve basıklık değeri 3 (üç)'e eşittir. Çarpıklığın sıfırdan küçük olması sola çarpık, sıfırdan büyük olması sağa çarpık olduğunu göstermektedir. Ayrıca basıklığın 3'ten küçük olması basık bir seriyi büyük olması ise sivri bir serinin olduğunu göstermektedir. Bu ihtimaller yukarıdaki formülde yerine yazıldığında JB test istatistiği sıfıra eşit olacaktır. Bu sonuç serilerin normal dağıldığına işaret edecektir. JB test istatistiğinin hipotezi aşağıdaki gibidir:

$$H_0 = JB < \chi^2_{0,05;2} \text{ ise hata terimleri normal dağılmaktadır}$$

$$H_1 = JB > \chi^2_{0,05;2} \text{ ise hata terimleri normal dağılmamaktadır}$$

Ya da;

$$H_0 = \text{Prob.} > 0.05 \text{ ise hata terimleri normal dağılmaktadır}$$

$$H_1 = \text{Prob.} < 0.05 \text{ ise hata terimlerin normal dağılmamaktadır}$$

Tablo 4. BIST Banka Endeksine İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

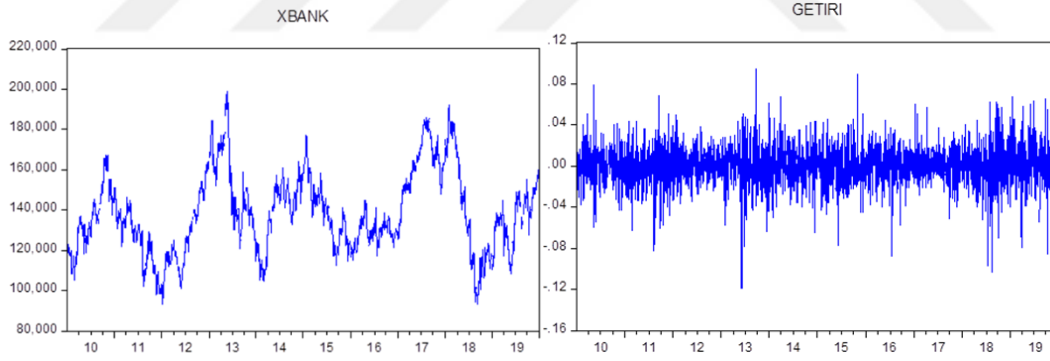
XBANK Endeksine Ait Günlük Kapanış Verilerin Tanımlayıcı İstatistik Değerleri		
	Düzeyde	1.Fark
Ortalama (Mean)	138530.3	0.000114
Medyan (Median)	136215.3	-0.0000837
Maksimum	199253.5	0.094782
Minimum	93224.38	-0.118615
Standart Sapma	19941.37	0.020018
Çarpıklık (Skewness)	0.381735	-0.250939
Basıklık (Kurtosis)	2.739693	5.276015
Jarque-Bera	68.15518	568.7887
J-B* p değeri	0.000000	0.000000

Yukarıda yer alan tablo Tablo 4'te serilerin düzeyde ve birinci dereceden farkları alınarak elde edilmiş tanımlayıcı istatistiksel sonuçları yer almaktadır. Tablo düzeyde incelendiğinde, ortalamanın (138530.3), medyanın (136215.3) ve standart sapmanın (19941.37) değerlerine sahip olduğu görülmektedir. Çarpıklık katsayısının (0.381735) değeriyle sıfırdan büyük (pozitif) olması sağa çarpık olduğunu açık bir şekilde göstermektedir. Basıklık katsayısının ise (2.739693) değeriyle 3'ten küçük olması serimizin basık olduğunu ifade etmektedir. J-B normallik testine göre serilerin normal dağılım gösterdiğini varsayan H_0 hipotezi ise %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir ($p < 0.05$). Bu bulgulara göre serilerin

normal bir dağılım göstermedikleri sonucuna ulaşılmıştır. Tablo 1. fark düzeyinde incelendiğinde, serinin ortalaması (0.000114), medyanı (-0.0000837) ve standart sapması (0.020018) değerlerini almıştır. Çarpıklık katsayısı (-0.250939) değeriyle sıfırdan küçük ve sola çarpıktır. Basıklık katsayısının (5.276015) olması ise kalın kuyruk olduğunu ifade etmektedir. Son olarak, düzeyde olduğu gibi birinci farkında da serinin normal dağılmadığı görülmektedir ($p < 0.05$).

3.2.2. Endekse İlişkin Grafik Analizi

1/04/2010-12/31/2019 tarihleri arasında XBANK serisine ait düzeyde ve birinci dereceden farkı alınan grafikler aşağıda yer almaktadır. Sol tarafta yer alan xbank endeksinin düzeyde grafiğine bakıldığında serinin dalgalı bir seyir izlediği görülmektedir. Grafikten de anlaşılabileceği üzere seri durağan değildir. Sağ tarafta birinci dereceden logaritmik farkı alınan serinin grafiğine (getiri grafiği) bakıldığında serinin durağan olduğu ve uzun dönemde aynı ortalama etrafında ilerlediğini ayrıca seride volatilité kümelemesinin olduğunu yani getiri serisinde, küçük değişimlerin küçük; büyük değişimlerin de büyük değişimlerin takip ettiği söylenebilir. Grafikte görülmekte olan sıçramalar ise endeks getirilerinde değişen varyans olduğu hakkında bilgi vermektedir.



Şekil 2: BIST Banka Endeksinin Grafik Analizi

Özellikle dalgalanmaların 2010, 2011, 2013, 2015, 2016, 2018 ve 2019 yıllarında belirgin olduğu grafikten de anlaşılabilmektedir. 2010 yılında 2008 krizinin etkilerinin devam etmesi, inşaat sektöründe %24 büyüme sağlanması; 2011 Balyoz davalarının yaşanması, 2013 17-25 Aralık soruşturması ve Gezi olaylarının yaşanmasıyla Türkiye piyasasının etkilenmesi ve doların ilk defa 2 TL'yi aşması; 2015 Bank Asya'nın TMSF'ye devredilmesi ile cereyan eden gelişmeler, ülke içinde terör saldırılarının yaşanması; 2016 ekonomide yönetim şekli değişikliğine gidilmesi, 15 temmuz darbe girişimi; 2018 ABD ile olan

gerginlikten dolayı Türk lirasının doların karşısında değer kaybetmesi, MB'nin faizleri yukarı çekmesi ve 2019 ticaret savaşlarının etkileri, enflasyon ile birlikte sürekli artarak gelen zamlar, kısacası ülkemizde yaşanan ekonomik, siyasi ve politik olayların volatilité üzerindeki etkisinin oldukça fazla olduğu söylenebilir.

3.2.3. ADF Birim Kök Testi

ADF birim kök testi analizi, serilerin durağan olmadığını (birim kök var) varsayan sıfır hipotezine karşılık serilerin durağan olduğu alternatif hipotezine dayanmaktadır. Eğer serilerin ADF test istatistiği değeri kritik değerlerden mutlak değerce daha küçükse serinin durağan olmadığını varsayan temel hipotez kabul edilir. Analizde optimal gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) bazında incelenmiş ve maksimum gecikme uzunluğu 26 olarak belirlenmiştir.

Tablo 5. ADF Testi Sonuçları

		Sabitsiz	Sabitli	Sabitli ve Trendli
ADF Testi Sonuçları (Düzeyde)	T istatistiği	-0.192988	-3.396359	-3.452475
	Olasılık değeri	0.6168	0.0112	0.0449
	Kritik değeri (%1)	-2.565883	-3.432759	-3.9616 96
	Kritik değeri (%5)	-1.940950	-2.862490	-3.411596
	Kritik değeri (%10)	-1.616615	-2.567321	-3.127667
ADF Testi Sonuçları (1.Fark)	T istatistiği	-51.53596	-51.52728	-51.51709
	Olasılık değeri	0.0001	0.0001	0.0000
	Kritik Değeri (%1)	-2.565883	-3.432760	-3.961697
	Kritik Değeri (%5)	-1.940950	-2.862490	-3.411597
	Kritik Değeri (%10)	-1.616615	-2.567321	-3.127667

Yukarıda Tablo 5'te görüldüğü üzere düzeyde olan seri için yapılan ADF test istatistiği değeri sabitsiz modeli için (-0.192988) ve olasılık değeri (0.6168), sabitli model için test istatistiği (-3.396359) ve olasılık değeri (0.0112), son olarak sabitli ve trendli model için test istatistiği (-3.452475) ve olasılık değeri (0.0449) çıkmıştır. ADF birim kök testi ile incelenen seri düzeyde sabitsiz modelde tüm anlamlılık seviyesinde, sabit içeren ve trend içeren modelde ise %1 anlamlılık seviyesinde birim kök içermekte olduğu görülmüştür. Birim kök içermemesi ve durağanlaştırılabilmesi için serinin birinci dereceden farkı alınıp seriye tekrardan ADF birim kök testi uygulanmıştır. Yukarıda serinin birinci farkı alınarak yapılmış olan analiz incelendiğinde sabitsiz model için test istatistiğinin (-51.53596) ve olasılık değerinin (0.0001), sabitli model için test istatistiğinin (-

51.52728) ve olasılık değerin (0.0001), son olarak sabitli ve trendli model için test istatistiği (-51.51709) ve olasılık değerin (0.0000) olduğu görülmektedir. Analize bakıldığında test istatistik değerlerin kritik tablo değerlerinden (%1, %5 ve %10) mutlak değerce küçük olduğu görülmektedir. Bu da serinin birim kök içermediğini ve durağan bir seri olduğunu göstermektedir. Böylece, volatilité modellemesi analizleri durağanlığı sağlanan getiri serisi üzerinden sürdürülecektir.

3.2.4. Getiri Serisi İçin Korelogram Testi

Çalışmada, serinin durağan olup olmadığını anlamının bir diğer yolu da otokorelasyon fonksiyonu kavramına dayanan korelogram testine bakmaktır. Tablo 6 incelendiğinde modele ait hata kareleri arasında otokorelasyon olmadığı görülmektedir ($p > 0.05$). (Tarı, 2011:383).

Tablo 6. Getiri Serisine Ait Korelogram Tablosu

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.028	-0.028	1.9779	0.160
		2 -0.003	-0.004	1.9989	0.368
		3 0.036	0.035	5.1758	0.159
		4 -0.028	-0.026	7.1857	0.126
		5 -0.024	-0.025	8.5942	0.126
		6 -0.025	-0.027	10.110	0.120
		7 -0.037	-0.037	13.554	0.060
		8 -0.007	-0.008	13.665	0.091
		9 -0.036	-0.036	16.901	0.050
		10 0.011	0.009	17.208	0.070
		11 -0.010	-0.013	17.465	0.095
		12 0.051	0.050	24.049	0.020
		13 0.011	0.009	24.377	0.028
		14 0.001	-0.000	24.380	0.041
		15 -0.005	-0.011	24.450	0.058
		16 -0.017	-0.018	25.164	0.067
		17 0.008	0.010	25.341	0.087
		18 0.002	0.004	25.346	0.116
		19 0.023	0.030	26.737	0.111
		20 -0.027	-0.027	28.524	0.098
		21 -0.012	-0.010	28.872	0.117
		22 0.025	0.021	30.472	0.107
		23 0.014	0.019	30.943	0.124
		24 -0.012	-0.012	31.283	0.146
		25 -0.010	-0.015	31.524	0.172
		26 -0.002	-0.002	31.533	0.209
		27 0.003	0.004	31.557	0.249
		28 -0.014	-0.009	32.086	0.271
		29 -0.019	-0.022	32.996	0.278
		30 -0.015	-0.017	33.581	0.298
		31 0.039	0.036	37.377	0.199
		32 -0.007	-0.002	37.494	0.232
		33 -0.012	-0.012	37.880	0.256
		34 0.018	0.011	38.743	0.264
		35 -0.013	-0.015	39.170	0.288
		36 -0.034	-0.036	42.131	0.223

3.2.5. Uygun ARIMA Modelinin Tespiti

BİST BANK endeksinde ARCH etkisinin olup olmadığını araştırmadan önce ARIMA modellerinin kurulup anlamlı olup olmadıklarının test edilmesi gerekmektedir. İlk olarak uygun ortalama denklemi belirlenip AR, MA veya ARMA denklemleri tahmin edilmelidir. Kurulan ARIMA modellerinde C sabiti dışında AR, MA katsayıları %5'ten küçük olmalıdır (%5 güven aralığı için T-istatistiği olasılık değerleri anlamlı çıkmalıdır).

BIST Banka endeks getiri serisi $I(0)$ 'da durağan olduğundan getiri serisinin kendisi kullanılarak serilere ARMA modeli uygulanmıştır. Schwarz Bayesyen Bilgi Kriteri (BIC) diğer bilgi kriterlerine göre daha dinamik model seçimine olanak sağladığından çalışmada en uygun model seçimi BIC kullanılarak test edilmiştir. Minimum bilgi kriteri veren AR, MA katsayıları anlamlı olan model en uygun model olarak değerlendirilmektedir. Uygun ARMA modeli için modelin gecikmeleri olan p ve q değerleri 10 gecikmeye kadar incelenmiştir.

Tablo 7. En Uygun ARMA Modeli Seçimi (BIC)

p,q	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0	-4.9781	-4.9727	-4.9696	-4.9677	-4.9653	-4.9629	-4.9603	-4.9585	-4.9554	-4.9538	-4.9509
1	-4.9727	-4.9696	-4.9665	-4.9649	-4.9643	-4.9613	-4.9583	-4.9557	-4.9525	-4.9514	-4.9483
2	-4.9696	-4.9670	-4.9662	-4.9620	-4.9622	-4.9587	-4.9567	-4.9537	-4.9505	-4.9483	-4.9453
3	-4.9677	-4.9649	-4.9619	-4.9589	-4.9594	-4.9560	-4.9533	-4.9516	-4.9485	-4.9491	-4.9459
4	-4.9653	-4.9644	-4.9623	-4.9594	-4.9563	-4.9557	-4.9526	-4.9496	-4.9495	-4.9457	-4.9433
5	-4.9628	-4.9615	-4.9588	-4.9561	-4.9556	-4.9527	-4.9498	-4.9468	-4.9451	-4.9419	-4.9379
6	-4.9604	-4.9587	-4.9566	-4.9539	-4.9526	-4.9491	-4.9468	-4.9465	-4.9436	-4.9393	-4.9364
7	-4.9587	-4.9559	-4.9537	-4.9513	-4.9496	-4.9468	-4.9450	-4.9437	-4.9402	-4.9377	-4.9335
8	-4.9556	-4.9528	-4.9506	-4.9482	-4.9465	-4.9450	-4.9435	-4.9403	-4.9364	-4.9372	-4.9352
9	-4.9538	-4.9514	-4.9483	-4.9490	-4.9457	-4.9441	-4.9400	-4.9365	-4.9369	-4.9338	-4.9327
10	-4.9507	-4.9482	-4.9451	-4.9459	-4.9435	-4.9410	-4.9370	-4.9342	-4.9366	-4.9289	-4.9272

Getiri serisine ait ARMA modelleri BIC bilgi kriterine göre 10 gecikmeye kadar incelenmiştir. Daha sonra AR ve MA katsayıları küçükten büyüğe doğru sıralanıp anlamlılıkları test edilmiştir. İstatistiksel olarak en anlamlı sonucu BIC bilgi kriteri değerleri doğrultusunda ARMA (2,2) modeli vermiştir. Örneğin Tablo 8'de gösterilen en küçük katsayıya sahip ARMA (0,1) modeli şu şekildedir:

Tablo 8. ARMA (0,1) modeli

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistik	Olasılık
C	0.000106	0.000397	0.266692	0.7897
MA(1)	-0.028181	0.017178	-1.640538	0.1010
SIGMASQ	0.000402	0,00000796	50.47323	0.0000
R-squared	0.000793	Mean dependent var		0.000106
Adjusted R-squared	-0.000007	S.D. dependent var		0.020053
S.E. of regression	0.020053	Akaike info criterion		-4.979670
Sum squared resid	1.005315	Schwarz criterion		-4.972688
Log likelihood	6235.057	Hannan-Quinn criter.		-4.977136
F-statistic	0.991457	Durbin-Watson stat		1.999811
Prob(F-statistic)	0.371182			

MA (1) katsayısı t-istatistiği değeri %5'den büyüktür, dolayısı ile bu model anlamsızdır. Bu şekilde sırasıyla diğer modeller de test edilmiştir. Uygun model olarak tespit edilen ARMA (2,2) modelinden önce BIC katsayısı daha düşük olan ARMA (1,2) modelinin sonuçları ise aşağıda Tablo 9'da gösterilmektedir:

Tablo 9. ARMA (1,2) modeli

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistik	Olasılık
C	0.000106	0.000404	0.262427	0.7930
AR(1)	0.321522	2.601270	0.123602	0.9016
MA(1)	-0.350084	2.601047	-0.134594	0.8929
MA(2)	0.014886	0.068845	0.216219	0.8288
SIGMASQ	0.000402	0,00000802	50.05566	0.0000
R-squared	0.000825	Mean dependent var		0.000106
Adjusted R-squared	-0.000775	S.D. dependent var		0.020053
S.E. of regression	0.020061	Akaike info criterion		-4.978105
Sum squared resid	1.005282	Schwarz criterion		-4.966468
Log likelihood	6235.098	Hannan-Quinn criter.		-4.973881
F-statistic	0.515869	Durbin-Watson stat		1.999291
Prob(F-statistic)	0.724090			

Burada da AR ve MA katsayıları %5 'den büyük olduğundan dolayı anlamsız olduğu anlaşılmaktadır. BIC kriterlerinin küçükten büyüğe doğru sıralanması ile sırasıyla yapılan modellerin anlamlılığı bu şekilde test edilmeye devam edilmiştir. Böylece, BIC kriteri kapsamında belirlenen en uygun model ARMA (2,2) olarak tespit edilmiştir. ARMA (2,2) modelinin sonuçları Tablo 10'da gösterilmektedir. Tabloda da görüldüğü üzere AR ve MA katsayıları

anlamlıdır. Bu yüzden uygun modelimiz ARIMA (2,0,2) veya ARMA (2,2)'dir.

Tablo 10. ARMA (2,2) Modeli

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistik	Olasılık
C	0.000106	0.000406	0.261230	0.7939
AR(1)	0.497258	0.040045	12.41744	0.0000
AR(2)	-0.927278	0.039138	-23.69244	0.0000
MA(1)	-0.515593	0.035596	-14.48465	0.0000
MA(2)	0.945338	0.034677	27.26091	0.0000
SIGMASQ	0.000400	7.91E-06	50.63696	0.0000
R-squared	0.003728	Mean dependent var		0.000106
Adjusted R-squared	0.001733	S.D. dependent var		0.020053
S.E. of regression	0.020036	Akaike info criterion		-4.980189
Sum squared resid	1.002361	Schwarz criterion		-4.966225
Log likelihood	6238.706	Hannan-Quinn criter.		-4.975119
F-statistic	1.868731	Durbin-Watson stat		2.020725
Prob(F-statistic)	0.096539			

Aşağıdaki Tablo 11' de görüldüğü üzere ARMA (2,2) modeli anlamlı bulunmuştur.

Tablo 11. ARMA Model Seçimi Özet Tablo

MODEL	AIC	BIC	HQ	LOGL	T-İstatistiği Olasılık Değerleri
ARMA (0, 1)	-4.97967	-4.97269	-4.97714	6235.057	Anlamsız
ARMA (1, 0)	-4.97967	-4.97269	-4.97713	6235.053	Anlamsız
ARMA (2, 0)	-4.97888	-4.96957	-4.9755	6235.07	Anlamsız
ARMA (0, 2)	-4.97887	-4.96956	-4.97549	6235.058	Anlamsız
ARMA (1, 1)	-4.97887	-4.96956	-4.97549	6235.058	Anlamsız
ARMA (3, 0)	-4.97935	-4.96772	-4.97513	6236.658	Anlamsız
ARMA (0, 3)	-4.97931	-4.96767	-4.97509	6236.607	Anlamsız
ARMA (2, 1)	-4.97859	-4.96696	-4.97437	6235.708	Anlamsız
ARMA (1, 2)	-4.97811	-4.96647	-4.97388	6235.098	Anlamsız
ARMA (2, 2)	-4.98019	-4.96623	-4.97512	6238.706	Anlamlı
ARMA (0, 4)	-4.97924	-4.96528	-4.97417	6237.517	Anlamsız
ARMA (4, 0)	-4.97923	-4.96527	-4.97416	6237.509	Anlamsız

3.2.6. Hataların Sabit Varyanslılığının İncelenmesi (ARCH-LM Testi)

ARIMA modelimizi belirledikten sonra bu modelin yani ARMA (2,2) modelinin ARCH etkisi olup olmadığı araştırılmıştır. ARMA (2,2) olarak belirlenen modelin ARCH etkisi ARCH-LM testi aracılığıyla kontrol edilecektir. ARCH-LM testi ile 1, 5, 10, 15, 20, 25. ve 30. gecikmeye kadar test işlemi yapılmıştır.

Tablo 12. ARMA (2,2) Modeli İçin ARCH LM Testi

Gecikme	F-İstatistiği	Olasılık-F	R ²	Olsalılık R ²
1.Gecikme	31.58736	0.0000	31.21819	0.0000
5.Gecikme	13.86531	0.0000	67.61249	0.0000
10.Gecikme	9.198375	0.0000	89.08972	0.0000
15.Gecikme	6.788557	0.0000	98.43273	0.0000
20.Gecikme	5.148122	0.0000	99.67231	0.0000
25.Gecikme	5.041318	0.0000	121.1426	0.0000
30.Gecikme	4.512889	0.0000	4.512889	0.0000

Tüm gecikmelerde R² olasılık değerleri %5 anlamlılık düzeyinden küçük olduğundan H₀ hipotezi reddedilmektedir, yani modelde ARCH etkisi olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca LM testi yanı sıra ARCH etkisini ölçmek için korelogram testi de yapılmaktadır. Uygun ARMA modelinin yani ARMA (2,2) Korelogram testi tablosu aşağıda gösterilmektedir.

Tablo 13. ARMA (2,2) Modelinin Korelogram Tablosu

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.112	0.112	31.264	0.000
		2	0.091	0.080	52.050	0.000
		3	0.096	0.080	75.387	0.000
		4	0.070	0.047	87.746	0.000
		5	0.027	0.002	89.549	0.000
		6	0.015	-0.004	90.115	0.000
		7	0.056	0.044	97.952	0.000
		8	0.048	0.034	103.72	0.000
		9	0.071	0.056	116.47	0.000
		10	0.076	0.052	131.00	0.000
		11	0.028	-0.004	132.93	0.000
		12	0.019	-0.007	133.83	0.000
		13	0.077	0.059	148.73	0.000
		14	0.012	-0.012	149.09	0.000
		15	0.029	0.016	151.26	0.000
		16	0.027	0.008	153.16	0.000
		17	0.042	0.021	157.58	0.000
		18	0.025	0.006	159.22	0.000
		19	0.030	0.012	161.44	0.000
		20	0.017	-0.006	162.13	0.000
		21	-0.005	-0.020	162.20	0.000
		22	0.079	0.070	177.78	0.000
		23	0.079	0.058	193.42	0.000
		24	0.040	0.015	197.53	0.000
		25	0.028	-0.001	199.52	0.000
		26	0.004	-0.032	199.55	0.000
		27	0.025	0.009	201.17	0.000
		28	0.043	0.036	205.87	0.000
		29	0.029	0.016	207.97	0.000
		30	0.052	0.033	214.87	0.000
		31	0.045	0.016	219.90	0.000
		32	0.024	-0.015	221.36	0.000
		33	0.006	-0.019	221.45	0.000
		34	0.018	0.008	222.25	0.000
		35	0.037	0.022	225.80	0.000
		36	-0.002	-0.017	225.81	0.000

Tablo 13 incelendiğinde modele ait hata kareleri arasında otokorelasyon olduğu görülmektedir ($p < 0.05$). Böylece, ARMA (2,2) modelinde ARCH etkisi olduğu söylenebilir. Bu aşamadan sonra ARCH etkisinin giderilmesi için uygun ARCH modeli analizi yapılabilir.

3.2.7. Koşullu Değişen Varyans Modellerinin Belirlenmesi

Çalışmanın bu bölümünde, ARCH-LM testi yapıldıktan sonra BIST Banka endeksinin getiri serisinin volatilité modellemesi için en uygun modelin belirlenmesi için tahminler yapılmış ve sonuç tabloları yorumlarına yer verilmiştir. Toplamda 4 finansal ekonometrik yöntem ile 9 farklı model tahmin edilmeye çalışılmıştır. Tahmin edilmeye çalışılan 9 farklı modele ilişkin katsayılar hesaplanmış ve bu katsayıların ARCH/GARCH modeline ait kısıtları geçip geçmediklerine bakılarak BIST Banka endeksine ait sonuçlar elde edilmiştir. Varyans denklemleri istatistiklerinin olasılık değerleri %5'in altında ise modelin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu gösterir. En küçük bilgi kriterini ve en yüksek Log likelihood (LogL) değerini veren model en uygun model olarak

seçilmelidir. Ayrıca, modeller oluşturulduktan sonra bunların hata terimleri arasında otokorelasyon kalmamalı (Ljung-Box (LB2) istatistikleri) ve ARCH etkisinin kalıp kalmadığı (ARCH-LM) test edilmelidir.

Artık değerlerde görülen ortalama etrafında aşırı basıklığın yanı sıra getiri serilerinin normal dağılımdan farklı olarak kuyruk bölgesinin daha şişman ve uzun olduğu kalın kuyruk sorununu da dikkate alan Student-t dağılımı önerilmektedir. Dolayısı ile çalışmada ARCH-GARCH modellerinin belirlenmesinde Student-t dağılımı tercih edilmiştir. Uygunluğu test edilen modeller şunlardır: ARCH (1); GARCH (0,1); GARCH (1,1); EGARCH (0,1,1); EGARCH (1,0,1); EGARCH (1,1,1); TGARCH (0,1,1); TGARCH (1,0,1); TGARCH (1,1,1).

3.2.7.1. ARCH (1) Modeli

Varyans denklemleri istatistiklerinin anlamlı olması için olasılık değerlerinin %5 in altında olması gerektiği daha önce belirtilmişti. Tablo 14’de verilen ARCH (0,1) modeline ait istatistiki bilgilerde görüldüğü üzere (C sabiti ve resid için) olasılık değerleri 0,05’den küçük olduğu görülmektedir. Yani ARCH (1) modeli istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 14. ARCH (1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler

Varyans Denklemi				
C	0.000366	0.0000183	20.03608	0.0000
RESID(-1)^2	0.087476	0.026972	3.243284	0.0012
T-DIST. DOF	6.014619	0.727623	8.266124	0.0000
R-squared	0.003339	Mean dependent var		0.000100
Adjusted R-squared	0.001742	S.D. dependent var		0.020060
S.E. of regression	0.020042	Akaike info criterion		5.046783
Sum squared resid	1.002603	Schwarz criterion		5.028152
Log likelihood	6319.002	Hannan-Quinn criter.		5.040019
Durbin-Watson stat	2.034312			

Aşağıdaki ARCH (p) formülünden de anlaşılacağı üzere sabit katsayı sıfırdan büyük (pozitif) olmalıdır. Ayrıca $RESID (-1)^2 \geq 0$ olmalıdır. Tablo 14’te baktığımız zaman ARCH (1) modelinin ilgili kısıtları sağlamakta olduğu

görülmektedir.

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2$$

$$\omega > 0; a_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, p \text{ ve}$$

$$\sum_{i=1}^p a_i \leq 1$$

3.2.7.2. GARCH (0,1) Modeli

Tablo 15’te verilmiş olan GARCH (0,1) modelinde varyans denklemleri istatistiklerinin olasılık değeri $0.0000 < 0.05$ olduğundan anlamlı olmasına rağmen, sabit terimin olasılığı ise $0.5562 > 0.05$ olduğundan anlamsızdır. GARCH (p,q) formülü ve kısıtları aşağıda verilmiştir. Tablo 15’teki istatistiki bilgiler formülde yer alan kısıtları sağlamakta olduğunu göstermekte fakat, sabit terimin olasılık değeri %5’ten büyük olduğundan dolayı modelin anlamsız olduğu anlaşılmaktadır.

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

$$\omega > 0; a_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, q; \beta_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, p \text{ ve } \sum_{j=1}^q \beta_j + \sum_{i=1}^p \beta_j < 1$$

Tablo 15. GARCH (0,1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler

Varyans Denklemi				
C	0,0000406	0,000069	0.588486	0.5562
GARCH(-1)	0.899662	0.170582	5.274082	0.0000
T-DIST. DOF	5.624524	0.625716	8.988945	0.0000
R-squared	-0.000602	Mean dependent var		0.000100
Adjusted R-squared	-0.002206	S.D. dependent var		0.020060
S.E. of regression	0.020082	Akaike info criterion		-5.041148
Sum squared resid	1.006568	Schwarz criterion		-5.022517
Log likelihood	6311.956	Hannan-Quinn criter.		-5.034384
Durbin-Watson stat	1.962842			

3.2.7.3. GARCH (1,1) Modeli

GARCH (1,1) modeline ait bilgilerin yer aldığı Tablo 16 incelendiğinde, istatistiklerin olasılık değerleri $0,05$ ’den küçük olduğundan dolayı modelin anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. GARCH kısıtlarını sağlayıp sağlamadığına da

bakılacak olursa;

$$\omega > 0; a_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, q; B_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, p \text{ ve } \sum_{j=1}^q \beta_j + \sum_{i=1}^p \beta_j \alpha_i < 1$$

Sabit terim (7.61E-06) > 0; $a_i \geq 0$ yani RESID(-1)^2 değeri (0.043413) ≥ 0; $B_j \geq 0$ yani GARCH(-1) değeri (0.938039) ≥ 0 ve bunların toplamı 1 den küçük ($\sum_{j=1}^q \beta_j + \sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$) dolayısı ile kısıtlar sağlanıyor.

Tablo 16. GARCH (1,1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler

Varyans Denklemi				
C	0,00000761	0,00000278	2.740587	0.0061
RESID(-1)^2	0.043413	0.008874	4.892115	0.0000
GARCH(-1)	0.938039	0.013059	71.82886	0.0000
T-DIST. DOF	6.754771	0.827716	8.160732	0.0000
R-squared	-0.000227	Mean dependent var		0.000100
Adjusted R-squared	-0.001829	S.D. dependent var		0.020060
S.E. of regression	0.020078	Akaike info criterion		-5.082148
Sum squared resid	1.006190	Schwarz criterion		-5.061188
Log likelihood	6364.226	Hannan-Quinn criter.		-5.074539
Durbin-Watson stat	1.958185			

3.2.7.4. EGARCH (0,1,1) Modeli

EGARCH (0,1,1) modeli incelendiğinde Tablo 17’de görüldüğü gibi C(6), C(7) ve C(8)’in istatistiklerinin olasılık değerleri <0,05 olduğundan bu model anlamlıdır.

Tablo 17. EGARCH (0,1,1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler

Varyans Denklemi				
C(6)	-0.128625	0.022738	-5.656779	0.0000
C(7)	-0.068247	0.008531	-7.999939	0.0000
C(8)	0.983790	0.002900	339.2929	0.0000
T-DIST. DOF	6.695637	0.805170	8.315801	0.0000
R-squared	0.001156	Mean dependent var		0.000100
Adjusted R-squared	-0.000444	S.D. dependent var		0.020060
S.E. of regression	0.020064	Akaike info criterion		-5.075875
Sum squared resid	1.004799	Schwarz criterion		-5.054915
Log likelihood	6356.382	Hannan-Quinn criter.		-5.068266
Durbin-Watson stat	1.970474			

EGARCH (0,1,1) modeli için kullanılan EvIEWS10 paket programı formülü

aşağıdaki gibidir:

$$\text{LOG}(\text{GARCH}) = C(6) + C(7) * \text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + C(8) \\ * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$$

3.2.7.5. EGARCH (1,0,1) Modeli

Tablo 18’de EGARCH (1,0,1) istatistiklerinin olasılık değerleri yer almaktadır. Tablo incelendiğinde C(7) varyansının olasılık değeri 0.0529>0,05 olduğundan dolayı model anlamlı değildir.

EGARCH (1,0,1) modeli için kullanılan Eviews10 paket programı formülü aşağıdaki gibidir:

$$\text{LOG}(\text{GARCH}) = C(6) + C(7) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + C(8) \\ * \text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))$$

Tablo 18. EGARCH (1,0,1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler

Varyans Denklemi					
C(6)	-7.911166	0.059001	-134.0857	0.0000	
C(7)	0.098211	0.050745	1.935363	0.0529	
C(8)	-0.167657	0.034777	-4.820971	0.0000	
T-DIST. DOF	5.891481	0.699081	8.427466	0.0000	
R-squared	0.000766	Mean dependent var		0.000100	
Adjusted R-squared	-0.000835	S.D. dependent var		0.020060	
S.E. of regression	0.020068	Akaike info criterion		-5.053075	
Sum squared resid	1.005191	Schwarz criterion		-5.032115	
Log likelihood	6327.870	Hannan-Quinn criter.		-5.045466	
Durbin-Watson stat	1.977551				

3.2.7.6. EGARCH (1,1,1) Modeli

Tablo 19’da EGARCH (1,1,1) modelinin istatistiki değerleri gösterilmektedir. Bulgular neticesinde tüm varyansların olasılık değerleri %5’ten küçük olduğu görülmektedir. Bu yüzden, model anlamlıdır.

Tablo 19. EGARCH (1,1,1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler

Varyans Denklemi				
C(6)	-0.348642	0.074172	-4.700436	0.0000
C(7)	0.095622	0.020880	4.579498	0.0000
C(8)	-0.070505	0.013420	-5.253930	0.0000
C(9)	0.965114	0.008562	112.7146	0.0000
T-DIST. DOF	6.989988	0.867232	8.060110	0.0000
R-squared	0.003794	Mean dependent var	0.000100	
Adjusted R-squared	0.002197	S.D. dependent var	0.020060	
S.E. of regression	0.020037	Akaike info criterion	-5.091392	
Sum squared resid	1.002145	Schwarz criterion	-5.068104	
Log likelihood	6376.786	Hannan-Quinn criter.	-5.082937	
Durbin-Watson stat	2.015525			

EGARCH (1,1,1) modeli için kullanılan Eviews10 paket programı formülü aşağıdaki gibidir:

$$\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(6) + \text{C}(7) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + \text{C}(8) * \text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(9) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$$

3.2.7.7. TGARCH (0,1,1) Modeli

TGARCH (0,1,1) modelinde istatistiklerinin olasılık değerlerinin %5' den küçük olduğu Tablo 20'de görülmektedir ($p < 0.05$). Dolayısıyla model anlamlıdır.

Tablo 20. TGARCH (0,1,1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler

Varyans Denklemi				
C	0.00000949	0.00000234	4.056963	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.065348	0.011291	5.787591	0.0000
GARCH(-1)	0.942545	0.009440	99.84826	0.0000
T-DIST. DOF	7.080785	0.873876	8.102739	0.0000
R-squared	0.003575	Mean dependent var	0.000100	
Adjusted R-squared	0.001979	S.D. dependent var	0.020060	
S.E. of regression	0.020040	Akaike info criterion	-5.094175	
Sum squared resid	1.002365	Schwarz criterion	-5.073215	
Log likelihood	6379.265	Hannan-Quinn criter.	-5.086565	
Durbin-Watson stat	2.012045			

TGARCH (0,1,1) modeli için kullanılan Eviews10 paket programı formülü aşağıdaki gibidir:

$$GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0) + C(8)*GARCH(-1)$$

3.2.7.8. TGARCH (1,0,1) Modeli

Tablo 21’de yer alan TGARCH (1,0,1) modelinin istatistiklerinin olasılık değerlerine bakıldığında $RESID(-1)^2 > 0,05$ olduğu görülmektedir. Bu sonuçtan hareketle kurulan TGARCH (1,0,1) modelinin anlamlı olmadığı anlaşılmaktadır.

TGARCH (1,0,1) modeli için kullanılan Eviews10 paket programı formülü ise aşağıdaki gibidir:

$$GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)$$

Tablo 21. TGARCH (1,0,1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler

Varyans Denklemi				
C	0.000367	0,0000172	21.35013	0.0000
RESID(-1)^2	-0.013051	0.016732	-0.779988	0.4354
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.193293	0.047837	4.040669	0.0001
T-DIST. DOF	6.100942	0.749827	8.136460	0.0000
R-squared	0.001198	Mean dependent var		0.000100
Adjusted R-squared	-0.000403	S.D. dependent var		0.020060
S.E. of regression	0.020064	Akaike info criterion		-5.052301
Sum squared resid	1.004757	Schwarz criterion		-5.031341
Log likelihood	6326.902	Hannan-Quinn criter.		-5.044692
Durbin-Watson stat	1.956396			

3.2.7.9. TGARCH (1,1,1) Modeli

TGARCH (1,1,1) modeli istatistiklerinin olasılık değerleri Tablo 22’de görülmektedir. Bulgular incelendiğinde $RESID(-1)^2 = 0.5128 > 0,05$ olması modelin anlamlı olmadığını göstermektedir.

Tablo 22. TGARCH (1,1,1) Modeline İlişkin İstatistiki Bilgiler

Varyans Denklemi				
C	0,0000106	0,00000268	3.935020	0.0001
RESID(-1)^2	0.006351	0.009704	0.654526	0.5128
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.064769	0.014180	4.567756	0.0000
GARCH(-1)	0.933944	0.012361	75.55478	0.0000
T-DIST. DOF	7.080064	0.876457	8.078055	0.0000
R-squared	0.003552	Mean dependent var	0.000100	
Adjusted R-squared	0.001955	S.D. dependent var	0.020060	
S.E. of regression	0.020040	Akaike info criterion	-5.093559	
Sum squared resid	1.002389	Schwarz criterion	-5.070270	
Log likelihood	6379.495	Hannan-Quinn criter.	-5.085104	
Durbin-Watson stat	2.013845			

TGARCH (1,1,1) modeli için kullanılan Eviews10 paket programı formülü ise aşağıdaki gibidir:

$$\text{GARCH} = C(6) + C(7)*\text{RESID}(-1)^2 + C(8)*\text{RESID}(-1)^2*(\text{RESID}(-1)<0) + C(9)*\text{GARCH}(-1)$$

Tablo 23. Kurulan ARCH/GARCH Modellerine İlişkin Özet Tablo

	ARCH (1)	GARCH (0,1)	GARCH (1,1)	TGARCH (0,1,1)	TGARCH (1,0,1)	TGARCH (1,1,1)	EGARCH (0,1,1)	EGARCH (1,0,1)	EGARCH (1,1,1)
ω	0.00036 (0.0000)	0.00004 (0.5562)	0,00000761 (0.0061)	0,00000949 (0.0000)	0.000367 (0.0000)	0.000010 (0.0001)	-0.12862 (0.0000)	-7.911166 (0.0000)	-0.34864 (0.0000)
α	0.08747 (0.0012)	-----	-----	-----	-0.013051 (0.4354)	0.006351 (0.5128)	-----	0.098211 (0.0529)	0.095622 (0.0000)
β	-----	0.89966 (0.0000)	0.938039 (0.0000)	0.942545 (0.0000)	-----	0.933944 (0.0000)	0.983790 (0.0000)	-----	0.965114 (0.0000)
γ	-----	-----	-----	0.065348 (0.0000)	0.193293 (0.0001)	0.064769 (0.0000)	-0.06824 (0.0000)	-0.167657 (0.0000)	-0.07050 (0.0000)
Olabilirlik oranı	6319.00	6311.95	6364.226	6379.265	6326.902	6379.495	6356.382	6327.870	6376.786
Schwarz Bilgi Kriteri	-5.0281	-5.02251	-5.061188	-5.073215	-5.031341	-5.070270	-5.054915	-5.032115	-5.068104
R ²	0.003339	0.000602	-0.001829	0.001979	-0.000403	0.001955	-0.000444	-0.000835	0.002197
Sonuç	Anlamlı	Anlamsız	Anlamlı	Anlamlı	Anlamsız	Anlamsız	Anlamlı	Anlamsız	Anlamlı

*Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

Varyans denklemi katsayıları anlamlı olan ARCH (0,1), GARCH (1,1), TGARCH (1,0,1), EGARCH (0,1,1) ve EGARCH (1,1,1) modelleri arasında Schwarz Bilgi Kriterlerine göre en düşük değer ve log likelihood değeri en yüksek model olması bakımından en iyi tahmin edilen model TGARCH (0,1,1) modelidir. Kurulan ARCH/GARCH modellerine ilişkin otokorelasyon ve ARCH etkisinin kalıp kalmadığı test edilmelidir. Tablo 24’te otokorelasyon ve ARCH etkileri 1, 2, 3, 4, 5 ve 10. gecikmeye kadar incelenmiştir

Tablo 24. Hata Terimlerinde Otokorelasyon ve Değişen Varyans Testleri

		ARCH (1)	GARCH (0,1)	GARCH (1,1)	EGARCH (0,1,1)	EGARCH (1,0,1)	EGARCH (1,1,1)	TGARCH (0,1,1)	TGARCH (1,0,1)	TGARCH (1,1,1)
1.gecikme	Q-İstatistik	0.3012	23.9720	4.6929	11.4850	0.5934	2.5964	1.9054	0.0282	1.3019
	Olasılık	0.5830	0.0000	0.0300	0.0010	0.4410	0.1070	0.1670	0.8670	0.2540
	R ²	0.3008	23.9364	4.6860	11.4677	0.5925	2.5928	1.9027	0.0281	1.3001
	Olasılık R ²	0.5834	0.0000	0.0304	0.0007	0.4415	0.1074	0.1678	0.8668	0.2542
2.gecikme	Q-İstatistik	13.1310	47.9580	5.3504	22.4330	21.1260	3.4938	2.2431	13.7380	1.4390
	Olasılık	0.0010	0.0000	0.0690	0.0000	0.0000	0.1740	0.3260	0.0010	0.4870
	R ²	13.0589	43.5802	5.1898	20.9629	20.9764	3.3845	2.1871	13.7068	1.4098
	Olasılık R ²	0.0015	0.0000	0.0747	0.0000	0.0000	0.1841	0.3350	0.0011	0.4942
3.gecikme	Q-İstatistik	38.4380	76.9840	8.3144	43.1010	44.9740	6.4102	5.4927	37.7370	3.9333
	Olasılık	0.0000	0.0000	0.0400	0.0000	0.0000	0.0930	0.1390	0.0000	0.2690
	R ²	37.6733	64.3588	7.9874	38.1738	43.6696	6.1232	5.3348	38.0174	3.8584
	Olasılık R ²	0.0000	0.0000	0.0463	0.0000	0.0000	0.1058	0.1489	0.0000	0.2772
4.gecikme	Q-İstatistik	50.3760	86.3140	8.6828	50.9150	55.0050	7.3409	6.9144	48.7920	4.8995
	Olasılık	0.0000	0.0000	0.0700	0.0000	0.0000	0.1190	0.1400	0.0000	0.2980
	R ²	47.5309	67.5468	8.2102	42.4712	50.8092	6.8292	6.5214	47.7846	4.6858
	Olasılık R ²	0.0000	0.0000	0.0842	0.0000	0.0000	0.1452	0.1634	0.0000	0.3211
5.gecikme	Q-İstatistik	51.8180	87.3010	9.8446	51.8610	57.6360	7.9396	7.2744	51.8580	5.4632
	Olasılık	0.0000	0.0000	0.0800	0.0000	0.0000	0.1600	0.2010	0.0000	0.3620
	R ²	47.7130	67.5945	9.5782	42.4821	51.3207	7.6257	6.9969	48.9888	5.3346
	Olasılık R ²	0.0000	0.0000	0.0881	0.0000	0.0000	0.1781	0.2209	0.0000	0.3764
10.gecikme	Q-İstatistik	82.1030	123.7900	14.6170	69.7050	91.0930	14.0700	12.1060	83.4640	10.4590
	Olasılık	0.0000	0.0000	0.1470	0.0000	0.0000	0.1700	0.2780	0.0000	0.4010
	R ²	66.8773	86.8953	14.2500	55.7184	70.9319	14.1396	12.2773	68.4592	10.6006
	Olasılık R ²	0.0000	0.0000	0.1619	0.0000	0.0000	0.1667	0.2669	0.0000	0.3895

Tüm gecikmelerde Q-stat prob değeri ve ARCH-LM Prob. Chi-Square değeri %5’den büyük olan modeller şunlardır: GARCH (1,1), EGARCH (1,1,1), TGARCH (0,1,1) ve TGARCH (1,1,1) (Not: GARCH (1,1) sadece %1’e göre anlamlıdır. Bazı prob değerleri %5’den küçük fakat %1’den büyük olduğundan değerlendirilmemiştir). TGARCH (1,1,1) modelinin de varyans denklemi katsayıları

anlamsız olduğu için değerlendirilmeyeceğinden dolayı geri kalan EGARCH (1,1,1), TGARCH (0,1,1) modellerin öngörü performansları karşılaştırılmıştır.

Kurulan modellere ilişkin özet tablo tekrardan hatırlanırsa TGARCH (1,1,1) modelinin anlamsız olduğu görülmüştür.

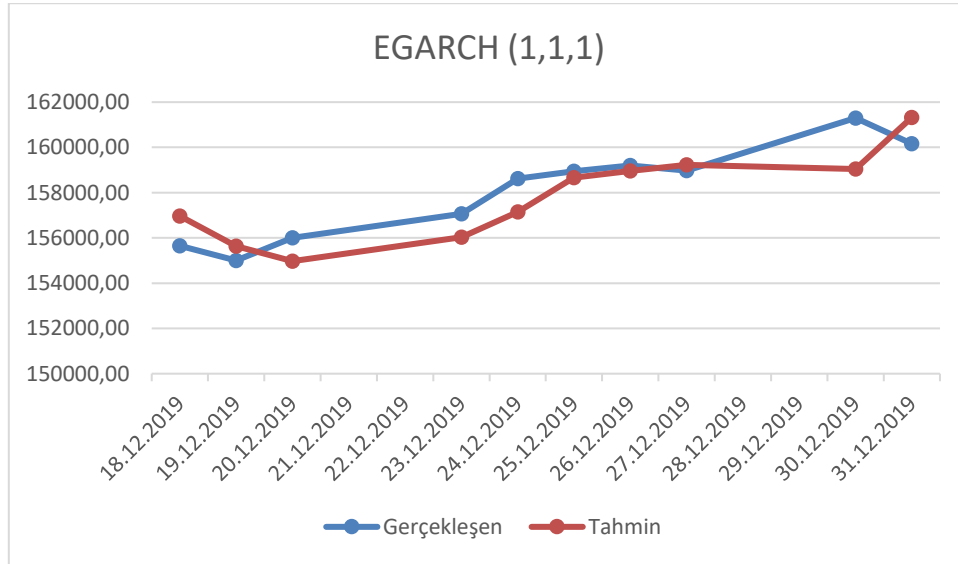
Tablo 25. Modellere İlişkin Özet Tablo

Model	Akaike Bilgi Kriteri	Schwarz Bilgi Kriteri	Hannan-Quinn Bilgi Kriteri	Olabilirlik	Varyans Denklemi Katsayıların Anlamlılığı
ARCH (1)	-5.046783	-5.028152	-5.040019	6319.002	Anlamlı
GARCH (0,1)	-5.041148	-5.022517	-5.034384	6311.956	Anlamsız
GARCH (1,1)	-5.082148	-5.061188	-5.074539	6364.226	Anlamlı
EGARCH (0,1,1)	-5.075875	-5.054915	-5.068266	6356.382	Anlamlı
EGARCH (1,0,1)	-5.053075	-5.032115	-5.045466	6327.87	Anlamsız
EGARCH (1,1,1)	-5.091392	-5.068104	-5.082937	6376.786	Anlamlı
TGARCH (0,1,1)	-5.094175	-5.073215	-5.086565	6379.265	Anlamlı
TGARCH (1,0,1)	-5.052301	-5.031341	-5.044692	6326.902	Anlamsız
TGARCH (1,1,1)	-5.093559	-5.07027	-5.085104	6379.495	Anlamsız

3.2.7.10. EGARCH (1,1,1), TGARCH (0,1,1) Modelleri Öngörü Performansları

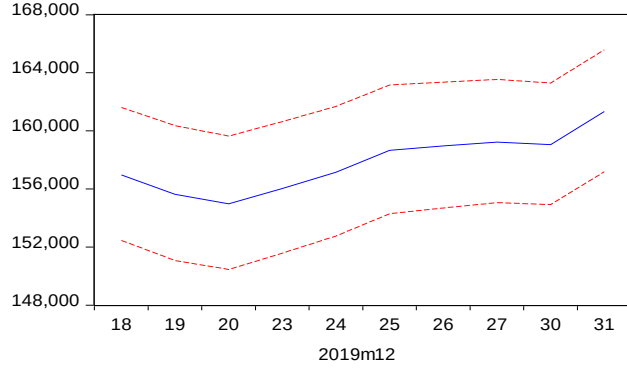
ARCH modellerinde öngörü performansları arasında seçim yapılırken Ortalama Mutlak Oransal Hata (MAPE), Ortalama Hata Karesinin Kökü (RMSE), Ortalama Mutlak Hata (MAE), Ortalama Hata Karesi (MSE), Ortalama Hata (ME) ve Theil Eşitsizlik Katsayısı değerlerine bakıldığı görülmektedir. Karşılaştırma yapılırken bu değerlerden bir veya iki tanesi dikkate alınmakta ve değeri en düşük olan modelin öngörülmesinde başarılı olduğu varsayılmaktadır.

Kurulan modellerin öngörülleri için model tahmininde dışarıda bırakılan son 10 gün için öngörüler ve performansları hesaplanmıştır. Hesaplamalar modellerin varyansının değişmeyeceğini varsayarak öngörülerde bulunan statik yöntemle yapılmıştır. Aşağıdaki şekillerde EGARCH (1,1,1) ve TGARCH (0,1,1) modeline ait öngörü performanslarına ait değerler ve modellerin öngörülleri ile gerçekleşen değerler arasındaki ilişki grafik yardımıyla gösterilmiştir. Grafik incelendiğinde tahminler ile gerçekleşen değerler birbirine oldukça yakın bir seyir izlediği anlaşılmaktadır.

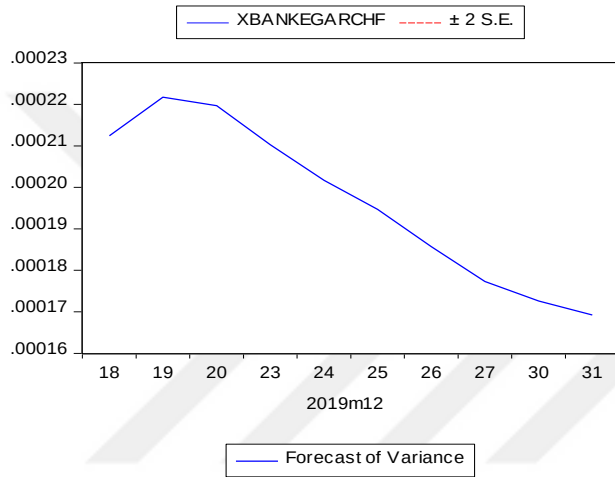


Şekil 3. EGARCH (1,1,1) Modeli Öngörü Performansı Grafiği

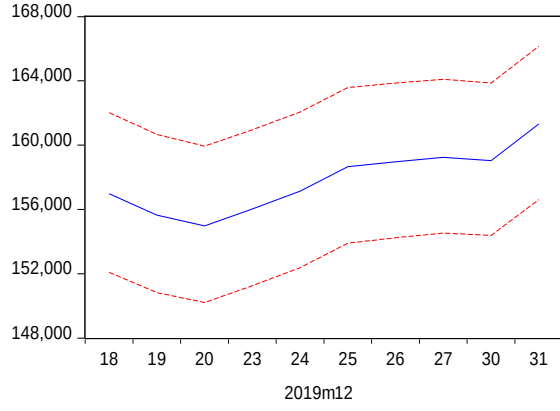
Tablo 26. EGARCH (1,1,1) Öngörü Performansı Verileri



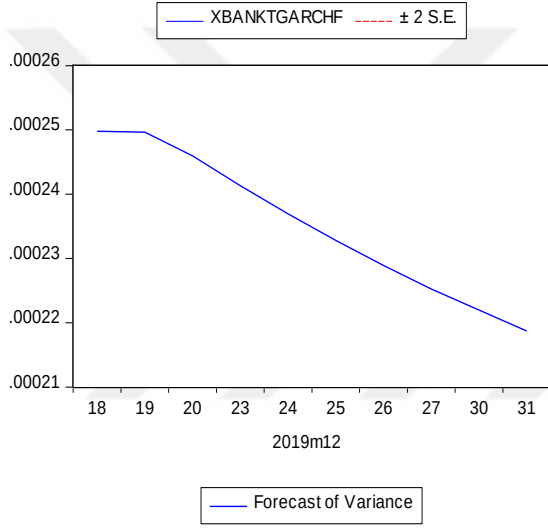
Forecast: XBANKEGARCHF	
Actual: XBANK	
Forecast sample: 12/18/2019 12/31/...	
Included observations: 10	
Root Mean Squared Error	1141.915
Mean Absolute Error	968.6079
Mean Abs. Percent Error	0.611722
Theil Inequality Coefficient	0.003615
Bias Proportion	0.066120
Variance Proportion	0.006711
Covariance Proportion	0.927169
Theil U2 Coefficient	0.975271
Symmetric MAPE	0.612876

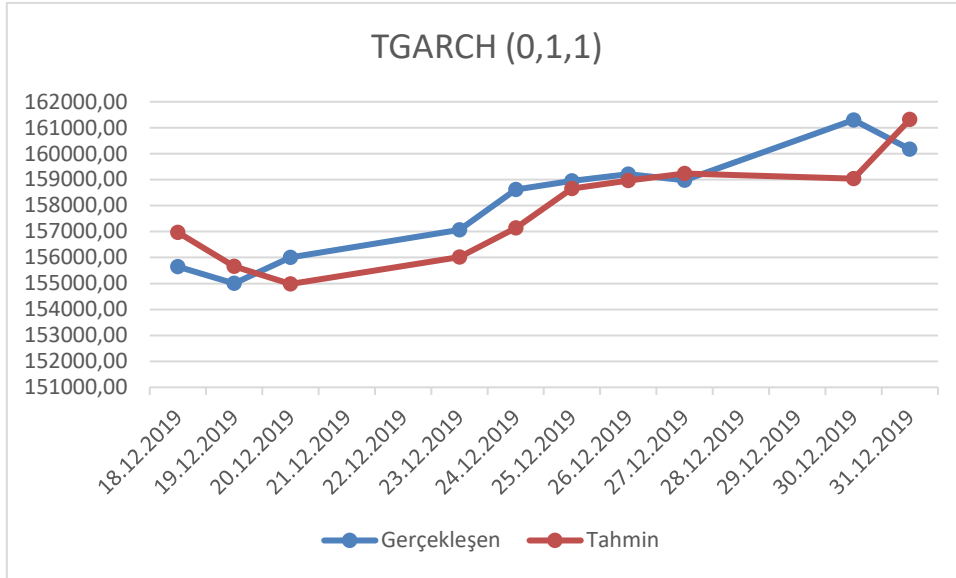


Tablo 27. TGARCH (0,1,1) Öngörü Performansı Verileri



Forecast: XBANKTGARCHF	
Actual: XBANK	
Forecast sample: 12/18/2019 12/31/...	
Included observations: 10	
Root Mean Squared Error	1145.404
Mean Absolute Error	971.8032
Mean Abs. Percent Error	0.613767
Theil Inequality Coefficient	0.003626
Bias Proportion	0.065791
Variance Proportion	0.007140
Covariance Proportion	0.927069
Theil U2 Coefficient	0.978245
Symmetric MAPE	0.614932





Şekil 4. TGARCH (0,1,1) Modeli Öngörü Performansı Grafiği

Tanımlayıcı istatistiklere ve modellerin SIC, AIC, R^2 , ve Log. Olabilirlik istatistiklerine bakıldıktan sonra THEIL Eşitsizlik Katsayısı (THEIL) ve Ortalama Mutlak Oransal Hata (MAPE) kriterlerine de bakılmıştır. Theil (Theil Inequality Coefficient-TIC) kabul görmüş modellerin öngörü performansını test etmekte kullanılmakta ve THEIL istatistiğinin değerinin sıfıra yakın olması istenmektedir. Volatilite hesaplamasında kullanılacak modelin belirlenmesi için THEIL değeri en küçük değer olan model seçilmelidir.

Tablo 28. EGARCH (1,1,1), TGARCH (0,1,1) Modelleri Öngörü Performansları Özet Tablo

Model	RMSE	MAE	MAPE	THEIL
EGARCH (1,1,1)	1141.915	968.6079	0.611722	0.003615
TGARCH (0,1,1)	1145.404	971.8032	0.613767	0.003626

Her iki model de XBANK endeksini ortalama %0,61 (mape) hata ile öngörmüş ve hata payının %1 bile olmadığını göstermektedir. Bu sonuçlar doğrultusunda yapılan analizin hata payının çok küçük olduğu söylenebilir. Her iki model de asimetric etkileri dikkate aldığı için tercih edilebilir. İki model de başarılıdır. Bilgi kriterlerine ve Loglikelihood değerlerine göre ise TGARCH (0,1,1) nispeten EGARCH (1,1,1)'den daha iyi olduğunu yukarıdaki kısımda

açıklanmıştı.

EGARCH (1,1,1) modelin çıktısı tekrar hatırlanacak olursa aşağıdaki gibiydi:

Tablo 29. EGARCH (1,1,1) Model Tekrarı

	Varyans Denklemi			
C(6)	-0.348642	0.074172	-4.700436	0.0000
C(7)	0.095622	0.020880	4.579498	0.0000
C(8)	-0.070505	0.013420	-5.253930	0.0000
C(9)	0.965114	0.008562	112.7146	0.0000

EGARCH (1,1,1) model çıktısındaki veriler formülde yerine yazılacak olursa aşağıdaki gibi formüle edilir:

$$\log(h_t) = -0.348642 + 0.965114 \log(h_{t-1}) + 0.095622 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| - 0.070505 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$$

Burada $\gamma \neq 0$ ise, asimetrik etkinin bulunduğunu ve $\gamma < 0$ ise kaldıraç etkisinin olduğunu yani aynı büyüklükteki negatif şokların volatiliteye etkisinin pozitif şoklardan daha fazla olduğunu işaret etmektedir. XBANK getiri serisinde asimetrik etki söz konusudur ve $\gamma < 0$ olduğu için kaldıraç etkisi vardır.

TGARCH (0,1,1) modelin çıktısı tekrar hatırlanacak olursa aşağıdaki gibiydi:

Tablo 30. TGARCH (0,1,1) Model Tekrarı

	Varyans Denklemi			
C	0,00000949	0,00000234	4.056963	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.065348	0.011291	5.787591	0.0000
GARCH(-1)	0.942545	0.009440	99.84832	0.0000

TGARCH (0,1,1) model çıktısındaki veriler formülde yerine yazılacak olursa aşağıdaki gibi formüle edilir:

$$\sigma_t^2 = 0,00000949 + \sum_{k=1}^r 0.065348 e_{t-k}^2 I_{t-k}^- + \sum_{j=1}^q 0.942545 \sigma_{t-j}^2$$

$\gamma \neq 0$ ise yeni haberlerin etkisinin farklı olacağı söylenir. Olumlu haberin etkisi α kadar, olumsuz haberin etkisi $\alpha + \gamma$ kadar olacaktır.

$\gamma = 0$ ise, yeni haberlerin volatilité üzerindeki etkisinin asimetric olmadığı anlamına gelir.

$\gamma > 0$ ise olumsuz haberin volatilité üzerindeki etkisinin olumlu haberin etkisinden daha fazla olacağını yani i'inci düzeyden kaldıraç etkisinin bulunduğunu gösterir. Bu modelde ise $\gamma > 0$ olduğundan olumsuz haberlerin volatilité üzerindeki etkisi olumlu haberlerin etkisinden daha fazladır.

SONUÇ

Bu çalışmada 1/04/2010-12/31/2019 dönemlerini kapsayan BIST Banka endeksine ait 2514 günlük kapanış değerleri kullanılarak volatilité modellenmesi incelenmiştir. İlk olarak tanımlayıcı istatistiksel verilerine bakılmıştır. XBANK endeksinin Jarque-Bera değeri (568.7887) %5 kritik değeri (5.99147) aştığından dolayı normal dağılıma sahip olmadığı gözlemlenmiştir. Normal dağılıma sahip olmayan seriler ise durağan-dışı olma durumu hakkında bir ön bilgi vermektedir.

Daha sonra varyans modellemesine geçmeden önce serinin durağanlık analizi yapılmıştır. ADF birim kök testi ile incelenen seri düzeyde sabitsiz modelde tüm anlamlılık seviyesinde, sabit içeren ve trend içeren modelde ise %1 anlamlılık seviyesinde birim kök içermekte olduğu görülmüştür. Serinin durağanlaşması için birinci farkı alınıp tekrar incelenmiş ve seri tüm anlamlılık seviyelerinde durağan hale geldiği tespit edilmiştir. Bu aşamadan sonra volatilité modellemesine durağanlığı tespit edilen getiri serisi üzerinden devam edilmiştir.

XBANK endeksinde ARCH etkisinin var olup olmadığı ve akabinde en uygun volatilité modeli araştırılmadan önce uygun ARMA modeli seçilmiştir. Gecikme sayısı 10 olarak belirlenmiş ve tüm ARMA modelleri BIC bilgi kriterlerine göre küçükten büyüğe doğru sıralanmıştır. Modeller küçükten büyüğe doğru sıralı bir şekilde anlamlılık durumları araştırılmış ve ARMA (2,2) modelinin uygun model olduğu sonucuna varılmıştır. Modelde ARCH etkisinin olup olmadığı da 30. gecikmeye kadar test edilmiştir. Tüm gecikmelerde ARCH-LM testinin olasılık değerleri %5 anlamlılık seviyesinde kritik tablo değerini aşmadığından sıfır hipotez olan ARCH etkisi yoktur hipotezi reddedilmiştir ($p < 0.05$). Modelde ARCH etkisi vardır. Ayrıca modele ait korelogram tablosu incelenmiş ve hata terimleri arasında otokorelasyon bulunmuştur. Böylece korelogram analizi ile de ARCH etkisinin olduğu anlaşılmıştır.

ARCH etkisinin tespit edilmesinin ardından bu etkinin ortadan kaldırılması için buna en uygun ARCH (p,q), GARCH (p,q), EGARCH (p,q) ve TGARCH (p,q) modelleri tahmin edilmiştir. ARCH ve GARCH modeli normal dağılım

varsayımına göre işlediğinden dolayı tek başına incelenmeleri yetersiz kalacağı düşünüldüğünden EGARCH ve TGARCH modelleri de çalışmaya dahil edilerek daha kapsamlı ve daha güvenilir sonuçlar elde etmek amaçlanmıştır.

Model seçimine ait elde edilen bulgular incelendiğinde ARCH (1), GARCH (1,1), EGARCH (0,1,1), EGARCH (1,1,1) ve TGARCH (0,1,1) modellerinin olasılık değerleri %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı oldukları ($p < 0.05$); GARCH (0,1), EGARCH (1,0,1), TGARCH (1,0,1) ve TGARCH (1,1,1) modellerinin ise olasılık değerleri %5 anlamlılık düzeyinde anlamsız oldukları ($p > 0.05$) sonucuna ulaşılmıştır. Anlamlı çıkan modeller içinde ise TGARCH (0,1,1) modelinin bilgi kriteri en düşük ve olabilirlik oranının en yüksek olan model olmasından hareketle XBANK serisinin volatilité modellenmesinde en uygun model olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca anlamlı çıkan modelleri MAPE kriterine göre de karşılaştırılmak için son 10 günlük öngörü performanslarına bakılmıştır. MAPE kriterine göre EGARCH (1,1,1) modeli her ne kadar çok küçük bir farkla da olsa TGARCH (0,1,1) modeline göre öngörüyü daha az hata payı ile tahmin etmiştir. Böylece BIST Banka endeksinin volatilité modellenmesinde EGARCH ve TGARCH modelleri uygun olduğu söylenebilir. Ayrıca çalışmada elde edilen bulgular endeksin piyasaya gelen olumlu ve olumsuz haberlere farklı tepki verdiği yönünde bilgiler vermektedir.

Literatüre bakıldığında volatilité modellenmesi incelenirken genellikle diagnostik testlerin yapılmadığı ve öngörü performanslarına bakılmadığı görülmektedir. Diagnostik testlerin yapıldığı çalışmalar ise çoğunlukla bir gecikmeye kadar incelemektedir. Bu çalışma diagnostik testlerin ve öngörü performansların kıyaslanması açısından diğer çalışmalardan ayrılmaktadır ve bu çalışmanın önemini göstermektedir.

Bankacılık endeksinin volatilité modellenmesi üzerine Türkiye’de yapılmış çalışmalara bakıldığında oldukça sınırlı kaldığı görülmektedir. Literatürdeki çalışmalar volatilité modellenmesini incelerken genellikle BIST 100 endeksi üzerinde yoğunlaşmıştır. Yine de çalışmamız literatürde incelenen sınırlı sayıdaki benzer çalışmalar ile kıyaslanacak olursa Karahanoğlu ve Ercan (2015) ile benzer sonuçlar vermekte olduğu görülmüştür.

Çalışmanın sonuçları gelecekteki birtakım çalışmalar için temel

niteliğindedir ve sonuçlara dikkatle yaklaşılmalıdır. Nitekim farklı veri seti ve yöntemler kullanılarak daha gelişmiş ve farklı sonuçlar elde edilebilecektir. Örneğin bu çalışmada veri seti 2008 global ekonomik krizinin etkilerinden arındırmak için krizden sonraki dönemi kapsayacak şekilde oluşturulmuştur. Gelecekteki çalışmalar ile kriz dönemini de kapsayacak şekilde (özellikle Türkiye’de 2001 yılında yaşanan bankacılık krizini de kapsayabilir) analiz sonuçları genişletilebilir.



KAYNAKLAR

- Aggarwal, R., Inclan, C., & Leal, R. (1999). Volatility in Emerging Stock Markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34(1), 33-55.
- Akar, C. (2007) Volatilite modellerinin öngörü performansları: ARCH, GARCH ve SWARCH karşılaştırması. *İşletme Fakültesi Dergisi*. 8 (2), 201-217.
- Akay, H. & Nargeleçekenler, M. (2006). Finansal piyasa volatilitesi ve ekonomi. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 61(4), 5-36.
- Akgün, E. (2016) *Türkiye risk primi göstergelerinde dalgacık bazlı parçalı durağanlık analizi ve volatilité modelleri* (Yüksek Lisans tezi). <https://tez.yok.gov.tr/UlusalTezMerkezi/> adresinden edinilmiştir.
- Alam, Z., Siddikee, N. & Masukujjaman, M. (2013). Forecasting Volatility of Stock Indices with ARCH Model, *International Journal of Financial Research*, 4(2), 126-43.
- Altıntaş, İ. (2011). *İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda şirkete özgü volatilité analizi* (Yüksek Lisans Tezi). <https://tez.yok.gov.tr/UlusalTezMerkezi/> adresinden edinilmiştir.
- Arıcan, E. (2002). *Gelişmekte olan ülkelerde istikrar politikaları: Türkiye*, İstanbul: Derin Yayınları.
- Arıcan, E., Yücememiş, B. T. & Işıl, G. (2009). *Türk Bankacılık sektöründe Pazar hakimiyeti ve sektörün rekabet gücünün uygulamalı analizi*, İstanbul: İTO Yayınları.
- Artun, T. (1980). *Türkiye'de Bankacılık*, İstanbul: Teknik Yayınevi.
- Artun, T. (1983). *İşlevi, gelişimi, özellikleri ve sorunlarıyla Türkiye'de bankacılık*, İstanbul: Tekin Yayınevi.
- Awartani, M. A. & Corradi, V. (2005). Predicting the volatility of the S&P-500 stock index via GARCH models: the role of asymmetries, *International Journal of Forecasting*, 21(1), 167-183
- Bekaert, G. & Harvey, C (1997). Emerging equity market volatility, *Journal of Financial Economics*, 43(1), 29-77

- Birau, R., Trivedi, J. & Antonescu, M. (2015). Modelling S&P Bombay Stock Exchange BANKEX Index volatility patterns using GARCH models, *Procedia Economics and Finance*, 32(1), 520-525.
- Black, F. (1976), *Studies of stock price volatility changes*. Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, 177-181.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Econometrica*. 31(3), 307-327.
- Borsa İstanbul. BIST Pay Endeksleri, <http://www.borsaistanbul.com/endeksler/bist-pay-endeksleri> adresinden 26.10.2018 tarihinde edinilmiştir.
- Borsa İstanbul. Pay Piyasası. <https://www.borsaistanbul.com/urunler-ve-piyasalar/piyasalar/pay-piyasasi> adresinden 17.10.2019 tarihinde edinilmiştir.
- Borsa İstanbul. Volatilite hesaplaması. <http://www.borsaistanbul.com/veriler/verileralt/hisse-senetleri-piyasasi-verileri/endeks-verileri/volatility> adresinden 25.10.2018 tarihinde edinilmiştir.
- Borsa Terimleri Sözlüğü (2018). <http://www.borsagundem.com/p/borsa-terimleri-sozlugu> adresinden 26.10.2018 tarihinde edinilmiştir.
- Box, G.E.P. & Jenkins, G.M. (1970) *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden-Day, San Francisco.
- Brooks, C. & Burke, S.P. (2003) Information Criteria for GARCH model selection, *The European Journal of Finance*, 9, 557-580.
- Brooks, C. (2014). *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge: Cambridge University Press
- Caporin, M. & McAleer, M. (2006). Dynamic Asymmetric GARCH, *Journal of Financial Econometrics, Society for Financial Econometrics*, 4(3), 385-412.
- Charles, A. & Darne, O. (2019). Volatility estimation for Bitcoin: Replication and robustness, *International Economics*, 157, 23-32.
- Chen, W. Y. , Lian, K. K. (2005). A Comparison of Forecasting Models For Asean Equity Markets, *Sunway Academic Journal*. 2, 1-12,
- Çelik, İ., Özdemir A. & Gülbahar Demir S. (2018). İslami hisse senedi endeksleri

- arasında getiri ve volatilité yayılımı: gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalarda çok değişkenli VAR-EGARCH uygulaması. *Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi*. 1(2), 89-100.
- Çil, N. (2018). *Finansal Ekonometri*, İstanbul: Der Yayınları.
- Çolak, F. D. (2013). *Volatilitenin modellenmesi ve öngörülmesinde ARCH modelleri: IMKB-100 endeksi üzerine bir uygulama*. (Yüksek Lisans Tezi). <https://tez.yok.gov.tr/UlusalTezMerkezi/> adresinden edinilmiştir.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With A Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Ding, Z., Granger, C.W.J. ve Engle, R.F. (1993) A Long Memory Property of Stock Market Returns and A New Model, *Journal of Empirical Finance*, 1, 83-106.
- Durgun, Ö. (2016). 2008 Küresel Krizinin ardından Türk Bankacılık sistemi, *Yüzüncü Yıl İİBF Dergisi*, Kış (1), 39-59.
- Engle, R. F. & Victor K. Ng. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *The Journal of Finance*, 48(5), 1749-1778
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*. 50(4), 987-1007.
- Engle, R. F., Lilien, D. M., & Robins, R. P. (1987). Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model. *Econometrica*. 55(2), 391-407.
- Er, S. (2009). Devletin bankacılık sektöründe düzenleyici, denetleyici rolü ve Türkiye uygulaması, İstanbul: İTO Yayınları.
- Frances, P. H. & Dijk, v. D. (2000). *Non-linear time series models in empirical finance*. The Press Syndicate of the University of Cambridge.
- Frimpong, J. M. & Oteng, A. E. F. (2006). Modelling and Forecasting Volatility of Returns on the Ghana Stock Exchange Using GARCH Models,

- American Journal of Applied Sciences* 3(10), 2042-2048.
- German M. & Klass M. (1980). On the estimation of security price volatility from historical data, *Journal of Business*, 53, 67-69.
- Glosten, L., Jagannathan, R. & Runkle, D. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*, 48 (5): 1779-1801.
- Gokcan, S. (2000). Forecasting volatility of emerging stock markets: linear versus non-linear GARCH models, *Journal of Forecasting*, 19(6), 499-504
- Goudarzi, H. & Ramanarayanan, C. S. (2011). Modeling Asymmetric Volatility in the Indian Stock Market, *International Journal of Business and Management*, 6(3), 221-231.
- Gökçe, A. (1998), *Zaman Serilerinde Koşullu Değişen Varyanslılık Yapısı: ARCH Modelleri–Döviz ve Sermaye Piyasalarına Bir Uygulama* (Doktora tezi), <https://tez.yok.gov.tr/UlusalTezMerkezi/> adresinden edinilmiştir.
- Gujarati Damodar N., (1995), *Temel Ekonometri*, İstanbul: Literatür Yayınları, 33.
- Gürsoy, S. & Eroğlu, Ö. (2016). Yükselen ekonomilerin pay piyasaları arasında getiri ve volatilité yayılımı: 2006 -2015 yılları arasında yapılmış bir analiz. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 3(1), 16-33.
- Hacıhasanoğlu, E. (2003). *Menkul Kıymet Piyasalarında Volatilitenin Modellenmesi İMKB İçin Bir Deneme*, Ankara: Sermaye Piyasası Kurulu
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. New Jersey: Princeton University Press
- Hsieh, F. Y. (1989). Sample size tables for logistic regression, *Statistics in Medicine*, 8, 795-802.
- Jarque, C. M. & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6 , 255-259.
- Johnston, J. , Dinardo, J. (1997), *Econometric Methods*, Fourth Edition, New York: McGraw-Hill Companies
- Kalaycı, Ş. (2005). Borsa ve ekonomide volatilité ilişkisi: İMKB’de bir şartlı varyans analizi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler*

- Fakültesi Dergisi*, 10(1), 241-250.
- Kale, İ. (2006). VOLATİLİTE değ erleme ve tahmini i in GARCH modellerinin kullanımı (Y ksek Lisans Tezi). <https://tez.yok.gov.tr/UlusalTezMerkezi/> adresinden edinilmiřtir.
- Karahanog lu, I. & Ercan, H. (2015). BNK10 Endeksindeki kaldıra  etkisinin Genelleřtirilmiř Otoregresif Kořullu Deėiřen Varyans Modeli ile analiz edilmesi, *Uluslararası Alanya İřletme Fak ltesi Dergisi*, 7(3), 169-181.
- Karcioėlu, R. &  zer, N. (2017). BIST’de haftanın g n  ve tatil etkisi anomalilerinin getiri ve oynaklık  zerindeki etkisinin incelenmesi. *KT  Sosyal Bilimler Enstit s  Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(14), 457-483
- Karluk, R. (2002). *T rkiye Ekonomisi: Tarihsel geliřim, yapısal ve sosyal deėiřim*, İstanbul: T rkiye İř Bankası Yayınları.
- Kayahan, C., Aydemir, O. & Ak ay, B. (2009). D V Z piyasalarında EWMA modeli kullanılarak hesaplanan volatilit  tahminlerinin test edilmesi. *S  İ BF Sosyal ve Ekonomik Arařtırmalar Dergisi*. 8(16), 503-522.
- K kcen, A. (2010). *Kořullu Varyans Modelleri: Finansal Zaman Serileri  zerine Uygulama* (Y ksek Lisans tezi), <https://tez.yok.gov.tr/UlusalTezMerkezi/> adresinden edinilmiřtir.
- K seoėlu, S. D. (2010). 1997-2010 d nemi T rk Bankacılık sekt r  risk analizi, *Niėde  niversitesi İ BF Dergisi*, 3(2), 119-134.
- Kula, V. & Baykut, E. (2017). BIST Banka Endeksi’nin (XBANK) volatilit  yapısının Markov Rejim Deėiřimi GARCH modeli (MSGARCH) ile analizi, *Bankacılar Dergisi*, (102), 89-110.
- Kula, V. & Baykut, E. (2018). B ST řehir endekslerinin volatilit  yapıları ve rejim deėiřimlerinin analizi. *Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi*. 1(1),38-59.
- Kurt, B. & Gooijer, J. G. (1994). Autoregressive-asymmetric moving average models for business cycle data, *Journal of Forecasting*, 18, 529-544.
- Kutlar, A. (2000). *Ekonometrik zaman serileri*. (1.Baskı.) Ankara: Gazi Kitabevi.
- Kuzu, S. (2018). Borsa İstanbul Endeksi (BIST 100) getiri volatilit sinin ARCH ve GARCH modeli ile tahmin edilmesi. *Muhasebe ve Vergi Uygulamaları Dergisi.  zel Sayı*, 608-624.

- Mapa, D. S. (2004), A Forecast comparison of financial volatility models: GARCH (1,1) is not enough. *The Philippine Statistician*. 53(1-4), 1-10.
- Miron, D. & Tudor, C. (2010). Asymmetric Conditional Volatility Models: Empirical Estimation and Comparison of Forecasting Accuracy, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 3(2010), 74-82
- Najar, N. A. (2016). View of education development in Oman. *Academic research journals*, 4(1), 10-18.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *The Econometric Society*. 59(2), 347-370.
- Ocakcı, H. A. (2009). Bankacılıkta Risk Yönetimi ve Kredi Riskinin Çok Değişkenli İstatistiksel Yöntemlerle İncelenmesi ve Uygulamalar. (Yüksek Lisans tezi). <https://tez.yok.gov.tr/UlusalTezMerkezi/> adresinden edinilmiştir.
- Olowe, R. A. (2009). Modelling Naira/Dollar Exchange Rate Volatility: Application Of Garch And Assymetric Models, *International Review of Business Research Papers*, 5(3), 377- 398
- Parkinson, M. (1980). The extreme value method for estimating the variance of the rate of return, *The Journal of Business*, 53(1), 61-65
- Piyasa Rehberi (2018), Risk nedir? Finansal risk çeşitleri nelerdir? <http://piyasarehberi.org/piyasa/132-risk-nedir-finansal-risk-cesitleri-nelerdir> adresinden 7.11.2018 tarihinde edinilmiştir.
- Piyasa Rehberi (2018), VIX Volatilite endeksi nedir? <http://piyasarehberi.org/piyasa/89-vix-volatilite-endeksi-nedir> adresinden 14.11.2018 tarihinden alınmıştır.
- Poon, S.-H. (2005). *A practical guide to forecasting financial market volatility*. Chichester: John Wiley and Sons, Ltd.
- Rashid, A. Ahmad, S. (2008). Predicting Stock Returns Volatility: An Evaluation of Linear vs. Nonlinear Methods, *International Research Journal of Finance and Economics*, (20), 141-150.
- Roger, L. C. G. & Satchell, S. E. (1991). Estimating variance from high, low and closing prices, *Annals of Applied Probability*, 1(4), 504-512
- Sarıkaya, T. F. N. (2007). *İMKB’de volatilite, likidite, işlem hacmi ve getiri*

- ilişkisinin ekonometrik analizi* (Yüksek Lisans Tezi).
<https://tez.yok.gov.tr/UlusalTezMerkezi/> adresinden edinilmiştir.
- Sarıoğlu, S. E. (2005). *Değişkenlik modelleri ve İMKB hisse senetleri piyasasında değişkenlik modellerinin kesitsel olarak irdelenmesi* (Doktora tezi).
<https://tez.yok.gov.tr/UlusalTezMerkezi/> adresinden edinilmiştir.
- Sevüktekin, M., & Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*, Ankara: Nobel Yayıncılık.
- Slutzky, E. (1927). The Summation of Random Causes as the Source of Cyclic Processes, *Econometrica*, 5(2), 105-146.
- Su, C. (2010). Application of EGARCH Model to Estimate Financial Volatility of Daily Returns: The empirical case of China, *University of Gothenburg, School of Business, Economics and Law. Master Degree Project* No.2010:142.
- Sümer, G. (2016). Türk Bankacılık sektörünün tarihsel gelişimi ve ABD Bankacılık sektörü ile karşılaştırılması, *Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 18(2), 485-508.
- Şahin, Ö. ve Akif Öncü, M. (2015). Volatilite alanında yapılmış lisansüstü tezlere yönelik bir içerik analizi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (68), 135-156.
- Tarı, R. (2011). *Ekonometri*. Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Tamilselvan, M. & Shaik, M. V. (2016). Forecasting stock market volatility – Evidence from Muscat Security Market using GARCH models, *International Journal of Commerce and Finance*, 2(1), 37-53.
- Taylor, S. (1994). Modelling Stochastic Volatility: A Review and Comparative Study. *Mathematical Finance*, 4, 183-204.
- Tekeli, İ., & İlkin, S. (1983). *1929 Dünya Buhranında Türkiye'nin iktisadi politika arayışları*, İstanbul: Bilge Kültür Sanat Yayınevi.
- Tekeli, İ., & İlkin, S. (1997). *Para ve kredi sisteminin oluşumunda bir aşama Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası*, Ankara: TCMB.
- Tsay, Rue S. (2010), *Analysis of Financial Time Series*, New Jersey: Wiley&Sons
- Tuna, K. & İsabetli, İ. (2014). Finansal piyasalarda volatilite ve Bist-100 örneği. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (27), 21-31.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası.
<http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Ba>

nka+Hakkında/Eğitim-Akademik/Terimler+Sozlugu/# adresinden
24.10.2018 tarihinde edinilmiştir.

Var, U. (2015). *Türkiye ile bazı gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki getiri ve volatilité yayılma ilişkisi ile entegrasyonun analizi (2009-2014)* (Yüksek Lisans tezi).
<https://tez.yok.gov.tr/UlusalTezMerkezi/> adresinden edinilmiştir.

Yıldırın, D. (2011). E-Views Uygulamalı Temel Ekonometri: Makro Ekonomik Verilerle. İstanbul: Türkmen Kitapevi.

Yule, G. U. (1927). On a Method of Investigating Periodicities in Disturbed Series, Transactions of the Royal Society of London, A, 226, 267-298.

Zakoian, J. M. (1994). Threshold heteroskedastic models, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(5), 931-955.

ÖZ GEÇMİŞ

Adı, Soyadı	Gülşah AY		
Doğum Yeri ve Yılı	Elbistan / 22.04.1992		
Medeni Durumu	Bekar		
Bildiği Yabancı Diller ve Düzeyi	Almanca ve İngilizce (Orta Düzey)		
Öğrenim Durumu	Başlama- Bitirme Yılı		Kurum Adı
Lise	2008	2011	Elbistan Lisesi
Lisans	2012	2016	Akdeniz Üniversitesi
Yüksek Lisans	2017	-	Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi
Doktora			
Çalıştığı Kurum (/lar)			Başlama- Ayrılma Yılı
1.			
2.			
3.			
Üye Olduğu Bilimsel ve Mesleki Kuruluşlar			
Katıldığı Proje ve Toplantılar			
Yayınlar	Ay, G., Karademir, F., ve Yacan, H. (2019). Finansal Okur-Yazarlık Üzerine Bir Çalışma: RTE Üniversitesi'nde Bir Uygulama, <i>ASOS 6. Uluslararası Sosyal Beşeri ve İdari Bilimler Sempozyumu, Alanya</i>, Yacan, H. ve Ay, G. (2019). Perakende İşletmelerinde Market İçi Gerilla Pazarlama Uygulamalarının Tüketicilerin Kolayda Ürün Tercihlerine Etkisi Üzerine Bir Çalışma, <i>International Paris Conference on Social Sciences – III, Paris</i>		
Aldığı Ödüller			
İletişim (eposta)	gulsahay55@gmail.com		