

**T.C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**

Yüksek Lisans Tezi

**ISO İLK 500'DE 1993-2007 YILLARI ARASINDA
YER ALAN VE BORSADA İŞLEM GÖREN
FİRMALARIN AYLIK GETİRİLERİYLE ARCH-
GARCH MODELLERİNİ KULLANARAK
VOLATİLİTE HESABININ YAPILMASI**

**Filiz ARSLAN
No: 2501050301**

İstanbul 2009

**T.C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**

Yüksek Lisans Tezi

**ISO İLK 500'DE 1993-2007 YILLARI ARASINDA
YER ALAN VE BORSADA İŞLEM GÖREN
FİRMALARIN AYLIK GETİRİLERİYLE ARCH-
GARCH MODELLERİNİ KULLANARAK
VOLATİLİTE HESABININ YAPILMASI**

**Filiz ARSLAN
No: 2501050301**

**Tez Danışmanı
Yrd. Doç. Kutluk Kağan SÜMER**

İstanbul 2009

T.C
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

TEZ ONAYI

Enstitümüz EKONOMETRİ Anabilim Dalında 2501050301 numaralı FİLİZ ARSLAN'IN hazırladığı "ISO İLK 500'DE 1997-2007 YILLARI ARASINDA YER ALAN VE BORSADA İŞLEM GÖREN FİRMALARIN AYLIK GETİRİLERİYLE ARCH-GARCH MODELLERİNİ KULLANARAK VOLATİLİTE HESABININ YAPILMASI" konulu YÜKSEK LİSANS/ DOKTORA TEZİ ile ilgili TEZ SAVUNMA SINAVI, Lisansüstü Öğretim Yönetmeliği'nin 15.Maddesi uyarınca 15/04/2009 ÇARŞAMBA günü Saat 14:00 'da yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin*Kabulü*.....'ne* OYBİRLİĞİ /OYÇOKLUĞUYLA karar verilmiştir.

JÜRİ ÜYESİ	KANAATI(*)	İMZA
PROF.DR.TARGAN ÜNAL	<i>Kabul</i>	<i>[Signature]</i>
PROF.DR.AHMET GÖKÇEN	<i>Ahmet Gökçen</i>	<i>[Signature]</i>
PROF.DR.KARUN NEMLİOĞLU	<i>Kabul</i>	<i>[Signature]</i>
YRD.DOÇ.DR.ÖZLEM GÖKTAŞ	<i>Kabul</i>	<i>[Signature]</i>
YRD.DOÇ.DR.KUTLUK KAĞAN SÜMER	<i>Kabul</i>	<i>[Signature]</i>

ÖZ

Zaman serisi analizi, yüksek frekanslı finansal verilerin analizlerinde yoğun olarak kullanılan bir tekniktir. Finansal zaman serilerinin analizinde bu tekniğin kullanılmasının nedeni, oldukça sağlıklı sonuçlar elde edilebilmesidir. Bu çalışma, zaman serilerinin analizi yardımı ile İSO İlk 500'de 1993-2007 yılları arasında yer alan ve aynı zamanda İMKB'de işlem gören toplam 62 adet firmaya ait hisse senetlerinin aylık getiri oranlarını hesaplamayı amaçlamaktadır. Söz konusu getiri oranları, 02.01.1993 – 28.09.2007 dönemini kapsayan toplam 3609 güne ait bilgileri içermektedir.

Anahtar Kelimeler: Zaman Serileri, Koşullu Değişen Varyanslılık, ARCH (Oto regresif Koşullu Değişen Varyans) modeli, GARCH (Genelleştirilmiş Oto regresif Koşullu Değişen Varyans) modeli ve türevleri, Volatilite Modelleri

ABSTRACT

Time series analysis is an econometric technique using densely in high frequency financial data analysis. Why it is used in financial time series analysis is to be able to get pretty good and reliable results. This study, by using time series analysis, aims to researches monthly returns ratios of the shares of 62 firms that are in ISO-500 for 1993 to 2007 and are in IMKB also. This return ratios contains totally 3609 days' data of 02 January 1993 to 28 September 2007.

Key Words: Time Series, Conditional Changing Variance, Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity GARCH, Volatile Models

ÖNSÖZ

Son yıllarda küreselleşmenin etkisiyle birlikte finansal piyasalarda yaşanan volatilité kavramına olan ilgi artmıştır. Bunun nedeni finansal piyasalarda yaşanan dalgalanmaların küreselleşme nedeniyle birçok ülke ekonomisine yansması ve onları etkisi altına alabilmesidir. Bu çalışmada volatilité kavramı tanımlanmaya çalışılmış ve bu kavramın diğér finansal deęişkenlerle olan ilişkisi ortaya konulmaya çalışılmıştır. Çalışmada koşullu deęişen varyans modelleri incelenmiş, bununla birlikte GARCH modellerinin uzantılarına yer verilmiştir. Volatilitéyi hesaplama amacıyla hisse senetlerinin aylık getiri oranları, kurulan modeller arasından en uygun olanları ile incelenmiştir.

İÇİNDEKİLER

ÖZ.....	i
ABSTRACT.....	ii
ÖNSÖZ.....	iii
İÇİNDEKİLER.....	iv
TABLolar LİSTESİ	ix
ŞEKİLLER LİSTESİ	xi
KISALTMALAR LİSTESİ.....	xiii
GİRİŞ	1
BİRİNCİ BÖLÜM.....	3
FINANSAL ZAMAN SERİLERİNİN MODELLENMESİ	3
1.1. ZAMAN SERİLERİNİN ANALİZİ.....	4
1.2. ZAMAN SERİLERİNDE DURAĞANLIK.....	5
1.3.ZAMAN SERİSİ ÇÖZÜMLEMESİNDE KULLANILAN ORTALAMA MODELLERİ-ARIMA MODELLERİ.....	6
1.3.1. Doğrusal Durağan Stokastik Modeller-ARMA Modelleri	6
1.3.1.1. Otoresif Süreç (AR).....	6
1.3.1.2. Hareketli Ortalama Süreci (MA).....	7
1.3.1.3. Otoresif Hareketli Ortalama Süreci (ARMA)	9
1.3.2. Doğrusal Olmayan Stokastik Modeller-ARIMA Modelleri	9
1.4. MODEL BELİRLEME SÜRECİNDE KULLANILAN ARAÇLAR.....	11
1.4.1. Ortalama	11
1.4.2. Varyans.....	11
1.4.3. Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu	12
1.5. KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ	14

1.5.1. Otoregresif Koşullu Değişken Varyanslılık (ARCH) Modeli	17
1.5.2. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişken Varyanslılık (GARCH) Modeli	20
1.5.3. ARCH-M Modeli	22
1.5.4. GARCH-M Modeli	24
1.5.5. GARCH Modellerinin Uzantıları.....	25
1.5.5.1. Asimetrik GARCH (AGARCH) Modeli	25
1.5.5.2. Üstel GARCH (E-GARCH) Modeli.....	26
1.5.5.2.1. EGARCH Modelinin Tahmini.....	27
1.5.5.3. Eşik GARCH (T-GARCH) Modeli	28
1.5.5.4. Bileşenli GARCH (C-ARCH) Modeli.....	29
1.5.5.5. GJR-GARCH Modeli	29
1.5.5.6. Doğrusal Olmayan Asimetrik ARCH (NARCH) Modeli.....	30
1.5.5.7. Vektör GARCH (VGARCH) Modeli	34
1.5.6. CHARMA (Koşullu Heteroskedastik Otoregresif Hareketli Ortalama) Modelleri.....	35
İKİNCİ BÖLÜM	37
VOLATİLİTE MODELLEMELERİ.....	37
2.1. VOLATİLİTENİN TANIMI	37
2.2.VOLATİLİTENİN DEĞİŞEBİLİRLİĞİ VE NEDENLERİ.....	40
2.3. VOLATİLİTEYİ ETKİLEYEN FAKTÖRLER	41
2.3.1. Makro Ekonomik Konjonktürdeki Belirsizlik	43
2.3.2. Beklentiler	43
2.3.3. Sistematik Olmayan Risk	43
2.3.4. Halka Açıklık Oranı	44
2.4. VOLATİLİTENİN ZARARLARI.....	44
2.5. VOLATİLİTENİN ÖNLENMESİ.....	45
2.6.VOLATİLİTENİN ÖLÇÜMÜNDE VE ÖNGÖRÜLMESİNDE KULLANILAN MODELLER....	45
2.6.1. Volatilitenin Öngörülmesinde Kullanılan Geleneksel Yöntemler	45
2.6.1.1. Aritmetik Ortalama Yöntemi.....	46

2.6.1.2. Hareketli Ortalama Yöntemi	47
2.6.1.3. Rassal Yürüyüş Yöntemi	48
2.6.1.4. Üstel Düzeltme Yöntemi	48
2.6.1.5. Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Yöntemi.....	49
2.6.1.6. Basit Regresyon	49
2.6.2. Otoregresif Koşullu Değişken Varyanslılık (ARCH) ve Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişken Varyanslılık (GARCH) Modelleri	50
2.7. VERİ SETİ VE DEĞİŞKENLER.....	51
2.7.1.IMKB'de İşlem Gören Firmalara Ait Hisse Senetlerinin Aylık Getiri Değişim Oranları.....	51
ÜÇÜNCÜ BÖLÜM.....	52
ANALİZ	52
3.1. ARCH TÜRÜ MODELLERDE ÇÖZÜMLEME SÜRECİNİN AŞAMALARI	53
3.1.1. Serinin Özelliklerinin Belirlenmesi.....	53
3.1.2. Model Seçiminde AIC, SC ve Log Olabilirlik Kriterleri	56
3.1.3. Belirlenen Uygun Koşullu Varyans Modelinin Öngörü Hatalarının Normallik Testi.....	57
3.1.4. Çarpıklık (Skewness).....	58
3.1.5. Basıklık (Kurtosis)	58
3.1.6. Senetler için Uygun ARIMA model Tipinin Belirlenmesi.....	60
3.1.7. ARCH-LM Testi	62
3.2. İSO İLK 500 DE YER ALAN HİSSE SENTLERİNİN 1993-2007 DÖNEMİ AYLIK GETİRİLERİNİN OYNAKLIĞININ ARAŞTIRILMASI	63
3.2.1. DEVA Hisse Senedinin Aylık Getirilerinin 1993-2007 Dönemi İçin Oynaklığının Araştırılması	64
3.2.2. DEVA Senedi için Modeller.....	66
3.2.2.2. DEVA C ARMA (26,41) (26,41) Kökleri İle GARCH Modeli	68

3.2.2.3. DEVA C ARMA (26,41) (26,41) Kökleri İle PGARCH Modeli	69
3.2.2.4. DEVA ARMA (26,41) (26,41) Kökleri İle EGARCH Modeli	70
3.2.2.5. DEVA Senedi İçin AR (36) Kökleri İle Model	71
3.2.2.6. DEVA AR (36) Kökü İle GARCH MODELİ.....	72
3.2.2.7. DEVA AR (36) Kökü İle PGARCH Modeli	73
3.2.2.8. DEVA AR (36) Kökü İle EGARCH Modeli	74
3.2.3. DEVA Senedi İçin En Uygun Modelin Bulunması	75
3.2.3.1. DEVA ARMA (26,41) (26,41) için GARCH Modellerinin Kıyaslanması	75
3.2.3.2. DEVA ARMA C (26,41) (26,41) İçin EGARCH Dinamik Ve Statik Öngörü	77
3.2.3.3. DEVA AR (36) için GARCH Modellerinin Kıyaslanması	79
3.2.4. CIMS A Hisse Senedinin Aylık Getirilerinin 1993-2007 Dönemi İçin Oynaklığının Araştırılması	81
3.2.4.1. CIMS A Serisi için Uygun ARIMA Model Tipinin Belirlenmesi.....	82
3.2.4.2. CIMS A AR (25) Modeli	82
3.2.4.3. CIMS A AR (25) Kökü İle GARCH Modeli	83
3.2.4.4. CIMS A AR (25) Kökü İle PGARCH Modeli	84
3.2.4.5. CIMS A AR (25) Kökü İle EGARCH Modeli	84
3.2.5. CIMS A AR (25) İçin Model Karşılaştırması.....	85
3.2.6. OTKAR HİSSE SENEDİNİN AYLİK GETİRİLERİNİN 1993-2007 DÖNEMİ İÇİN OYNAKLIĞININ ARAŞTIRILMASI	86
3.2.6.1. OTKAR Serisi için Uygun ARIMA Model Tipinin Belirlenmesi.....	87
3.2.6.2. OTKAR MA (27) Modeli	87
3.2.6.3. OTKAR MA (27) Kökü İle GARCH Modeli	88
3.2.6.4. OTKAR MA (27) Kökü İle EGARCH Modeli	89
3.2.6.5. OTKAR MA (27) Kökü İle PGARCH Modeli	89
3.2.7. OTKAR MA (27) Kökü İçin Model Karşılaştırması	90
3.2.8. BRMEN HİSSE SENEDİNİN AYLİK GETİRİLERİNİN 1993-2007 DÖNEMİ İÇİN OYNAKLIĞININ ARAŞTIRILMASI	92

3.2.8.1. BRMEN Serisi için Uygun ARIMA Model Tipinin Belirlenmesi.....	92
3.2.8.2. BRMEN MA (17) Modeli.....	92
3.2.8.3. BRMEN MA (17) için GARCH Modeli	93
3.2.8.4. BRMEN MA (17) için EGARCH Modeli	94
3.2.8.5. BRMEN MA (17) Kökü İle PGARCH Modeli.....	94
3.2.8.6. BRMEN MA (17) için model karşılaştırması	95
SONUÇ VE ÖNERİLER.....	97
KAYNAKÇA.....	99
Ek 1: Çalışmada Kullanılan Firmalar	105
Ek 2: Senetlerin Öngörü Grafikleri	106
Ek3:Çalışmada Kullanılan Senetlerin Korelogram Grafikleri.....	111
Ek4:Çalışmada Kullanılmayan Senetlerin Model Sonuçları.....	113

TABLULAR LİSTESİ

Tablo 1: DEVA Serisinin Özellikleri	54
Tablo 2: CIMS A Serisinin Özellikleri	55
Tablo 3: OTKAR Serisinin Özellikleri	55
Tablo 4: BRMEN Serisinin Özellikleri.....	55
Tablo 5: DEVA Serisinin Birim Kök Testi.....	60
Tablo 6: CIMS A Serisinin Birim Kök Testi.....	61
Tablo 7: OTKAR Serisinin Birim Kök Testi	61
Tablo 8: BRMEN Serisinin Birim Kök Testi	61
Tablo 9: DEVA C ARMA (26,41;26,41) Modelinin Eviews Çıktısı	65
Tablo 11: DEVA C ARMA (26,41;26,41) GARCH Modelinin Eviews Çıktısı.....	67
Tablo 12: DEVA ARMA (26,41;26,41) PGARCH Modelinin Eviews Çıktısı.....	68
Tablo 13: DEVA ARMA (26,41;26,41) EGARCH Modelinin Eviews Çıktısı.....	69
Tablo 14: DEVA AR (36) Modelinin Eviews Çıktısı.....	70
Tablo 15: DEVA AR (36) GARCH Modelinin Eviews Çıktısı	71
Tablo 16: DEVA AR (36) PARCH Modelinin Eviews Çıktısı..	72
Tablo 17: DEVA AR (36) EGARCH Modelinin Eviews Çıktısı	73
Tablo 18 : DEVA Senedi için GARCH Modellerinin Kıyaslanması.....	74
Tablo 19 : DEVA Senedi için GARCH Modellerinin Kıyaslanması.....	78

Tablo 20: CIMSA AR (25) Modelinin Eviews Çıktısı.....	81
Tablo 21: CIMSA AR (25) GARCH Modelinin Eviews Çıktısı	82
Tablo 22: CIMSA AR (25) PARCH Modelinin Eviews Çıktısı	83
Tablo 23: CIMSA AR (25) EGARCH Modelinin Eviews Çıktısı	83
Tablo 24: CIMSA Senedi İçin Model Karşılaştırması.....	84
Tablo 25: OTKAR MA (27) Modelinin Eviews Çıktısı.....	86
Tablo 26: OTKAR MA (27) GARCH Modelinin Eviews Çıktısı	87
Tablo 27: OTKAR MA (27) EGARCH Modelinin Eviews Çıktısı	88
Tablo 28: OTKAR MA (27) PARCH Modelinin Eviews Çıktısı	89
Tablo 29: OTKAR Senedi İçin Model Karşılaştırması	89
Tablo 30: BRMEN MA (17) Modelinin Eviews Çıktısı	92
Tablo 31: BRMEN MA (17) GARCH Modelinin Eviews Çıktısı	93
Tablo 32: BRMEN MA (17) EGARCH Modelinin Eviews Çıktısı	94
Tablo 33: BRMEN MA (17) PGARCH Modelinin Eviews Çıktısı	95
Tablo 34: BRMEN Senedi İçin Model Karşılaştırmas	95

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1: DEVA Serisinin Normallik Testi	58
Şekil 2: DEVA Serisinin Kartezyen Grafiği	58
Şekil 3: CIMSA Serisinin Normallik Testi	59
Şekil 4: CIMSA Serisinin Kartezyen Grafiği	59
Şekil 5: OTKAR Serisinin Normallik Testi	59
Şekil 6: OTKAR Serisinin Kartezyen Grafiği	59
Şekil 7 : BRMEN Serisinin Normallik Testi	59
Şekil 8: BRMEN Serisinin Kartezyen Grafiği	59
Şekil 9: DEVA C ARMA (26,41;26,41) Modelinin Normallik Testi	66
Şekil 10: DEVA C ARMA (26,41;26,41) Kartezyen Grafiği	66
Şekil 11: DEVA AR 36 Modelinin Normallik Testi Şekil	70
Şekil 12: DEVA AR 36 Modelinin Kartezyen Grafiği	70
Şekil 13: DEVA C ARMA (26,41;26,41) Modelini Normallik Testi Şekli	75
Şekil: 14: DEVA C ARMA (26,41;26,41) Modelinin Kartezyen Grafiği	75
Şekil 15: DEVA ARMA C (26,41;26,41) EGARCH Dinamik Öngörü	77
Şekil 16: DEVA ARMA C (26,41;26,41) EGARCH Statik Öngörü	78
Şekil 17: DEVA AR (36) EGARCH Modelinin Normallik Testi Şekil	80
Şekil: 18: DEVA AR (36) EGARCH Modelinin Kartezyen Grafiği	80

Şekil: 19: CIMSAR (25) Modelinin Normallik Testi	80
Şekil: 20: CIMSAR (25) Modelinin Kartezyen Grafiği	80
Şekil: 21: OTKAR MA (27) EGARCH Modelinin Normallik Testi	85
Şekil: 22: OTKAR MA (27) EGARCH Modelinin Kartezyen Grafiği	85
Şekil: 23: OTKAR MA (27) Modelinin Normallik Testi	90
Şekil: 24: OTKAR MA (27) Modelinin Kartezyen Grafiği	90
Şekil: 25: BRMEN MA (17) Modelinin Normallik Testi	91
Şekil: 26: BRMEN MA (17) Modelinin Kartezyen Grafiği	91
Şekil: 27: BRMEN MA (17) EGARCH Modelinin Normallik Testi	96
Şekil: 28: BRMEN MA (17) EGARCH Modelinin Kartezyen Grafiği	96

KISALTMALAR LİSTESİ

AGARCH	Asimetrik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
AR	Otoregresif Süreç
ARCH	Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
ARCH-M	Ortalamada Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
ARIMA	Doğrusal Olmayan Stokastik Model
ARMA	Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci
CARCH	Bileşenli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
CHARMA	Koşullu Heteroskedastik Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri
EGARCH	Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GARCH	Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GARCH-M	Ortalamada Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
MA	Hareketli Ortalama Süreci
NARCH	Doğrusal Olmayan Asimetrik Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
TGARCH	Eşik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
VGARCH	Vektör Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans

GİRİŞ

Son yirmi yılda finansal piyasaların kaygı ile izledikleri en önemli gelişmelerden biri finansal piyasalarda görülen yüksek volatilitedir. Buna göre finansal zaman serilerindeki volatilitenin boyutları, modellemesi ve tahmini, sadece akademisyenlerin değil, aynı zamanda finansal sektörde çalışanların da önemle üzerinde durduğu bir konudur. Volatilitenin bir menkul kıymetin fiyatının veya piyasanın genelinin kısa bir zaman aralığı içerisinde dalgalanma özelliği olarak tanımlanır. Piyasa oyuncuları ve karar vericiler tarafından riskin ölçümünde kullanılması nedeniyle özel önem teşkil etmektedir. Volatilitenin kavramı standart sapma ile ifade edilebilmektedir. Standart sapmanın varyansla olan ilişkisinden yola çıkarak volatilitenin varyans ile paralellik gösteriyor denilebilmektedir. Volatilitenin dalgalanma ya da oynaklık olduğu için sabit varyans varsayımının sağlanması zor olabilmektedir. Volatilitenin bu özelliğinden dolayı, incelenmesinde doğrusal olmayan zaman serileri teknikleri de kullanılabilir. Doğrusal olmayan zaman serileri teknikleri finansal serilerin gösterdikleri tipik zaman serisi özelliklerini daha iyi kestirebilirler ve bu nedenle kullanılabilirler.

Volatilitenin, son on yılda, gelişmiş ülkelere ait finansal piyasalarda geniş bir teorik çerçevede incelenmektedir. Ancak, gelişmekte olan ülkelerin piyasalar ile ilgili çalışmaları genellikle çok yeni olmalarının getirdiği veri yetersizliği ve/veya bu ülkelerde sıkça karşılaşılan siyasi ve ekonomik şoklar ile krizlerin ekonometrik modelleme aşamasında getirdiği zorluklar nedeniyle sınırlı kalmıştır. Finanstaki önemli bir yere sahip olan volatilitenin modellemelerinden biri de koşullu değişken varyans modelleridir. Değişken varyansları karakterize edebilmek için Robert F. Engle tarafından ARCH modelleri ortaya konulmuştur. Bu model daha sonra Bollerslev tarafından geliştirilerek Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) olarak adlandırılmış ve zamanla birçok türevi geliştirilmiştir. Çok çeşitli olmalarına karşılık hepsinin amacı koşullu varyansı tarihi değerlerine göre modellemektir. Literatürde ARCH/GARCH modellerinin sıkça tercih edilmesinde; zaman serilerinin hemen hemen hepsinde

görülen dönemler arası bağımlılığı ve sabit olmayan varyansı modelleyebilmesi, serinin geçmiş değerlerinden başka veriye ihtiyaç duymadan volatilitiyi modelleyebilme gücüne sahip olması ve model tahmininin basit olması büyük rol oynamaktadır. Ancak volatilité üzerindeki şokların simetrik etkiler oluşturduğunu söyleyen ARCH/GARCH modelleri, finansal verilerin geniş dağılımlarına sahip olmaları, zaman içinde volatilitelerinin değişmesi ve otokorelasyonlu bir yapı sergilemeleri dolayısıyla sağlıklı sonuçlar vermemektedir. Bu olumsuzluğu giderebilmek için gerçeği daha iyi yansıtan, asimetri ve kaldıraç etkilerini dikkate alan asimetrik koşullu değişen varyans modelleri ileri sürülmüştür. Bu bağlamda çalışmanın birinci bölümünde finansal zaman serilerini modelleme başlığı altında konuya dair kavramsal açıklamalara yer verilmiş, model belirleme sürecinde kullanılan araçlar ve koşullu değişen varyans modelleri konuları ele alınmıştır. Bu bağlamda ARCH-GARCH modelleri irdelenmiş, GARCH modellerinin uzantıları incelenmiştir.

Çalışmanın ikinci bölümünde volatilité modellemeleri başlığı altında konuya dair kavramsal açıklamalara yer verilmiş ve volatilitenin ölçümünde ve öngörülmesinde kullanılan modeller incelenmiştir. Çalışmanın üçüncü bölümünde sanayi sektörlerine ait hisse senetlerinin koşullu değişen varyans modelleri incelenmiştir. Senetlerin aylık getiri oranları hesaplanmış, asimetri ve kaldıraç etkilerini dikkate alan EGARCH modelleri tahmin edilmiştir.

Çalışmanın son bölümünde sanayi sektörlerine ait belli koşullara göre seçilmiş hisse senetlerinin koşullu değişen varyans modelleri incelenmiştir. Hisse senetleri getiri serilerinin normal dağılıma sahip olmaması simetrik ARCH ve GARCH modellerinde bazı sorunlar yaratacağından, asimetri ve kaldıraç etkilerini dikkate alan EGARCH ve TARARCH modelleri tahmin edilmiştir. Bu tahmin sonuçları seçilen senetlerin getiri volatilitesinde asimetri etkisinin olduğunu fakat kaldıraç etkisinin olmadığını göstermiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

FINANSAL ZAMAN SERİLERİNİN MODELLENMESİ

Tahmin etme, içerisinde iktisadın da bulunduğu birçok bilim dalı için temel önem arz eden bir yöntemdir.¹ Uygulamalı ekonometride tahmin için en sık kullanılan yöntem, En Küçük Kareler yöntemidir. Ancak son dönemde ekonometrisler model hata terimlerinin büyüklüklerine ilişkin analiz ve tahmin yöntemleri üzerinde araştırmalar yapmaktadırlar.² Bu çalışmalar neticesinde menkul kıymet fiyatlarına ilişkin dalgalanmaların dağılımlarının ürün fiyatlandırılmasında ve piyasa dinamiklerinin anlaşılmasında son derece önemli teorik veriler oldukları ortaya çıkarılmıştır.³ Bu kapsamda ekonometrik teoride son dönemde menkul kıymet getirilerinin geçmiş dönem verilerine bağımlı olarak ortalamalarının ve varyanslarının nasıl tahmin edilebileceği konusunda çalışmalar yapılmaktadır.

Bilinen geleneksel yöntemler ile ortalama getiri hesaplaması mümkün iken ARCH model tiplerinin geliştirilmesine kadar olan dönemde varyans üzerinde etkin tahminler üretilmiştir.⁴ Tahminin etkin olması, örnekten elde edilen tahminlerin mümkün olduğu kadar küme parametresine yakın bir yığılma göstermesi anlamına gelmekte olup, bir başka ifadeyle sapmasız tahminler içerisinde en küçük varyanslı olanıdır.⁵ Varyans üzerinde etkin tahminler üretebilmek üzere ARCH modelleri ilk kez Engle tarafından kullanılmış olup, daha sonra Bollerslev tarafından GARCH

¹ Francis DIEBOLD ve Roberto S. MARIANO; "Comparing Predictive Accuracy", **Journal of Business and Economics Statistics**, Vol: 13 (3), 1995, s.253.

² Robert F. ENGLE; "GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics", **Journal of Economic Perspectives**, Vol: 15 (4), 2001, s.157.

³ Sabyasachi GUHARAY; "Mathematical Methods for Modelling Price Fluctuations of Financial Time Series", **Journal of Mathematics**, Vol: 3 (2), 2002, s.3.

⁴ ENGLE; a.g.e., s.159.

⁵ Rauf ARIKAN; **Araştırma Teknikleri ve Rapor Yazma**, Gazi Kitabevi, Ankara 2000, s.126.

modelleri geliştirilmiştir. Çok çeşitli olmalarına karşılık tüm model tiplerinde temel amaç, koşullu varyansın tarihi değerlere göre modellenmesidir.⁶

Zaman serilerinin tahmini amacıyla kullanılacak olan bu modellerde, hem koşullu ortalamaya hem de koşullu varyansa aynı anda yer verme imkânı sağlanmıştır. Pek çok araştırmada kullanılan ARCH modelleri, değişen varyans konusunda yapılan araştırmalarla zaman içerisinde gelişmiş ve ARCH türü olarak bilinen modellere ulaşılmıştır.

1.1. ZAMAN SERİLERİNİN ANALİZİ

Zaman serilerinin analizi amacı ile Box ve Jenkins⁷ ARMA (Oto regresif Hareketli Ortalama) modelleri olarak adlandırılan modellerin kullanımını önermişlerdir. Uygun modelin belirlenmesi ve tahmini için de model kurma stratejileri geliştirmişlerdir. Zaman serilerinin özelliklerini ortaya koymak ve aynı zamanda ileriye öngörmek amacını taşıyan ARMA modellerinde temel yaklaşım, incelenen değişkenin bugünkü değerinin, geçmiş değerlerinin ağırlıklı toplamı ve rassal şokların bileşimine dayandığı şeklinde ifade edilmektedir. Ancak serilerin özelliklerinin ortaya çıkarılması için sistematik ve rassal kısım olarak ayrıştırılması gerekmekte olup ARMA modelleri, hem analitik amaçla hem de zaman serilerinin sistematik kısmını tahmin amacı ile kullanılmaktadır.

Box ve Jenkins'in önerdikleri yöntemle oluşturulacak modeller serilerinin durağan olması veya durağan olmamasına göre farklılık göstermektedir. Bu nedenle ilk olarak serilerin durağan olması veya olmamasının ne demek olduğunu açıklanması uygun olacaktır. Daha sonra ARMA modelleri irdelenecektir.

⁶ Erdinç TELATAR ve Soner BİNAY; "İMKB Endeksinin PARCH Modellemesi", **Akdeniz Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Sayı: 3, 2002, s.115.

⁷ G.E.P. BOX ve G.M. JENKINS; **Time Series Analysis: Forecasting and Control**, Holden-Day, USA 1970

1.2. ZAMAN SERİLERİNDE DURAĞANLIK

Zaman serisinin ortalamasında ve varyansında sistematik bir değişme bulunmaması halinde “durağan seri” söz konusudur ve serinin durağan olması durumunda yapısal ilişkinin zaman içinde değişmediği varsayımı ile değişken basit bir regresyon modeli kullanılarak tahmin edilebilir. Bu tanımlamada durağan sürecin dağılımının zaman içinde aynı kaldığı, olasılık yapısının zamana bağlı olarak değişmediği vurgulanmaktadır.

Serilerin durağanlığı, yukarıda değinilen ve “durağanlık koşulları” olarak adlandırılan “durağan sürecin zaman içinde değişmeyen sonlu ortalamaya ve sonlu varyansa sahip olması”, “bu sürece ait kovaryansın geçmişten bağımsız olması” şeklinde ifade edilen iki varsayımı gerekli kılmaktadır. Durağan olmayan serilerin denklemlere konulması gerçekte olmayan ilişkilerin varmış gibi görünmesine neden olmaktadır. Genellikle iktisadi zaman serileri durağan değildir. Yani serilerin ortalamaları, varyansları ve kovaryansları zamana bağlı olarak değişmektedir.⁸

Anılan varsayımlardan ilkinde serinin ortalama ve varyansının zamandan bağımsız olduğu, başka bir deyişle zamanın bir fonksiyonu olmadığı, ikincisinde ise yani kovaryansın zamana bağlı gecikmelerden bağımsız olması ile de kovaryansın zamanın değil $t \neq s$ olacak şekilde zamanlar arası gecikmelerinin, $(t-s)$ 'nin bir fonksiyonu olması gereği ifade edilmektedir.⁹

⁸ Serap DURAN, Asuman ŞAHİN; **İMKB Hizmetler, MALİ, Sınai, ve Teknoloji Endeksleri Arasındaki İlişkinin Belirlenmesi**, Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi,1, 2006, s.61.

⁹ Işıl AKGÜL; **Zaman Serilerinin Analizi ve ARIMA Modelleri**, Der Yayınları, İstanbul 2003,s.5.

1.3. ZAMAN SERİSİ ÇÖZÜMLEMESİNDE KULLANILAN ORTALAMA MODELLERİ-ARIMA MODELLERİ

1.3.1. Doğrusal Durağan Stokastik Modeller-ARMA Modelleri

1.3.1.1. Otoregresif Süreç (AR)

Otoregresif süreç; bir zaman serisinin herhangi bir gözlem değerini, serinin geçmişteki gözlem değerleri ile hata payının doğrusal bir bileşimi olarak ifade etmektedir. Bu modellerde serinin geçmiş dönem değerleri kullanılarak, gelecekte alacağı değerler ile ilgili bilgi edinmek mümkün olabilmektedir.

Eşitlik (1.3.1.1a)'daki gibi ifade edilen y_t sürecine otoregresif (AR) süreç denmektedir.

$$y_t = \alpha + \pi_1 y_{t-1} + \pi_2 y_{t-2} + \dots + \varepsilon_t \quad (1.3.1.1a)$$

Burada $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$ 'dir. Eğer (1.3.1.1a)'daki regresyon modeline y_t serisinin p tane geçmiş değeri dahil edilirse, eşitlik (1.3.1.1b)'de gösterilen AR(p) serisi elde edilmektedir.

$$y_t = \alpha + \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + \dots + \theta_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad t=p+1, 2, \dots, n \quad (1.3.1.1b)$$

$$\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2), E[\varepsilon_t y_{t-k}] = 0 \quad k \geq 1, \alpha \text{ ve } \theta \text{ bilinmeyen parametrelerdir.}$$

AR modelleri gösterimlerinde kolaylık sağlaması açısından L gecikme operatörü kullanılabilir. $Ly_t = y_{t-1}$, $L^k y_t = y_{t-k}$ 'dir. Bu durumda AR(p) modeli eşitlik (1.3.1.1c) gibi yazılabilmektedir.

$$\Phi(L)y_t = \alpha + \varepsilon_t, \quad \Phi(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_p L^p \quad (1.3.1.1c)$$

Durağan bir A(p) süreci eşitlik (1.3.1.1d)'deki α_k 'ların ($k=1, \dots, p$) mutlak değerlerinin 1'den küçük eşit olmasını gerektirmektedir. Yani kompleks düzlemde $\Phi(z)=0$ eşitliğinin tüm kökleri birim çemberin dışında yer almalıdır.

$$\Phi(z) = (1 - \alpha_1 z)(1 - \alpha_2 z) \dots (1 - \alpha_p z) \quad (1.3.1.1d)$$

Yukarıdaki bilgiler ışığında durağan bir AP(p) sürecinin ($|\phi| < 1$) varyansı ve otokorelasyon değerleri sırasıyla eşitlik (1.3.1.1e) ve (1.3.1.1f)'de verilmektedir.

$$\gamma_0 = \frac{\sigma^2}{1 - \phi^2} \quad (1.3.1.1e)$$

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \phi^k \quad (1.3.1.1f)$$

Korelasyon değerlerinin k sonsuza giderken 0'a yaklaşma hızı ϕ değerine bağlıdır. Eğer ϕ katsayısı 1'e yakınsa, korelasyon değerleri 0'a çok yavaş yaklaşır. ϕ katsayısının 1 olması ise sürecin durağan ve sabit varyanslı olmadığını gösterir.

Eşitlik (1.3.1.1b)'deki α sabiti serinin ortalamasının 0'dan farklı olmasını sağlamaktadır. AR(p) sürecinin ortalaması,

$$\mu = E[y_t] = \alpha / \phi(1),$$

$\phi(1) = 1 - \sum_{k=1}^p \phi_k$ olmaktadır. $\phi(1) = 0$ olması ise $\phi(z)$ polinomunun $z = 1$ 'de bir kökü (birim kök) olduğunu göstermekte ve sürecin ortalamasını tanımsız hale getirmektedir.¹⁰

1.3.1.2. Hareketli Ortalama Süreci (MA)

Hareketli ortalama sürecinde, y_t 'nin değeri tesadüfi değişkenler olan hata terimlerinin şimdiki değeri ve geçmiş dönemlerdeki değerlerinin ağırlıklı ortalaması olarak ifade edilir. MA(q) süreci, tanım gereği q durağan hata teriminin ortalaması olduğu için MA süreçlerinin tümü durağandır, MA süreçleri için tartışılan özellik ise “çevrilebilirlik”tir.¹¹

Eşitlik (1.3.1.2a)'daki gibi ifade edilen y_t sürecine hareketli ortalama (MA) süreci denmektedir.

¹⁰ C. HEIJ, De P. BOER, P. H. FRANCES, T. KLOEK ve H. K. VAN DIJK; **Econometric Methods with Applications in Business and Economics**, Oxford University Press, 2004.

¹¹ Işıl AKGÜL; a.g.e., s.67.

$$y_t = \alpha + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (1.3.1.2a)$$

Burada $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$ 'dir. Eğer (1.3.1.2a)'daki regresyon modeline ε_t serisinin q tane geçmiş değeri dahil edilirse, eşitlik (1.3.1.2b)'de gösterilen MA(q) serisi elde edilmektedir.

$$y_t = \alpha + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (1.3.1.2b)$$

$\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$. Her zaman durağan olan MA(q) sürecinin ortalaması, varyansı ve kovaryansı eşitlik (1.3.1.2c)'de verilmektedir.

$$\mu = E[y_t] = \alpha,$$

$$\gamma_k = \sigma^2 \left(1 + \sum_{j=1}^q \theta_j^2 \right),$$

$$\gamma_k = \sigma^2 \left(\theta_k + \sum_{i=k+1}^q \theta_i + \theta_{j-k} \right), \quad k \leq q \text{ ve } \gamma_k = 0 \quad k > q \text{ için} \quad (1.3.1.2c)$$

Bir MA modelinde y_t serisi ε_t değerlerinin mevcut ve geçmiş değerleri cinsinden ifade edilmektedir. MA modelinin otoregresif model (sonsuz dereceli) olarak ifade edilebilmesi için ise bu modelin (eşitlik (1.3.1.2b)'deki parametrelere bazı kısıtlar getirerek) çevrilebilir olması gerekmektedir.

Sürecin çevrilebilir olması ile, $|\theta| < 1$ olduğunda MA(1) sürecinin geometrik olarak azalan ağırlıklarla daha yüksek mertebeli AR süreçlerine çevrilebilir olması ifade edilmektedir. Çevrilebilirlik,¹²

$$y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_1^2 \varepsilon_{t-2} + \dots = \varepsilon_t + \theta_1 (\varepsilon_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-2} + \dots)$$

$$y_t = \theta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

olarak gösterilmekte ve böylece MA(1) süreci AR(1) sürecine çevrilebilmektedir. Çevrilebilirlik koşulu ile MA süreci AR(∞) olarak ifade edilmektedir.

¹² Işıl AKGÜL; a.g.e., s.76.

$$\theta(z)=(1-\beta_1z)(1-\beta_2z)\dots(1-\beta_qz),$$

1.3.1.3. Otoregressif Hareketli Ortalama Süreci (ARMA)

ARMA modellerinde bir zaman serisinin herhangi bir dönemine ait değeri, daha önceki belli sayıda gözlem değerinin ve hata terimlerinin bir bileşimidir. ARMA modellerinde sürecin ortalaması, varyansı ve kovaryansı zamana bağlı olarak değişmez, durağandır.¹³

AR(p) ve MA(q) süreçlerinin birleşiminden oluşan otoregressif hareketli ortalama ARMA (p,q) süreci eşitlik (1.3.1.3a)'da verilmiştir.

$$\phi(L)y_t = \alpha + \theta + (L)\varepsilon_t \quad (1.3.1.3a)$$

Burada AR, polinomu $\phi(L)=1-\phi_1L-\dots-\phi_pL^p$, MA polinomu $\theta(L)=1+\theta_1L+\dots+\theta_qL^q$ ve $\varepsilon_t \sim WN(0,\sigma^2)$. ARMA modelinin özel durumları olan AR(p) ve MA(q) modelleri sırasıyla ARMA ($p,0$) ve ARMA ($0,q$) şeklinde de ifade edilebilmektedir.

Eşitlik (1.3.1.3b) sürecinin ortalamasını göstermektedir.

$$\mu = E[y_t] = \alpha / \phi(1) \quad (1.3.1.3b)$$

ARMA sürecinin durağan olabilmesi için (AR süreçlerinde olduğu gibi) $\phi(z)=0$ 'ın tüm köklerinin birim çemberin dışında yer alması gerekmektedir. Benzer şekilde $\theta(z)=0$ 'ın tüm köklerinin birim çember dışında olması da (MA süreçlerinde olduğu gibi) ARMA sürecini çevrilebilir hale getirmektedir.¹⁴

1.3.2. Doğrusal Olmayan Stokastik Modeller-ARIMA Modelleri

Özellikle finans ve ekonomik diziler olmak üzere, gerçek hayatta karşılaşılan zaman dizileri çoğunlukla durağan değildir. Bu dizilerin durağanlığı trend, mevsimsel ve konjonktürel dalgalanmalar ve rastgele yapıya sahip olaylar tarafından bozulmaktadır. Durağanlığın sağlanabilmesi için adı geçen etkenlerin

¹³ A.g.e., s.89.

¹⁴ C. HEIJ, De P. BOER, P. H. FRANCES, T. KLOEK ve H. K. VAN DIJK; a.g.e., s.42

önceden belirlenmesi ve yok edilmesi, kısaca durağan olmayan bir zaman dizisinin durağan hale dönüştürülmesi gerekmektedir. Bu ise yapılacak birim kök testinden sonra, söz konusu dizinin uygun dereceden farkları alınarak yapılabilir.¹⁵

Durağan olmayan doğrusal modeller, gerekli sayıda farkı alınmış olan dizilere uygulanan AR ve MA modellerinden oluşan modellerdir. Eğer, otoregressif parametresinin derecesi p, hareketli ortalama parametresinin derecesi q ve d ise alınan fark sayısı olmak üzere, bu modelde (p,d,q) dereceden otoregressif tamamlanmış hareketli ortalama modeli adı verilir ve İngilizce kısaltmaları ile kısaca ARIMA (p,d,q) olarak ifade edilir. Genel ARIMA (p,d,q) modeli, fark alma operatörü $V=Z_t-Z_{t-1}$ ve $W_t=V^d Z_t$ olmak üzere;

$$W_t=\phi(B)Z_t=\phi(B)V^d Z_t=\theta(B)a_t \quad (1.3.2a)$$

şeklinde yazılır. Burada W_t farkı alınmış diziyi temsil etmektedir. ARIMA modelinin genel ifadesinin yanında, ayrı ayrı ARI(p,d) veya IMA(d,q) modelleri de yazılabilir. ARIMA modellerinde durağanlık koşulları ARMA modellerinde olduğu gibidir.

Diğer taraftan, eğer eldeki zaman dizisi fark alma işlemleri ile durağan hale gelemeyecek görüntüde ise bu durumda varyans sabitleştirme dönüşümleri yapılır. Söz konusu varyans düzleştirme için güç fonksiyonu aşağıdaki gibi tanımlanır;¹⁶

$$T(Z_t)=Z_t(\lambda)=\frac{Z_t(\lambda)-1}{\lambda} \quad (1.3.2b)$$

Bu dönüşüme aynı zamanda Box-Cox dönüşümü denir. Burada λ , dönüşüm parametresi olarak adlandırılır. Z_t ise dönüştürülmüş dizidir. En çok kullanılan dönüşümler ve λ değerleri aşağıda verilmiştir. Gerektiğinde bu ve bunun dışındaki dönüşümler uygulanarak veri, varyansta durağan hale getirilebilir. Varyansta durağanlıktan sonra geliyorsa ortalama durağanlık için fark alma operatörü kullanılabilir.

¹⁵ D.A. DIKEY ve W.A. FULLER; "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With Unit Root", **Journal of American Statistical Association**, Vol: 74, 1979, s.427-431.

¹⁶ W.W.S. WEI; **Time Series Analysis: Univariate and Multivariate**, Addison-Wesley Pub, UK 1990

Varyans sabitleştirme dönüşümleri;

λ Değerleri: -1.0 -0.5 0.0 0.5 1.0

Dönüşümler: $1/Z_t$ $1/\sqrt{Z_t}$ $\ln Z_t$ $\sqrt{Z_t}$ Z_t

1.4. MODEL BELİRLEME SÜRECİNDE KULLANILAN ARAÇLAR

Model belirleme sürecinde sıfır orijinine göre birinci moment (ortalama), ortalama orijinine göre ikinci moment (varyans), otokovaryans, otokorelasyon fonksiyonu ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu gibi araçlar kullanılmaktadır.

1.4.1. Ortalama

Ortalama, serinin etrafında dalgalanma gösterdiği düzeyi ifade eder ve $E(y_t)=E(y_{t-k})=\mu$ ile gösterilir. μ , incelenen zaman serisine dayanarak;

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n y_t = \mu \quad (1.4.1a)$$

şeklinde tahminlerdir.¹⁷

1.4.2. Varyans

Serinin gözlemlenen değerlerinin ortalama değerden sapmalarının ölçüsü olan varyans,

$$\sigma_y^2 = E(y_t - \mu)^2 \quad (1.4.2a)$$

ile gösterilir. Varyansın incelenen zaman serisine göre tahmini de

¹⁷ Mustafa ÖZER ve Serpil TÜRKİYILMAZ; **Türkiye Finansal Piyasalarında Oynaklıkların ARCH Modelleri ile Analizi**, T.C. Anadolu Üniversitesi Yayınları, Eskişehir 2004, s.16.

$$s_y^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2 = \hat{\sigma}_y^2 \quad (1.4.2b)$$

şeklinde ifade edilmektedir.¹⁸

1.4.3. Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu

Bir zaman serisinin y_t ile y_{t+k} gibi belirli bir k zaman aralığıyla birbirinden ayrık iki değeri arasındaki ilişkiye “otokovaryans” bu ilişkinin derecesini ölçen ve \sqrt{k} ile gösterilen katsayıya da “otokovaryans katsayısı” denir. Bu katsayıları k gecikmesine bağlayan fonksiyona da “otokovaryans fonksiyonu” adı verilir. Otokovaryans fonksiyonu zaman serilerinin analizinde önemli bir araç olmasına rağmen farklı ölçü birimleriyle ifade edilmiş olabileceği veya terimleri farklı büyüklüklerde olan serilerin karşılaştırılmasında yanıltıcı olabileceği için yetersiz kalmaktadır. Otokovaryans fonksiyonunun bu yetersizliği hesaplanan \sqrt{k} 'ların standartlaştırılması yani σ_y^2 değerine bölünmesi suretiyle giderilebilir. Standartlaştırılmış otokovaryans fonksiyonuna otokorelasyon fonksiyonu” adı verilir.

Otokorelasyon aynı değişkenin farklı zaman aralıklarıyla aldığı değerler arasındaki ilişkinin derecesini belirler. Zamana göre elde edilmiş gözlem kümesindeki gözlemler arasındaki ilişkinin ölçülmesinde kullanılan bu katsayıya “otokorelasyon katsayısı” denir ve $\rho(k)$ ile gösterilir.¹⁹

k gecikmesi ($k=0,1,2,\dots$) için hesaplanan $\{\rho(k)\}$ değerlerini k gecikmelerine bağlayan fonksiyon olan otokorelasyon fonksiyonu anakütle için;

$$\rho(k) = \frac{E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)]}{E[(y_t - \mu)^2]} = \frac{\sqrt{k}}{\sigma_y^2} \quad (1.4.3a)$$

gibi yazılır.

İncelenen zaman serisi için hesaplanan otokorelasyon katsayısına “örneklem otokorelasyon katsayısı” denir. $r(k)$ ile gösterilir ve

¹⁸ ÖZER ve TÜRKYILMAZ; a.g.e., s.16.

¹⁹ Robert S. PINDYCK ve Daniel L. RUBINFELD; **Econometric Models and Economic Forecasts**, Fourth Edition, Irwin/McGraw-Hill, 1998, s.532-533.

$$\rho(k) = \frac{E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)]}{E[(y_t - \mu)^2]} = \frac{\sqrt{(k)}}{\sigma_y^2} \quad (1.4.3b)$$

Faydalı ve yeterli bir otokorelasyon fonksiyonunun belirlenebilmesi için, uygulamada gözlem sayısının en az 50 olması gerekir. Ancak hesaplanacak örneklem otokorelasyon katsayısının da en çok n-4 kadar olması başarılı bir analiz için yeterli kabul edilebilir.

Otokorelasyon fonksiyonu bazı özelliklere sahiptir. Bu özellikler;

Otokorelasyon fonksiyonu (k) gecikmesinin $\rho(k)=\rho(-k)$ şeklinde simetrik fonksiyonudur. Ayrıca $\gamma(k)=\text{cov}(y_t, y_{t+k})=\text{cov}(y_{t-k}, y_t)$ 'dir. Otokorelasyon katsayıları ± 1 arasında değerler alır.

Aynı otokovaryans fonksiyonuna sahip yalnızca bir durağan normal süreç olmasına karşın aynı otokorelasyon fonksiyonuna sahip normal olmayan bir çok süreç mümkündür.²⁰

Kısmi otokorelasyon, diğer gecikmeli değişkenlerin etkisi sabit kalmak şartıyla bir x_t değişkeni ile bu değişkenden gecikmeli olarak türetilen $y_{t+1}, y_{t+2}, \dots, y_{t+n}$ değişkeni arasındaki ilişki ile ilgilidir. Kısmi otokorelasyon katsayısı ise bu ilişkinin derecesini belirleyen istatistiksel bir ölçüdür. Otokorelasyon katsayısında olduğu gibi kısmi otokorelasyon katsayısı da ± 1 arasında değer alır ve otokorelasyon katsayısı gibi yorumlanır. Gecikmeli olarak hesaplanan kısmi otokorelasyon katsayıları $k=1,2,3, \dots$ değerleri için $\phi_{11}, \phi_{22}, \dots, \phi_{kk}$ Yule-Walker denklem sistemiyle tahmin edilir. Bu denklem sistemi aşağıdaki gibi yazılır;²¹

$$P_j = \phi_{k1}P_{j-1} + \dots + \phi_{k(k-1)}P_{j-k+1} + \phi_{kk}P_{j-k}, \quad j=1,2, \dots, k \quad (1.4.3c)$$

Uygulamada (1.4.3c) nolu denklemler sisteminden yararlanılarak kısmi otokorelasyon fonksiyonunun tahmin edilebilmesi için, denklemlerdeki genellikle

²⁰ G.M. JENKINS ve D.G. WATTS, **Spectral Analysis and it's Applications**, Holden-Day San Francisco, 1968

²¹ ÖZER ve TÜRKYILMAZ; a.g.e., s.16.

bilinmeyen P_j 'lerin yerine onların tahmin değerleri olan r_j 'ler konulur. P_j yerine r_j konulunca (1.4.3c) nolu denklemler sistemi aşağıdaki gibi yazılır;

$$r_j = \phi_{k1}R_{j-1} + \dots + \phi_{k(k-1)}r_{j-k+1} + \phi_{kk}r_{j-k}, \quad j=1,2,\dots,k \quad (1.4.3d)$$

bu duruma göre kısmi otokorelasyon fonksiyonunun tahmini (1.4.3d) nolu denklemler sisteminin aşamalı olarak ϕ_{kk} için çözümü yapılarak elde edilir.

Kısmi otokorelasyon katsayısı AR modellerinin derecesinin belirlenmesinde kullanıldığından AR modelleri için büyük önem taşır. AR modelleri derecesini belirleyebilmek için hesaplanan kısmi otokorelasyon katsayılarının hangi gecikmeden sonra 0'dan istatistiksel olarak farklı olmayan değerler aldığına karar vermek gerekir. Kısmi otokorelasyon katsayısının standart hatası verilecek karar için bir ölçüdür. Söz konusu katsayı uygun model tipinin belirlenmesinde yardımcıdır.

Model belirleme aşamasında yardımcı araç olarak kullanılan korelogram; otokorelasyon katsayıları ile k gecikmeli değerlerinin ($k=0,1,2,\dots$) karşılıklı işaretlenmesiyle elde edilen grafiklerdir. Uygulamada anakütleyle ilişkin $\{\rho(k)\}$ otokorelasyon katsayıları bilinmediği için korelogram $\{\rho(k)\}$ 'ların tahmini olan $r(k)$ 'lar kullanılarak çizilir. Eğer korelogramın çiziminde örneklem otokorelasyon katsayıları kullanılırsa, bu grafiğe "örneklem korelogramı" adı verilir. $r(k)$ 'ların sıfırdan anlamlı olarak farklı olup olmadıklarının saptanmasında, zaman serisinin etkisi altında kaldığı unsurların belirlenmesinde ve ilgilenilen zaman serisi için uygun olabilecek bir modelin belirlenmesinde "korelogram"dan yararlanır.²²

1.5. KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ

Zaman serileri genellikle tek bir zaman serisi unsurunun etkisi altında olmayıp, düzensiz dalgalanmaların yanında öteki unsurların değişik bileşimlerinin veya tamamının etkisi altında olabilir. Bu nedenle en iyi bir tek öngörü modeli mevcut değildir. Çünkü öngörü sürecinde çözümlenecek en önemli problem

²²

A.g.e., s.20

ilgilenilen zaman serisi verilerinin yapısını en iyi açıklayan öngörü modelini bulmaya çalışmaktır.

Modeller demeti olarak ARIMA modelleri zaman serilerinin öngörü amacıyla çözümlenmesinde yakın geçmişte ve hatta günümüzde sıkça kullanılan stokastik modellerdir. Durağan zaman serilerine uygulanan bu modellerde herhangi bir zaman dönemine ilişkin öngörü değeri kendinden önceki belirli sayıdaki geçmiş dönem $\{y_t\}$ gözlem değerinin veya $\{u_t\}$ hata teriminin doğrusal bir fonksiyonu olarak açıklanmaktadır. Burada her bir rassal hata teriminin ortalaması sıfır ve zamana göre varyansı değişmeyen bir normal dağılımdan rassal olarak seçildiği varsayılır. Varyansının sabit olduğu varsayılan bu dağılımda ayrıca $\{u_t\}$ hata terimlerinin birbirinden bağımsız olduğu varsayılmaktadır.

Açıklanan varsayımlar altında ARIMA modellerinde örneğin durağan ARMA $y_t=c+\phi y_{t-1}+u_t$ modelinin tahminlendiğini varsaydığımızda $t+1$ ön dönemine ilişkin y_{t+1} öngörü değeri bir koşullu ortalamadır. Y_{t+1} 'in koşullu öngörüsü;

$$E_t y_{t+1} = c + \phi y_t,$$

öngörü hatasının varyansı ise;

$$E_t [(y_{t-1} - c - \phi y_t)^2] = E_t u_{t-1}^2 = \sigma^2 \text{ olur.}^{23}$$

Eğer koşullu öngörüler yerine koşulsuz öngörüler kullanılmış olsaydı, koşulsuz öngörü $\{y_t\}$ serisinin daima ortalamasına yani $c/(1-\phi_1)$ 'e eşit olurdu.

Koşulsuz öngörü hatalarının varyansı ise;

$$E_t \{ [(y_{t-1} - c/(1-\phi_1))]^2 \} = E \{ (u_{t-1} - \phi_1 u_t + \phi_1^2 u_{t-1} + \phi_1^3 u_{t-2} + \dots)^2 \}$$

$1/(1-\phi_1^2) > 1$ olduğu için koşulsuz öngörü koşullu öngörüden daha büyük bir varyansa sahiptir. Bu nedenle koşullu öngörüler tercih edilmektedir.

Zaman serileri çözümlenmesinde ilk iki momentle ilgilenilmektedir. ARIMA modellerinde ise birinci moment olan aritmetik ortalama ile ilgilenilmekte

²³ Walter ENDERS; **Applied Econometric Time Series**, NewYork, Wiley 1995, s.135-211.

ve varyansın sabit olduđu zaman içinde gözlem değerlerinde meydana gelen deęişiklięin varyans üzerinde bir deęişikliğe neden olmadığı varsayılmaktadır.

Oysa trend düzeyleri etrafında devri fakat periyodik olmayan aşıđı ve yukarı yönde dalgalanmalar gözlenmektedir. Bu tür dalgalanmaların en önemlisi iş döngüsü(business cycle)'dür. İş döngüsü refah dönemlerini durgunluk dönemlerinin izlemesi nedeniyle zaman serilerinde meydana gelen dalgalanmalar ile gösterilir. Trend etrafında gözlenen bu dalgalanmalara oynaklık kümeleri adı verilmektedir. Sadece ekonomik faktörlerden deęil sosyal kültürel faktörler ve iklim dalgalanmaları ve beklenmedik şokların etkisiyle meydana gelebilen bu oynaklıklar nedeniyle varyansın deęişmezlięi varsayımı her zaman geçerli olmayabilir. Öngörü hataları varyansının sabit olmadığı, deęişen varyansa sahip olduđu zaman serisinin çözümlenmesinde serilerin bu özellięini de dikkate alacak modellere gereksinim duyulmuştur. Engle (1982), geçerlilięi olamayan yukarıda belirtilen varsayımı genelleştirmiş ve Otoregresif Koşullu Deęişen Varyans (Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity : ARCH) süreçleri olarak adlandırılan stokastik süreçlerin yeni bir sınıfını önermiştir.

Engle'e göre sıfır ortalamaya sahip olan ARCH süreçleri, koşulsuz varyansa deęil, geçmiş dönem öngörü hatalarına baęlı olarak deęişen varyansa sahip olup serisel korelasyonsuz (otokorelasyonsuz) süreçlerdir. Engle'in yukarıda açıklanan katkılarıyla bir stokastik süreç olan zaman serilerinin öngörü amacıyla çözümlenmesinde kullanılacak modellerde, hem koşullu ortalamaya hem de koşullu varyansa (ARCH etkisine) birlikte yer verme imkânı sağlamıştır. Pek çok uygulamalı çalışmada kullanılan ARCH modelleri, bu modellerin dayandığı deęişen varyans konusuna yapılan önemli katkılarla zaman içinde geliştirilmiş ve ARCH türü modeller olarak bilinen modeller demeti ortaya çıkmıştır. İzleyen bölümlerde bu model türleri ayrı ayrı açıklanacaktır.

Öngörü hatalarındaki oynaklığı bir başka ifadeyle deęişen koşullu varyansı öngörmenin çeşitli nedenleri vardır. Birincisi, eęer öngörü güven aralıkları zamana göre deęişiyorsa, öngörü hatalarının varyansını modellemek suretiyle daha güvenilir (tutarlı) güven aralıkları tahminlenebilir. İkincisi, eęer öngörü hatalarında var olan

değişen varyanslılık uygun bir şekilde ele alınırsa daha etkin tahminleyiciler elde edilebilir. Üçüncüsü risk getiri ilişkisini gösterir.

1.5.1. Otoregresif Koşullu Değişken Varyanslılık (ARCH) Modeli

Finansman teorisinde ortalama getiri kadar getiriye ilişkin varyans da portföye ilişkin kararlarda belirleyici rol oynamaktadır.²⁴ Piyasa oyuncularının ya da karar vericilerin ilgilenilen şirkete ilişkin hisse senetleri ile ilgili bilgi edinme isteği olacaktır. Bu durum da portföyde bulundurulan hisse senetlerinin karlı bir şekilde satılabilmesini temin etmek için uzun dönem varyansından ziyade aşırı dalgalanmaların olduğu döneme ilişkin koşullu değişen varyanslarının bilinmesi de gerekmektedir.

Belirli bir dönemde satın alınıp daha sonra yine belirli bir dönemde satılması istenen hisse senedi ya da finansal varlığın varyansının bulunabilmesi için bağımsız bir x_t değişkenine ihtiyaç duyulacaktır. Eğer ardarda gelen x_t değerleri birbirlerine eşit değilse bu durumda bağımlı değişken olan Y_{t+1} 'in de koşullu varyansı farklı olacaktır. Y_{t+1} 'in koşullu varyansı, x_t 'nin büyüklüğüne göre değişim gösterecektir.

Örneğin hükümetin AB ile ilgili söylemleri iktisadi göstergelerde önemli dalgalanmalara sebep olmakta ve dolayısıyla bu göstergelere ait serilerin varyansını da değiştirmektedir. Bu nedenle Y_t serisine ilişkin sabit varyans varsayımı ortadan kalktığından, bu durumu dikkate alacak başka bir tekniğe ihtiyaç duyulacaktır. Risk ve belirsizliğin ekonomideki önemi, menkul kıymet getirilerinin modellenmesinde zamana göre değişen varyansı da dikkate alacak şekilde yeni tekniklerin geliştirilmesini ihtiyaç haline getirmiştir.²⁵

Bu ihtiyaç neticesinde geleneksel zaman serisi modellerine bir alternatif olarak sunulan ARCH modelleri, zaman serisi yöntemlerindeki sabit varyans varsayımını bir kenara bırakarak, varyansın, gecikmeli tahmin hatalarının karelerinin

²⁴ Robert F. Robert F. ENGLE; "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", **Econometrica**, Vol: 50 (4), 1982, s.1000.

²⁵ D. I. VRONTOS ve başk; "Inference for Some Multivariate ARCH and GARCH Models", **Journal of Forecasting**, Vol: 22, 2003, s.427.

bir fonksiyonu olarak deęişmesine izin vermektedir.²⁶ ARCH modelleri, doğrusal ve doğrusal olmayan bölümler adı altında iki ana grupta incelenmektedir.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_x x_{kt} + u_t \quad u_t \approx N(0, \sigma_t^2) \quad (1.5.1a)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-1}^2 + v_t \quad (1.5.1b)$$

(1.5.1a) no'lu modelden de görüleceęi üzere, bu modelde doğrusal bölüm Y_t 'nin zamana göre deęişimini gösteren denklemdir. Doğrusal olmayan bölüm ise, bağımlı deęişken olan hata terimlerinin koşullu varyansı ile hata terimlerinin karelerinin gecikmeli deęerleri arasındaki ilişkiyi gösteren (1.5.1b) no'lu modeldir. q. sıra ARCH modeli olarak adlandırılan model, yüksek volatilité özellięi taşıyan zaman serilerinin modellenmesinde kullanılmaktadır. Burada koşullu varyans, σ_t^2 şeklinde gösterilmekle birlikte literatürde h_t şeklinde de kullanılabilir.²⁷

En genel formunda tek deęişkenli bir ARCH modeli, t anındaki koşullu varyans σ_t^2 'yi bazı dışsal deęişkenler ile gecikmeli içsel deęişkenlerin, zamanın ve geçmiş dönem hata terimlerinin bir fonksiyonu olarak tanımlar. Ayrıca, ekonometristler tarafından koşullu varyans olan σ_t^2 'nin bahsedilen deęişkenlerle olan matematiksel ilişkisinin farklı şekillerde parametrelendirilmiş formları da önerilmektedir. Koşullu varyansın farklı formlarda parametrelendirilmesi, kullanılan zaman serisinin bazı özelliklerinin daha etkin bir şekilde modellenebilmesi ya da hesaplamalardaki basitlięi göstermek amacıyla gerçekleştirilmektedir.

ARCH modellerinde otoregresyon parametreleri $(\alpha_0, \dots, \alpha_1)$ sınırlandırılmıştır. Koşullu varyans kesinlikle negatif olamaz. Bu nedenle σ_t^2 , u_t 'nin gerçekleşen tüm deęerleri için pozitif olmak zorundadır. Buradan hareketle;

$$\alpha_0 > 0 \text{ ve } \alpha_i \geq 0 \quad (i=1,2,3,\dots,q) \quad (1.5.1c)$$

²⁶ Atilla GÖKÇE; İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getirilerindeki Volatilitenin ARCH Teknikleri ile Ölçülmesi", **Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Sayı: 3 (1), 2001, s.2.

²⁷ Micheal SHERRIS; "Actuarial Model Assumptions for Inflation, Equity Returns and Interest Rates", **Journal of Actuarial Practice**, Vol: 5 (2), 1998, s.229

kısıtlarına ulaşılır.²⁸ Elde edilen ARCH modeli, y_t serisindeki normal bir seyirden sonraki bir dalgalanmayı ve peşinden tekrar gelen durgunluk durumunu tespit eder.²⁹ ARCH modeli, gecikme değeri q 'nun aldığı değer ile isimlendirilir. Birinci sıra ARCH modeli; ARCH (1), üçüncü sıra ARCH modeli; ARCH (3) vb. şekilde gösterilir.

ARCH modelinin uygulamada karşılaşılan zayıf noktaları da mevcuttur. Örneğin ARCH modeli negatif fiyat hareketlerini dikkate almamaktadır. Oysa finansal varlıklarda zaman içerisinde getirinin yanısıra zarar da söz konusu olabilmektedir. Ayrıca, ARCH modelleri sadece koşullu varyansın hareketlerini açıklamakta, finansal zaman serisinin neden bu hareketi gösterdiğine ilişkin herhangi bir yorum yapamamaktadırlar.

Özellikle son yıllarda yeni bir araştırma alanı olarak ortaya çıkan finansal ekonometri içerisinde çok sık ve etkin kullanım alanı bulan ARCH modellerine ilişkin ülkemiz uygulamaları genellikle enflasyon, faiz oranları, döviz kurları ve İMKB verileri üzerine yapılmaktadır.

ARCH modelleri her ne kadar basit de olsa, birçok parametre gerektiren bir volatilité yöntemi olarak tanımlanır. ARCH modelinde, koşullu varyans denklemindeki parametrelere bazı kısıtlamalar getirilmektedir. Bu kısıtlamalar, uzun gecikmeler kullanılmak istenmesi ve ARCH modelinde sabit gecikme yapısının önerilmesinden kaynaklanmaktadır. İşte bu sorunlar nedeniyle GARCH modeli daha çok önerilir. Bu model koşullu varyans fonksiyonuyla çalışır.³⁰ Söz konusu bu durumdan dolayı negatif varyanslı parametre tahminlerine ulaşılması sakıncasını gidermek amacıyla GARCH modeli geliştirilmiştir.

²⁸ GÖKÇE; a.g.e., s.3

²⁹ Aziz KUTLAR; **Ekonometrik Zaman Serileri**, Gazi Kitabevi, Ankara 2000, s.111.

³⁰ S.Vosvrda MILASLOV; **Dept of Econometrics, UTIA AVCR, Quantitative Finance, Conditional Heteroskedastic Models**, s.44

1.5.2. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişken Varyanslılık (GARCH) Modeli

GARCH modeli ARCH'a göre fazladan bir varsayım içerir. Bu da zaman içinde değişen varyans tahminlerinin sermaye mallarının gecikmeli koşullu varyansına da bağımlı olduğudur. Bir aktifin t zamanındaki getirisinde beklenmedik bir artış ya da düşüş bir sonraki periyoda beklenen değişkenliği artırıcı etki yapmaktadır.

Engle ve Bollerslev³¹ tarafından ortaya atılan ve en sık kullanılan GARCH (p,q) modelleri σ_t^2 'yi eşitlik 14'te olduğu gibi gecikmeli koşullu varyansların ve geçmiş zaman hatalarının karelerinin bir fonksiyonu olarak alırlar.

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

Σ operatörü kullanarak,

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (1.5.2a)$$

Burada p GARCH derecesini; q ARCH derecesini gösterir. $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$ 'dir. Kovaryans durağanlık koşulu ise $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$ 'dir.

Yukarıdaki eşitlik şimdiki dönem getirilerin değişkenliğini geçmiş dönem verilerine (yani ε_{t-i}^2 ve σ_{t-j}^2 değerlerine) bağımlı olarak gösterdiğinden bu değişkenliğe koşullu diyoruz.

Gözlemlenebileceği gibi GARCH (p,q) modelinin önemli özelliklerinden biri ARMA (r,s) modeli olarak da algılanabiliyor olmasıdır. p ve q arasından hangisi daha büyükse r olarak o derece alınmalıdır. Bu sonuç ekonometri ile uğraşan bilim adamlarının ARMA araştırmalarında edindikleri deneyimleri GARCH modeline uygulamalarını sağlamıştır.

³¹ R. F. ENGLE ve T. BOLLERSLEV; "Modelling the Persistence of Conditional Variances", *Econometric Reviews*, Vol: 5 (1) 1986, s.1-50.

Geciktirici operatörü kullanarak GARCH (p,q) modeli aşağıdaki gibi yazılabilir: ($\omega=\alpha_0$)

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2 \quad (1.5.2b)$$

L geciktirici operatörünü gösterir. $\alpha(L)$ ve $\beta(L)$ sırasıyla AR ve MA polinomlarıdır ve aşağıdaki şekilde tanımlanırlar:

$$\alpha(L)=\alpha_1(L)+\alpha_2(L)^2+\dots+\alpha_q(L)^q \text{ ve}$$

$$\beta(L)=\beta_1(L)+\beta_2(L)^2+\dots+\beta_q(L)^q.$$

Eğer $1-\beta(L)I=0$ polinomunun bütün kökleri birim dairenin dışında kalıyorsa Eşitlik 40'ı elde ederiz.

$$\sigma_t^2=\omega[1-\beta(L)]^{-1}+\alpha(L)[1-\beta(L)]^{-1}\varepsilon_t^2 \quad (1.5.2c)$$

Yukarıdaki eşitlik sonsuz bir ARCH işlemi olarak yorumlanabilir, çünkü koşullu varyans doğrusal olarak bütün geçmiş hataların karesine bağlıdır.

Koşulsuz varyans ise aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$\sigma^2 = E(\varepsilon_t^2) = \frac{\omega}{1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i - \sum_{j=1}^p \beta_j} \quad (1.5.2d)$$

Temel ve en sık kullanılan GARCH (1,1) modeli aşağıdaki gibi kısadır:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \quad (1.5.2e)$$

Varyansın pozitif olması beklendiğinden, regresyon parametreleri ω , α , β 'nin da her zaman pozitif olması gereklidir (α ve β 0 da olabilir). Buna karşın varyansın durağanlık koşulunu yerine getirmesi için α ve β 'nin toplamının 1'den küçük olması gerekir.

Eşitlikte tanımlanan getirilerin koşullu varyansı üç etki tarafından belirlenir:

1. ω olarak gösterilen sabit;

2. $\alpha\varepsilon_{t-1}^2$ ilişkisi ile ifade edilen ve ARCH parçası olarak adlandırılan bölüm;

3. $\beta\sigma_{t-1}^2$ ilişkisi ile ifade edilen geçmiş dönemler değişkenlik tahminleri.

Regresyon parametrelerinin toplamı olan $(\alpha + \beta)$, geçmiş dönem değişkenlerinin değişimlerinin şimdiki değişkenlik seviyesine (volatilite) etkisini ifade eder. Bu değer çoğunlukla 1'e yakındır ve şokların finansal varlıkların getirilerindeki değişkenliğe daha çok etki ettiğine işaret eder.³²

1.5.3. ARCH-M Modeli

Engle, Lilien ve Robins (1987) birçok farklı vadelerdeki finansal varlıklarda gözlenen zamana bağlı değişen risk priminin beklenmeyen faiz hareketlerinden kaynaklanıyor olabileceğini iddia etmiştir ve buna bağlı olarak da bir dönem elde tutmanın getirisinin koşullu varyans kullanılarak tahmin edilebileceğini göstermişlerdir. Ortalama denkleminin koşullu varyansın açıklayıcı değişken olarak ilave edildiği ARCH-M (Ortalamada Otoregresif Şartlı Değişen Varyans) modelini finans alanına kazandırmışlardır.

Bu modelin ARCH modelinden temel farkı, değişen koşullu varyansların, hata terimi aracılığıyla dolaylı olarak değil, doğrudan denkleme girerek koşullu varyansın ortalamaya olan etkisi incelenmektedir. Yani bu modelin koşullu ortalaması, koşullu varyansa bağlıdır. Bu durum modeli doğrusal olmayan bir yapıya getirmektedir. ARCH-M modelinin kendine ait standart regresyon modeli olmayan bir takım istatistiksel özellikleri olan, ortalamasının parametre tahminleri ve koşullu varyansın fonksiyonu olarak ele alınmaktadır.³³ Ayrıca bu model Bollerslev, Chou ve Kroner (1992)³⁴ tarafından incelenmiştir. French, Schwert ve Stambaugh(1987)'in³⁵ makalesinde ARCH-M modeli kar getirilerinin volatilite durumu, günlük standart ve

³² T. BOLLERSLEV; "Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişken Varyanslılık" **Journal of Econometrics**, Cilt: 31, 1986, s. 307-327.

³³ Bent E. SORENSON; "ARCH and Generalizations", **Economics** 7395, March 1, 2005, s.3

³⁴ Tim BOLLERSLEV, Ray Y. CHOU ve Kenneth F. KRONER;"ARCH Modelling in Finance, A Review Of The Theory and Empirical Evidence", **Journal of Econometrics** 52, North Holland, 1992, s.13-14

³⁵ K. R. FRENCH, G. W. SCHWERT ve R. F. STAMBAUGH; "Expected Stock Returns and Volatility", **Journal of Financial Economics**, Vol: 19, 1987, s.3-29.

fakirlik indeksine dayanarak ele alınmıştır. Ayrıca söz konusu model haftalık NewYork hisse senedi getirileri Chou(1988)³⁶ tarafından ele alınmıştır.

Engle ve diğerleri (1987),³⁷ riskli finansal varlığın sağlayacağı getirinin ve riskten kaçınan yatırımcıların bu finansal varlık için teklif edeceği fiyatın zaman içinde değişeceğini varsaymaktadırlar. Bu denge fiyatıdır ki, beklenen değer ile varyans arasındaki ilişkiyi belirler ve dolayısıyla risk primi ile varyans arasındaki bağlantıyı kurar. Bu model aşırı getirilerin ortalaması ve varyansı arasında bir ilişki kurmaktadır, riskli kar ve risk primlerinin getirilerinin varyansı ile ilişki kurmaktadır.³⁸ Bu yaklaşım sonucunda önerdikleri model y_t serisi için şu şekildedir;

$$y_t^2 = \delta_0 + \delta_1 \sqrt{h_t} + \varepsilon_t,$$
$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 = \omega + \alpha(L) \varepsilon_{t-1}^2 \quad (1.5.3a)$$

Açıkça görülebileceği üzere risk, getiriye, hata terimleri aracılığıyla değil, doğrudan $\sqrt{h_t}$ biçiminde ortalama denkleminde yer alarak belirlenmektedir. δ 'nın istatistiki açıdan anlamlı çıkması onu risk primi olarak kabul etmemiz için yeterli değildir. Riskten kaçınan her yatırımcı için bu katsayının aynı zamanda sıfırdan büyük bir değer alması da beklenecektir. Görüldüğü üzere, $\sqrt{h_t}$ ya da h_t de meydana gelen bir artış, risk priminin arttığını göstermektedir. Bu nedenle, δ 'nın sıfırdan küçük çıkması, yatırımcının artan riske rağmen daha az getiriye kabul ettiğini ifade edecektir ki bu, istatistiki açıdan anlamlı olabilse dahi, finans kuramı açısından anlamsızdır.

Dışsal değişkenler ve gecikmeli içsel değişkenlerin yer aldığı ortalama modeline, koşullu varyansın veya koşullu standart sapmanın dahil edilmesi ile ARCHM (ARCH in mean) modelleri elde edilir. Bu tür modellerde yer alan koşullu varyansa ilişkin parametre, risk dönüşümündeki küçük değişikliği (risk return tradeoff) gösterir. Bu modeller risk değerinin zaman içinde değişip değişmediğini

³⁶ R. Y. CHOU; "Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH", **J. Appl. Econom.**, Vol: 3, 1988, s. 279-294.

³⁷ David ENGLE, M. Lilien RUSSEL P. ROBINS; "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The Arch-M", **Econometrica**, Vol: 55, Mar 1987, s.392.

³⁸ ENGLE, LİLİEN ve ROBINS; a.g.e., s.394.

belirlemek için kullanılır.³⁹ ARCH-M modelinde standart sapma yerine varyansın kullanılması da mümkündür. Aynı mantıkla, GARCH ve türevi modellerindeki ortalama denklemlerine koşullu varyans veya koşullu standart sapmalar dahil edilerek GARCH-M modellerine ulaşılabilir. Koşullu ortalama ile varyans arasındaki ilişkinin uzaklığını bulmak bu modelle mümkün olmaktadır.⁴⁰

Finansal piyasa verileriyle yapılan testlerde GARCH modellerinin ani volatilité deęişimlerini yakalayabildiğini ortaya koymuştur. ARCH/GARCH modelinden yola çıkarak geliştirilen GARCH türevi modeller bu bölümde detaylı olarak ele alınacaktır.

1.5.4. GARCH-M Modeli

ARCH modellerinin arkasında yatan temel düşünce, modelin geçmiş bilgilere dayalı olan koşullu varyans değerlerini kullanmasıdır. GARCH modeli ile y_t sürecinin koşullu hata varyansı ARMA süreci olarak modellenir. Ortalamanın kendi koşullu varyansından etkilendięi p ve q dereceden GARCH-M modeli ařaęıdaki gibi tanımlanabilir. α_t risk primi olmak üzere;

$$y_t = \alpha_t + \varepsilon_t$$

$$\alpha_t = \beta + \delta h_t, \delta > 0$$

$$H_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{ti}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_t \quad (1.5.4a)$$

Burada $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ ve $\beta_i \geq 0$ 'dır ve $\delta > 0$ ise pozitifdir ve geçmiş oynaklıktan etkilenmektedir. Ayrıca sürecinin duraęan olabilmesi için

$\sum_{i=1}^{\max i,j} \alpha_i + \beta_j < 1$ özelliğini saęlaması gerekir. GARCH modelinin tahmininde En Çok Olabilirlik Yöntemi kullanılmıřtır.⁴¹

³⁹ R. ENGLE ve T. Bollerslev; "Koşullu Varyansların Süreklilięinin Modellenmesi", **Econometric Reviews**, Cilt: 5, 1986, s.9.

⁴⁰ ENGLE, LİLİEN ve ROBINS; a.g.e., s.394.

⁴¹ T. BOLLERSLEV; "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity" **Journal of Econometrics**, Sayı: 31, 1986, s. 307-327.

1.5.5. GARCH Modellerinin Uzantıları

Otoregresif deęişken varyanslık modellerinde ilk geliřtirildikleri dönemden günümüze kadar önemli deęişimler yaşanmıştır. Yapılan ilaveler ile bu modellerin sorunları giderilmeye çalışılmıştır.

Bu bağlamda, GARCH modellerinin, volatilitenin asimetrik özelliklerini kapsamayı amaçıyla geliştirilmiş modeller arasında başlıca Engel⁴² tarafından geliştirilen Asimetrik GARCH (AGARCH), Nelson⁴³ tarafından geliştirilen Üstel GARCH (EGARCH) ve Glosten, Jagannathan ve Runkle⁴⁴ tarafından geliştirilen GJR, Sentana⁴⁵ tarafından 1995'te geliştirilen kuadratik GARCH (QGARCH), 1994'te Zakoian'ın⁴⁶ geliřtirdiđi eşik ARCH (TARCH) modelleri örnek olarak gösterilebilir. Bu modellerde koşullu varyans eşitliğine, getiri şoklarının işaretinin etkisi dahil edilmekte ve bu şekilde volatilitenin asimetrik özellikleri daha iyi açıklanmaya çalışılmaktadır.

1.5.5.1. Asimetrik GARCH (AGARCH) Modeli

Engle (1990) tarafından ileri sürülen AGARCH modeli ařağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1(e_{t-1} + \theta)^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

⁴² Robert F. ENGLE; "Discussion: Stock Market Volatility and the Crash of 87", **Review of Financial Studies**, June 1990, s.103-106.

⁴³ D. B. NELSON; "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", **Econometrica**, Vol: 59, March 1991, s.347-351.

⁴⁴ Lawrence R. GLOSTEN, Ravi JAGANNATHAN ve David E. Runkle; "On the Relation Between the Expected Value and Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", **Journal of Finance**, Vol: 48, 1993, s.1779-1780.

⁴⁵ En. SENTANA; "Quadratic ARCH Models", **Review of Economics Studies**, Vol: 62, October 1991, s.639-661.

⁴⁶ Jean M. Zakoian; "Threshold Heteroskedastic Models", **Journal of Economic Dynamics and Control**, Vol: 18, September 1994, s.931-935

AGARCH modelindeki asimetriklik etkisi de θ parametresi tarafından ifade edilmektedir ve parametre kısıtları $\alpha_0 > 0$, $0 \leq \alpha_1 < 1$, $0 \leq \beta_1 < 1$, $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ ve $\theta > 0$ şoktan daha fazla artış yaratacaktır.⁴⁷

1.5.5.2. Üstel GARCH (E-GARCH) Modeli

Pagan ve Schwert⁴⁸ ve Nelson⁴⁹ tarafından geliştirilen üstel GARCH veya EGARCH modeli;

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

(1.5.5.2a)

$\left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right|$, $\frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$ ve koşullu varyans σ_t^2 nin gecikmeli değeri, koşullu varyansın davranışını açıklamak için kullanılmıştır. Koşullu varyans bu formüle göre kendi gecikmeli değerinin üstel bir fonksiyonudur.

$\left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| > 0$ ise, şokların koşullu varyansın logaritması üzerindeki etkisi $\gamma + \beta$ dir. $\left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| < 0$ ise, şokların koşullu varyansın logaritması üzerindeki etkisi $\beta - \gamma$ dir. Koşullu varyans modelindeki β parametresi pozitif ya da negatif olabilir.⁵⁰ $\alpha < 0$ olduğunda kaldıraç etkisi söz konusu olmaktadır. $\alpha = 0$ ise olumlu ve olumsuz şokların volatilité üzerindeki etkisi eşittir. olduğu durumda ise; $\alpha < -1$ olumsuz şoklar volatilitéyi artırırken, olumlu şoklar volatilitéyi azaltır.

Buraya kadar ele alınan ARCH ve GARCH modellerinde varyansın etkisinin simetrik olduğu varsayılmıştı. Ayrıca bu modellerde volatilitenin sadece büyüklüğü ile ilgilenilmiş, işareti ile ilgilenilmemiştir. Azalan yöndeki dalgalanmaların artan yöndeki dalgalanmalardan daha yüksek oynaklıklara neden

⁴⁷ Burcu KIRAN; **Sektörel Bazda Hisse Senetleri Getiri Volatilitésinin Asimetrik Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile Tahmini**, İstanbul Üniversitesi Sos. Bil. Ens. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, İstanbul 2006, s.74.

⁴⁸ Adrian PAGAN ve G. W. SCHWERT; "Alternative Models of Stock Volatility", **Journal of Econometrics**, Vol: 45, 1990, s.272

⁴⁹ NELSON; a.g.e., s.347-351.

⁵⁰ ENDERS; a.g.e., s. 142

olduğu sık sık gözlenmektedir. Bu nedenle belirtilen özelliklerin varlığında zaman serilerinin daha uygun çözümlenmesine imkan veren EGARCH modeli Nelson tarafından geliştirilmiştir. Kısaca EGARCH modeli, geçmiş dönem hata terimlerinin sadece büyüklüğüne değil işaretine de bağlı olarak açıklanan varyans modelidir.⁵¹

Bu modelin avantajı, koşullu varyanstaki pozitifliğin parametrelerde negatif olmama koşulunun aranmaksızın sağlanabilmiş olmasıdır. EGARCH modeli GARCH modelindeki gecikmeli artık karelerini, asimetrinin algılanabileceği bir fonksiyon ile ikame etmesi yoluyla oluşmaktadır.

Volatilitiyi araştırırken asimetrikliği dikkate alan ilk modeldir. EGARCH modelinde koşullu varyansın doğal logaritması gecikmeli hata teriminin fonksiyonu olarak zamanla değişecek şekilde modellenmiştir. Bu modelin logaritmik formda ele alınması ile koşullu varyans değerlerinin negatif değer alma olasılığı engellenmiştir.

Parametreler negatif olsa bile koşullu varyans değeri pozitif olacaktır. Böylece parametrenin sıfırdan büyük olma koşulu gerekmemektedir. Logaritmik dönüşüm kullanılması σ_t^2 'nin her zaman pozitif olmasını sağlar ve bunun sonucu olarak parametrelerin işaretleri üzerinde bir kısıtlamaya gerek kalmaz.⁵²

1.5.5.2.1. EGARCH Modelinin Tahmini

EGARCH modeli logaritmik formdadır ve bu sebeple parametreler üzerinde bir kısıt yoktur. EGARCH modeli uygulamasında parametrelerin anlamlılığı ve asimetrikliği temsil eden α parametresinin negatifliği incelenecektir. Negatif olması durumunda, negatif volatilitenin koşullu varyans üzerinde daha etkin olduğu sonucuna varılacaktır.⁵³

⁵¹ ÖZER ve TÜRKYILMAZ; a.g.e.,s.48

⁵² Vuslat GÜZEL; Finansal Risk Değerinin Belirlenmesinde Kullanılan Sayısal Yöntemler: ARCH/GARCH Modelleriyle İMKB Uygulaması, Marmara Üniversitesi Sos. Bil. Ens. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, İstanbul 2007, s. 119

⁵³ A.g.e. s. 132

1.5.5.3. Eşik GARCH (T-GARCH) Modeli

Bu model de yine finansal zaman serilerinin doğrusal olmayan karakteristiklerinden biri olan ve pratikte sıklıkla gözlenen asimetri özelliğini dikkate alabilmek için geliştirilmiştir. Denklem (1.5.5.3a) T-GARCH modelinin özel bir durumu olan SETAR-GARCH (self exciting threshold autoregressive GARCH) modelini göstermektedir. Bunun nedeni eşik değişkeni olarak kullanılan değişkenin hata teriminin kendi gecikmesi olmasıdır.⁵⁴

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \gamma_j h_{t-j}^2 + I(u_{t-d}) \left(\phi_0 + \sum_{i=1}^m \phi_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \delta_j h_{t-j}^2 \right)$$
$$I(u_{t-d}) = \begin{cases} 1, & u_{t-d} > 0 \\ 0, & u_{t-d} \leq 0 \end{cases} \quad (1.5.5.3a)$$

Denklem (1.5.5.3a)'da d gecikme parametresini göstermektedir. $ut-d$ eşik değişkeni olarak kullanılmakta ve sıfırdan büyük olup olmadığı test edilmektedir. T-GARCH modeline göre koşullu varyans $ut-d$ 'in işaretine bağlı olarak farklı iki rejim sergilenmektedir. Eğer $u_{t-d} \leq 0$ ise $I(u_{t-d})$ değeri sıfır olacak ve koşullu varyans tipik bir GARCH modeli olacaktır. Diğer durumda ise $I(u_{t-d})$ bir olacak ve u_{t-i}^2 ve h_{t-j} 'nin katsayıları sırasıyla $(\alpha_i + \phi_i)$ ve $(\gamma_j + \delta_j)$ olacaktır. Sonuç olarak bu tür bir model bize pozitif ve negatif şokların volatilité üzerindeki asimetrik etkisini gözleyebilme imkânı tanıyacaktır. T-GARCH modeli yapı olarak GJR-GARCH modeline benzemekle beraber önemli bir noktada bu modelden ayrılmaktadır. GJR-GARCH modeli koşullu varyans denkleminde yalnız u_{t-i}^2 'nin katsayılarının asimetriye katkıda bulunduğunu dikkate almakta, dolayısıyla sadece bu değişkenin katsayılarının negatif ve pozitif şoklara farklı tepkiler verdiğini göstermektedir. Oysa T-GARCH modeli hem u_{t-i}^2 hem de h_{t-j} katsayılarının asimetriye katkıda bulunmasına izin veren bir modeldir.

⁵⁴

S.R. TSAY; **Analysis of Financial Time Series**, John Wiley & Sons, New York 2002, s.131.

1.5.5.4. Bileşenli GARCH (C-ARCH) Modeli

C-ARCH modeli koşullu varyansın sabit terimini, zaman-değişken ve sabit olmak üzere iki kısımda düşünmektedir. Bu gösterim, kısa ve uzun dönem varyansın varlığını ve aynı zamanda kısa-dönem varyansın hangi hızla uzun dönem varyansa ulaştığını göstermektedir; C-ARCH modeli, GARCH modelindeki ω parametresinin zaman değişken q_t parametresiyle değiştirilmesiyle elde edilmektedir. q_t parametresi, koşullu varyansın zaman-değişken kalıcı bileşkesi olarak düşünülmelidir. Buna göre;

$$h_t = q_t + \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta(h_{t-1} - q_{t-1}) \quad (1.5.5.4a)$$

$$q_t = \omega + \rho(q_{t-1} - \omega) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - h_{t-1}) \quad (1.5.5.4b)$$

yazılır. Burada q_t , h_t içinde yerine konursa h_t , aşağıdaki gibi yazılabilir,⁵⁵

$$h_t = \omega + \rho(q_{t-1} - \omega) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2 - 1) + \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) \quad (1.5.5.4c)$$

Burada ρ , q_t 'nin ω 'ye ulaşma hızını göstermektedir. Diğer taraftan ϕ , ARCH-GARCH'ın kalıcı bileşik etkisini ifade etmektedir. Ayrıca β , geçici GARCH etkisini ve α ise geçici ARCH etkisini göstermektedir.

1.5.5.5. GJR-GARCH Modeli

EGARCH modeli asimetric etkiyi incelerken koşullu varyansın logaritmasını kullanmakta, bu haliyle de standart GARCH iskeletinden farklılık göstermektedir. Standart GARCH iskeletini ve kukla değişkenleri kullanarak asimetric etkiyi ölçmek amacıyla Glosten, Jagannathan ve Runkle (1993) bir model önermişlerdir.

Literatürde kısaca GJR-GARCH olarak adlandırılan bu asimetric volatiliteye bazı kaynaklarda Eşikli GARCH (TGARCH) olarak atıfta bulunmaktadır. Önerilen koşullu varyans denklemi (1.5.5.5a) da gösterilmiştir.

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

⁵⁵

BOLLERSLEV, ENGLE and NELSON; a.g.e. s. 350

$$I_{t-1} = \begin{cases} 1, & u_{t-d} > 0 \\ 0, & u_{t-d} < 0 \end{cases} \quad (1.5.5.5a)$$

Denklem (1.5.5.5.a) standart GARCH modelinden $y_t u_{t-1}^2 I_{t-1}$ terimi nedeniyle ayrılır. Buradaki I_{t-1} değişkeni beklenmedik haberleri temsil eden bir değişkendir. Bu sürpriz haberlerin olumlu ya da olumsuz olması hata terimi yardımıyla belirlenmektedir. U_{t-1} 'in negatif olması olumsuz bir haber akışını göstermekte bu durumda I_{t-1} değişkeni sıfır değerini almaktadır. Aksi durum ise olumlu haber akışını temsil etmekte ve I_{t-1} değişkeni bir değerini almaktadır. Koşullu varyans denklemindeki ARCH parametresi hata teriminin pozitif ya da negatif değer almasına göre $\alpha_1 + \gamma_1$ ya da α_1 değerini almaktadır. γ_1 parametresinin istatistiksel olarak anlamlı bir negatif değer olması pozitif şokların negatif şoklara göre daha az volatiliteye neden olduğunu, ya da başka deyişle negatif şokların pozitif şoklara göre daha fazla volatiliteye yol açtığını gösterir. Öte yandan I_{t-1} değişkeninin belirlenmesinde bazı kaynaklar ve yazılım programları farklı bir yöntem izleyerek u_{t-1} 'in negatif olması durumunda $I_{t-1}=0$ tanımlamasını yapmaktadır. Bu tanımlama da doğru olmasına rağmen asimetrik etki araştırılır ve yorum yapılırken dikkatli olunması gerekmektedir.⁵⁶

1.5.5.6. Doğrusal Olmayan Asimetrik ARCH (NARCH) Modeli

Engle (1982) tarafından önerilen doğrusal ARCH modelinde varyans fonksiyonu h_t kalıntıların geçmiş değerlerinin doğrusal fonksiyonu olarak;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (1.5.5.6a)$$

şeklinde tanımlanmıştır. Böylece Engle'in kovaryans durağan olarak tanımladığı ARCH sürecinde, koşullu varyans “global varyans” σ^2 ile “local varyans” $\varepsilon_{t-1}^2, \dots, \varepsilon_{t-p}^2$ ’lerin ağırlıklı ortalamalarıdır.

⁵⁶

R. HARIS ve R. SOLLIS; **Applied Time Series Modelling and Forecasting**, John Wiley&Sons Ltd, Chichester, England 2003, s.237.

$$h_t = \left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i \right) \sigma^2 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (1.5.5.6b)$$

Ancak bu şekilde tanımlanan doğrusal ARCH modeli zaman serilerinde görülen doğrusal olmayan bağımlılık ve normal olmama gibi bazı özellikleri yansıtamaz. Ayrıca ARCH modelinde koşullu varyans h_t yalnızca ε_t lerin değil, fakat aynı zamanda ψ_{t-1} 'in diğer elemanlarının da bir fonksiyonudur. Üstelik ARCH modelleri için verinin koşullu dağılımının çoğunlukla çarpık ve leptokurtik olduğu görülmüştür. Koşullu dağılımın şişman kuyruklarını dikkate alan Engle ve Bollerslev (1986) ile Bollerslev(1987) Student dağılımını kullanırken, Genelleştirilmiş Hata Dağılımını kullanan Hsieh (1989) Gran-Charlier tipi dağılım önermiştir. Bu durumda öncelikle ARCH için önerilen koşullu normal dağılım varsayımı sınanmalıdır. Bu noktada h_t için önerilen doğrusal form reddedilirse ne tür bir doğrusal olmayan formun kullanılacağı da tartışma konusudur. h_t fonksiyonu için önerilen;

$$h_t = \exp(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2) \quad (1.5.5.6c)$$

şeklindeki üssel fonksiyonun, α 'nın bütün değerleri için varyansın daima pozitif olmasını sağlaması en büyük üstünlüğüdür. Ancak böyle bir süreçten üretilen veri sonsuz varyansa sahip olabilecek ve bu durumda da tahmin yapmak, istatistiksel sonuçlar çıkarmak çok güçleşecektir.

h_t için önerilen mutlak değerli,

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 |\varepsilon_{t-1}| + \dots + \alpha_p |\varepsilon_{t-p}| \quad (1.5.5.6d)$$

fonksiyonu ise, doğrusal fonksiyondaki gibi varyansın pozitif olmasını sağlayacak parametre kısıtları taşır. Yine de bu modelde üretilen verinin varyansı ancak parametrelerin tamamının pozitif olmasıyla sonlu olacaktır. Bu formların zayıflığı üzerine Engle ve Bollerslev (1986) doğrusal olmayan iki form önermiştir.⁵⁷

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 |\varepsilon_{t-1}|^\mu + \dots + \alpha_p |\varepsilon_{t-p}|^\mu \quad (1.5.5.6e)$$

⁵⁷

ENGLE ve BOLLERSLEV; a.g.e., s.37-39.

ve

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \left\{ 2 F \left(\frac{\varepsilon_{t-1}^2}{\mu} \right) - 1 \right\} + \dots + \alpha_p \left\{ 2 F \left(\frac{\varepsilon_{t-p}^2}{\mu} \right) - 1 \right\}$$

(1.5.5.6f)

Burada F birikimli standart normal dağılım fonksiyonudur. İlk modelde mutlak değer fonksiyonunun basit bir uzantısıdır ve $\mu=2$ ise model, ARCH(1) sürecine eş değer olacaktır. İkinci model ise $i=1, \dots, p$ 'ye kadar keyfi olarak genişlerken ε_{t-i}^2 değerleri için h_t koşullu varyansının belli bir sınır içinde kalmasını sağlar.

Doğrusal ARCH modelindeki parametrelerin negatif olmama kısıtı için Geweke⁵⁸ ve Pantula⁵⁹;

$$\log(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(\varepsilon_{t-1}^2) + \dots + \alpha_p \log(\varepsilon_{t-p}^2) \quad (1.5.5.6g)$$

fonksiyonunu önermiştir. Böylece α 'nın bütün değerleri için varyans daima pozitif olacaktır.

ARCH modeli için önerilen doğrusal olmayan fonksiyonel form ise,

$$h_t = [\phi_0(\sigma^2)^\delta + \phi_1(\varepsilon_{t-1}^2)^\delta + \dots + \phi_p(\varepsilon_{t-p}^2)^\delta]^{1/\delta} \quad (1.5.5.6h)$$

şeklinde ve burada $i=1, \dots, p$ için $\sigma^2 > 0$, $\phi_1 \geq 0$, $\delta > 0$ kısıtları ile ayrıca ϕ_i 'ler için $\sum_{i=0}^p \phi_i = 1$ kısıtlanması söz konusudur. Burada koşullu varyans fonksiyonu $p+3$ tane parametreye sahiptir. $\delta > 0$ kısıtı, ε_t 'nin bütün değerleri için koşullu varyansın tanımlı olmasını garantiler. Verilen koşullu varyans fonksiyonu (1.5.5.6h) ile model, p . mertebeden doğrusal olmayan ARCH (NARCH) modeli olarak adlandırılır.⁶⁰

⁵⁸ J. GEWEKE; "Comment on Modelling the Persistence of Conditional Variances", **Econometric Reviews**, Vol: 5 (1), 1986, s.58-59.

⁵⁹ S. G. PANTULA; "Comment on Modelling the Persistence of Conditional Variances", **Econometric Reviews**, Vol: 5(1), 1986, s.72

⁶⁰ M. L. HIGGINS ve A. K. BERA; "A Class of Nonlinear ARCH Models", **International Economic Review**, Vol: 33 (1), 1992, s.137-158

(1.5.5.6h) fonksiyonu sabit elastikiyetli üretim fonksiyonunun bir benzeridir. Koşullu varyans çıktı, global ve lokal varyanslar girdi kabul edildiğinde, ARCH modeli sonsuz ikame elastikiyeti ile doğrusal üretim fonksiyonu formuna sahiptir. NARCH tanımlaması çok esnek olan bir fonksiyondur. $0 < \delta \leq 1$ için ikame elastikiyeti $1/(1-\delta)$; $[1, \infty)$ aralığında değerler alabilir. (1.5.5.6) denklemi;

$$\frac{h_t^\delta - 1}{\delta} = \phi_0 \frac{(\sigma^2)^\delta - 1}{\delta} + \phi_1 \frac{(\varepsilon_{t-1}^2)^\delta - 1}{\delta} + \dots + \phi_p \frac{(\varepsilon_{t-p}^2)^\delta - 1}{\delta}$$

(1.5.5.6i)

şeklinde yazılabilir ki, bu da Engle (1982)'in tanımladığı modelin her iki tarafına da Box-Cox kuvvet dönüşümü uygulamasıyla eş anlamlıdır. Bu dönüşüm geleneksel olarak doğrusal olmayan modelleri doğrusallaştırmakta kullanılmaktadır. Kuvvet dönüşümünden ARIMA modellerinin öngörüsünü doğru olarak yapmak amacıyla yararlanılmaktadır. Böylece NARCH tanımlamasının öngörü aralıklarının tahminlerini iyileştireceği beklenebilir. Üstelik doğrusal ARCH modeli, NARCH modelinin özel bir halidir. (1.5.5.6h) denklemdeki koşullu varyans fonksiyonunda;

(i) $\delta=1$ iken denklem ARCH fonksiyonunun koşullu varyansına eşdeğerdir.

(ii) $\delta=0$ iken (6)'daki logaritmik koşullu varyans fonksiyonuna eş değerdir.

Burada δ doğrusal olmama derecesidir. (i) şıkkı irdelenecek olursa, $i=1, \dots, p$ için $\alpha_i = \phi_i$ ve $\alpha_0 = \phi_0(\sigma^2)$ iken (7)'de $\delta=1$ durumuna eş değer olduğu görülecektir. (ii) şıkkı, koşullu varyans fonksiyonu (2.2.1.2i)'daki gibi açıklandığında $\delta \rightarrow 0$ iken her iki tarafında limiti alınarak,

$$\text{Log}(h_t) = \phi_0 + \phi_1 \log(\varepsilon_{t-1}^2) + \dots + \phi_p \log(\varepsilon_{t-p}^2) \quad (1.5.5.6j)$$

oluşturulacaktır. Böylece $i=1, \dots, p$ için $\alpha_i = \phi_i$ ve $\alpha_0 = \phi_0 \log(\sigma^2)$ ile NARCH (1.5.5.6g)'ye eş olacaktır. Dolayısıyla logaritmik model, yalnızca NARCH'ın limitteki durumudur.⁶¹

ε_t 'nin koşullu ortalamasının sıfır olması varsayımı bütün otokolerasyonlarının ve koşulsuz ortalamasının da sıfır olmasını garantiler. Koşullu varyans fonksiyonunun doğrusal olmayışı koşulsuz varyansın açıklamasını zorlaştırır. Bununla birlikte NARCH(1) modelinin koşulsuz varyansının sonlu olması için yeterlik koşulu belirlenmiştir. buna göre;

$$\phi_i \pi^{-1/2} 2^{\delta} \Gamma(\delta + 1/2) < 1$$

ise, NARCH(1)'in varyansı sonlu olacaktır. Burada $\Gamma(.)$ gama fonksiyonudur.

1.5.5.7. Vektör GARCH (VGARCH) Modeli

Engle ve Ng (1993) VGARCH modelini ileri sürmüşlerdir.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \theta \right)^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (1.5.5.7a)$$

Bu model, koşullu varyansı, beklenmeyen şokların doğrusal, asimetric olmayan bir fonksiyonu olarak tanımlar.

Modelde, $\alpha_0 > 0$, $0 \leq \alpha_1 < 1$, $0 \leq \beta_1 < 1$, $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ ve $\theta > 0$ olmalıdır.

θ parametresi, pozitif ve negatif şoklara bağlı olarak volatilitede asimetricliği ifade etmektedir. $\theta > 0$ ise, pozitif değişimler, eşit büyüklükteki negatif değişimlerden daha fazla bir volatiliteye sebep olmaktadır.⁶²

⁶¹ HIGGINS ve BERA; a.g.e., s.141-142.

⁶² KIRAN; a.g.e., s.73.

1.5.6. CHARMA (Koşullu Heteroskedastik Otoregresif Hareketli Ortalama) Modelleri

Koşullu Heteroskedastik Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri (CHARMA) koşullu heteroskedastisiti modellemesine yönelik alternatif yöntemlerden biridir. CHARMA modeli koşullu heteroskedastisitiyi belirlerken rassal katsayılar (random coefficients) kullanmaktadır. CHARMA modeli ARCH modeliyle aynı olmasa da bu iki modelin bazı özellikleri benzerdir. CHARMA modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir.⁶³

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + u_t & t &= 1, \dots, T \\ u_t &= \sum_{i=1}^m \delta_{it} u_{t-i} + \eta_t & t &= 1, \dots, T \end{aligned} \quad (1.5.6a)$$

Burada η_t , sıfır ortalama ve h_n varyanslı bir beyaz gürültü süreci, $\{\delta_{it}\} = \{\delta_{1t}, \dots, \delta_{mt}\}$ sıfır ortalamalı ve pozitif tanımlı kovaryans matrisine (Ω) sahip bir IDD rassal vektörü göstermektedir. $\{\delta_{it}\}$, $\{\eta_t\}$ 'den bağımsızdır. (1.5.6a)'daki u_t matris notasyonu aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$u_t = u_{t-1} \delta_{t-1} + \eta_t \quad (1.5.6b)$$

Burada $u_t = (u_{t-1}, \dots, u_{t-m})'$ u_t 'nin gecikmeli değerlerinden oluşan vektördür. Denklem (1.5.6a)'da gösterilen CHARMA modelinin koşullu varyansı;

$$h_t = h_n + u_{t-1} \text{kov}(\delta_{t-1}) u_{t-1} = h_n + (u_{t-1}, \dots, u_{t-m}) (\Omega) (u_{t-1}, \dots, u_{t-m})' \quad (1.5.6c)$$

olarak bulunabilir. (Ω) matrisinin (i, j) elementi ω_{ij} olarak gösterilir ve (Ω) matrisinin simetrik olduğu düşünülürse $\omega_{ij} = \omega_{ji}$ olur.

ARCH ve CHARMA modellerini basitçe karşılaştırmak için öncelikle $m=1$ kabul edilirse denklem (1.5.6c), (1.5.6d) halini alır.

$$H_t = h_n + \omega_{11} u_{t-1}^2 \quad (1.5.6d)$$

⁶³

TSAY; a.g.e., s.107.

Denklem (1.5.6d) standart ARCH (1) modelini göstermektedir. $m=2$ olarak alınırsa denklem (1.5.6c), (1.5.6e)'ye dönüşür.

$$H_t = h_n + \omega_{11}u_{t-1}^2 + 2\omega_{12}u_{t-1}u_{t-2} + \omega_{22}u_{t-2}^2 \quad (1.5.6e)$$

Denklem (1.5.6e) incelendiğinde ortaya çıkan koşullu varyans denkleminin ARCH(2)'den farkının denklemdeki $u_{t-1}u_{t-2}$ çapraz çarpımları olduğu rahatlıkla görülebilir.

CHARMA modelinde (Ω) kovaryans matrisi pozitifli tanımlı olduğundan, h_n pozitif olacağından, $h_t \geq h_n > 0$ bütün t değerleri için sağlanmaktadır. Bu durumda CHARMA modelinde koşullu varyansın pozitif olma koşulu otomatik olarak sağlanmaktadır.

ARCH ve CHARMA modellerinin en önemli fark volatilité denkleminde u_t gecikmelerinin çapraz çarpımlarının kullanılmasıdır. Bu çapraz çarpımlar, pratikte özellikle de hisse senetleri getiri volatilitésini modellerken geçmiş getiriler arasında etkileşimi göstereceğinden kullanışlı olmaktadır. CHARMA modelinin en önemli kısıtlarından biri gecikme mertebesinin artmasıyla birlikte çapraz çarpım terimlerinin de hızla artmasıdır. Bu durum modeli karmaşık hale getirmektedir. Bu nedenle CHARMA modelinde az sayıda çapraz çarpım kullanımı önerilmektedir.⁶⁴

⁶⁴

TSAY; a.g.e., s.108.

İKİNCİ BÖLÜM

VOLATİLİTE MODELLEMELERİ

2.1. VOLATİLİTENİN TANIMI

Volatilite bir menkul kıymetin fiyatının veya piyasanın genelinin kısa bir zaman aralığı içerisinde dalgalanma özelliği olarak tanımlanır.⁶⁵ Bir başka ifade ile hisse senedi fiyatındaki iniş çıkışlara volatilite yani fiyattaki değişkenlik denir.

Fiyattaki değişmeler veya dalgalanmalar iki türlü ifade edilebilir.⁶⁶ Birincisi, doğrudan doğruya gerçekleşen fiyatlar arasındaki farkların belirlenmesidir. İkincisi ise, fiyat farklılaşmalarının yüzde değişimler olarak hesaplanmasıdır.

Bir hisse senedinin volatilitenin hesaplanması, fiyatın muhtemelen nasıl ve hangi büyüklükte değişeceği hakkında ipucu verir.⁶⁷ Roger D. Huang ve Ronald W. Masulis⁶⁸ hisse senedi fiyat volatilitesi ile menkul kıymet alım satım faaliyeti arasındaki ilişkiyi incelerken volatilite ölçüsü olarak beş farklı ölçü önermiştir. Bu ölçüler şöyledir:

- Getiri: Bu ölçü mutlak getiri olarak da adlandırılır. Getiri kapanış ve açılış fiyatlarının doğal logaritmaları farkının mutlak değeridir. Benzer simgeleri kullanarak getiri şöyle hesaplanır: $V = |\ln P_1 - \ln P_0|$.
- Filtrelenmiş (Mevsimsizleştirilmiş) Getiri: Getirilerin çeşitli mevsimsel göstergeler üzerine regres edilmesiyle elde edilen regresyonun hata teriminin mutlak değeri olarak ifadesidir.

⁶⁵ BORSA TERİMLERİ SÖZLÜĞÜ; İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Yayınları, İstanbul 2003, s.34.

⁶⁶ Mehmet BOLAK; **Finans Mühendisliği Kavramlar ve Araçlar**, Beta Basım Yayım, İstanbul 1998, s.30

⁶⁷ Pınar Evrim MANDACI ve Halit SOYDAN; **Capital Markets**, Literatür Yayıncılık, İstanbul 2002, s.162

⁶⁸ Roger D. HUANG ve Ronald W. MASULIS, "Trading Activity and Stock Price Volatility: Evidence From the London Stock Exchange", **Journal of Empirical Finance**, Vol: 10, 2003, s.258.

- Kapanıştan Kapanıřa Getiri: Kapanıř fiyatları bir önceki günün kapanıř fiyatlarının doęal logaritmaları farkının mutlak deęeridir. Örneęin, kapanıř fiyatının logaritması $\ln P_t$, bir önceki günün kapanıř fiyatının logaritması $\ln P_{t-1}$ alındığında, kapanıřtan kapanıřa getiri V şöyle hesaplanır: $V = |\ln P_t - \ln P_{t-1}|$.

Volatilite hesaplamasında, elimizde bulunan veriler yardımıyla, gelecekte gerçekleşme ihtimali en güçlü olan volatilite tahmin edilebilmektedir.⁶⁹ Finansal piyasalardaki volatilitenin hesaplanmasına yönelik tahminlerde bulunulması, portföy seçimi ve finansal varlıkların yönetimi açısından önemli olduęu kadar finansal ürünlerin fiyatlamasında da etkili rol oynamaktadır. Bollerslev de dahil olmak üzere konuyla ilgilenen arařtırmacıların çoęu finansal piyasalara iliřkin volatilitenin tahmin edilebileceęini savunmakla birlikte, görüşler, volatilite tahmin modelleri konusunda farklılık göstermektedir. Bu model türlerinden en dikkat çeken, piyasalarla ilgili iyi ve kötü haberlerin gelecekteki volatilite için ayrı ayrı tahmin edilebilmesine olanak tanıyan modeldir. Bu model türü üzerinde Black (1976), Nelson (1990), Pagan ve Schwert (1990) çalışmalar yapmışlardır.⁷⁰

Konuyla ilgili olarak yapılan çalışmalarda finansal piyasalarda işlem gören varlıkların fiyatlarında meydana gelen büyük deęişimleri, büyük miktarlı deęişimlerin, küçük deęişimleri de küçük miktarlı deęişimlerin takip ettięi belirtilmektedir.⁷¹ Bu duruma ise volatilite kümelenmesi adı verilmektedir. Özellikle gelişmekte olan piyasalarda görülen yüksek volatilite, genellikle siyasi belirsizlik ve risk ortamında yoğunluk ve duyarlılıęını oldukça artırmaktadır. Ülkemizde birçok finansal deęişkene ait zaman serilerinin grafikleri incelendiğinde yukarıda bahsedilen nedenlerden dolayı volatilitenin oldukça geniş olduęu ve bu yüzden hata terimlerinin sabit varyanslılık varsayımını sağlayamadıęı belirlenmiştir. Ayrıca yapılan arařtırmalar, menkul kıymet getirileri üzerindeki etkilerle ilgili farklı sonuçlara ulaşmışlardır. Örneęin menkul kıymetin piyasaya giriřiyle birlikte volatilitenin

⁶⁹ Frank MARAUX ve başk; “The Predictive Power of French Market Volatility Index: A Multi Horizons Study”, **European Finance Review**, Vol: 2, 1999, s.318.

⁷⁰ Robert F. ENGLE ve K. NG VICTOR; “Measuring and Testing the Impact of News on Volatility”, **The Journal of Finance**, Vol: 11 (5), 1993, s.1749

⁷¹ Hazem DAOUK ve Jie Qun GUO; “Switching Asymmetric GARCH and Option on a Volatility Index”, **The Journal of Futures Markets**, Vol: 24 (3), 2004, s.252.

kimi zaman artma, kimi zaman azalma eğiliminde olduğu, kimi zaman da etkinin sıfır olduğu yönünde bulgular elde edilmiştir.⁷²

Finansal varlıkların fiyatlarındaki değişimden kaynaklanan risklerin artması, karar vericilere yatırım aşamasında riskleri de göz önünde bulundurma zorunluluğu getirmiştir. Mali sistemde artan risklilik düzeyi, varlıkların doğru fiyatlandırılabilmesi için uygun bir yöntemin bulunmasının önemini artırmıştır. Riskin finansal sistemdeki tanımının “getirilerin olasılık dağılımlarının varyansı” olarak ele alınması, varyansın riskin minimizasyonunda ve risk primi belirlenmesinde etkin olarak kullanılmasını sağlamıştır.⁷³ Bu sebeple özellikle volatilité, piyasa oyuncuları ve karar vericiler tarafından riskin ölçümünde kullanılması nedeniyle özel önem teşkil etmektedir.⁷⁴

Sonuç olarak volatilitenin ya da koşullu değişen varyansın tahmin edilmesinin temel nedenleri,⁷⁵

- Tahminin güven aralıkları zamana bağlı değişiyorsa tahmin hatalarının varyansını modellemek suretiyle daha tutarlı güven aralıklarının elde edilebilmesi,
- Tahmin hatalarındaki değişen varyanslılığın uygun bir şekilde ele alındığı takdirde daha etkin tahmincilerin elde edilebilmesi,
- Risk getiri ilişkisinin gösterilebilmesidir.

⁷² Hüseyin GÜLEN ve Stewart MAYHOW; “Stock Index Futures Trading and Volatility in International Equity Markets”, **The Journal of Futures Markets**, Cilt: 20 (7), 2000, s.662.

⁷³ G. Torben ANDERSEN; “Return Volatility and Trade Volume: An Information Flow Interpretation of Stochastic Volatility”. **The Journal of Finance**, Vol: 2 (1), 1996, s.169.

⁷⁴ Jun YU; “Forecasting Volatility in the New Zealand Stock Market”, **Applied Financial Economics**, Vol: 12, 2002, s.193

⁷⁵ Serpil TÜRKYILMAZ; **ARCH Modelleri ile Değişkenlerdeki Oynaklığın Araştırılması ve Bazı İktisadi Değişkenler Üzerine Bir Uygulama**, Anadolu Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Eskişehir 2002, s.39.

2.2. VOLATİLİTENİN DEĞİŞEBİLİRLİĞİ VE NEDENLERİ

Çoğu araştırmacı, toplam hisse senedi piyasası volatilitesindeki hareketler üzerine çalışmıştır. Bunlardan biri Officer(1973) çalışması olup, çalışma 1929-1939 yıllarındaki büyük depresyon boyunca hisse senedi getiri değişkenliğinin fevkalade yüksek olduğu gerçeğini ortaya koymaktadır. Toplu kaldıraç gücü volatilité ile anlamlı korelasyona sahip iken o hisse senedi volatilitesindeki hareketlerin göreceli bir kısmını anlatır. Toplam hisse senedi volatilitesindeki yükselip alçalmanın genişliğini basit hisse senedi modelleri kullanarak anlatmak özellikle Büyük Depresyon boyunca zordur. Officer(1973) çalışmasında makro ekonomik değişkenlerin volatilitésinin değişkenliğini anlatmaktadır. Değişkenliği anlatan bir başka çalışma Black(1976) ve Christie(1982) hisse senedi volatilitésinin finansal kaldıraçla birlikte arttığını belirtmişlerdir. Ancak, hisse senedi volatilitesindeki değişkenliğin ayrıntısına girmemişlerdir. Shiller(1981) hisse senedi piyasası volatilitésinin seviyesi temettünün gerçekleşen değişkenliğinden göreceli olarak çok daha yüksektir. Shiller'in bugünkü değer modellerinde reeskont oranları veya gelecek nakit akımlarından her biri volatilitédeki bir artışın sebebidir.⁷⁶

Volatilité kavramı standart sapma ile ifade edilebilmektedir. Standart sapmanın varyansla olan ilişkisinden yola çıkarak volatilité varyans ile paralellik gösteriyor denilebilmektedir. Volatilité dalgalanma ya da oynaklık olduğu için sabit varyans varsayımının sağlanması zor olabilmektedir. Volatilitenin bu özelliğinden dolayı, incelenmesinde doğrusal olmayan zaman serileri teknikleri de kullanılabilir.⁷⁷ Doğrusal olmayan zaman serileri teknikleri finansal serilerin gösterdikleri tipik zaman serisi özelliklerini daha iyi kestirebilirler ve bu nedenle kullanılabilir.⁷⁸

⁷⁶ G.William SCHWERT; "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time", **The Journal of Finance**, Vol: 44 (5), December 1989, s.1115.

⁷⁷ G.S. MADDALA; **Introduction to Econometrics**, Macmillan Publishing Company, New York 1998, s.201

⁷⁸ Burak SALTOĞLU ve Hurşit GÜNEŞ; **İMKB Getiri Volatilitésinin Makro Ekonomik Konjonktör Bağlamında İrdelenmesi**, İMKB Yayınları, İstanbul 1998, s.81-82.

Finansal zaman serilerinin gösterdikleri tipik özellikler,⁷⁹

- Getirilerin Dağılımı: Finansal varlıkların getirileri daha geniş yayılımlara sahiptir. Bu normal dağılım varsayımı ile ters düşmektedir. Bu tür serilerin normal dağılımla modellenmesi pek sağlıklı sonuçlar vermez.
- Volatilitenin Zaman İçerisindeki Değişimi: Getiri volatilitésinin zaman içerisinde otokorelasyon göstermesi de yine finansal zaman serilerinin özelliklerinden biri olarak kabul edilmektedir. Yani getiri oranları birbirine bağımlı olarak ortak hareket etmektedirler.⁸⁰
- Alım – Satımın Olmadığı Dönemlerdeki Yüksek Volatilité: Yüksek Volatilité, kısa süre içerisinde borsa getiri değerlerinin belirli bir ortalamadan uzaklaşmasıdır.⁸¹
- Makro Ekonomik Belirsizlik ve Volatilité: Piyasalarda meydana gelen belirsizlik ortamı volatilitéyi artırıcı bir etki yapar.

2.3. VOLATİLİTEYİ ETKİLEYEN FAKTÖRLER

Finansal piyasalar tam olarak oturmamışsa yani gelişimini tam olarak tamamlamamışsa bu piyasa üzerinde siyasi çalkantılar ve belirsizlikler çok önemli etkilerde bulunabilir. Özellikle Türkiye gibi az gelişmiş veya gelişmekte olan ülkelerde politik istikrarsızlığın ve politik riskin yüksek olması nedeniyle meydana gelen belirsizlik ortamı finansal piyasaların gelişimine bir darbe vurmuştur. Türkiye’de İMKB’nin gelişmesinin en önemli engellerinden biri yüksek volatilitedir. Bu nedenle yüksek volatilitéyi nelerin etkilediği ya da ne gibi faktörler ile ortaya çıktığının bilinmesi gerekir.

Borsada dalgalanmaların yani volatilitenin neden meydana geldiği konusu araştırmacıların son zamanlarda en çok dikkatini çeken konulardandır. Bu

⁷⁹ Ercan ZORLU; “A High Frequency Analysis About Turkish Financial Markets”, Yeditepe Üniversitesi MBA Bölümü, **Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi**, İstanbul 2003, s.6-7.

⁸⁰ Selahattin GÜRİŞ ve Ebru ÇAĞLAYAN; **Ekonometri Temel Kavramalar**, DER Yayınları, İstanbul 2005, s.395.

⁸¹ SALTOĞLU ve GÜNEŞ; a.g.e., s.13.

dalgalanmaların iki sebebe bağılı olduğu ileri sürülmüştür. Bu iki sebep kamu bilgileri ve kamuya bilgi ulaşmasıdır. Kamu bilgileri olarak makroekonomik gelişmeler kabul edilebilir. French ve Roll(1986) hisse senedi fiyatlarındaki dalgalanmanın borsanın işleme açık olduğu zaman kapalı olduğu duruma göre çok daha fazla olduğunu ve tatillerden sonraki günlerde de bu dalgalanmanın diğer günlere göre çok daha fazla olduğunu göstermişlerdir. Bunun nedeni ise yatırımcıların borsanın işleme açık olduğu zaman kamu bilgilerine ulaştığı ve bu bilgilerle bir an önce işlem yapma isteğidir. Balaban(1995) ise İMKB için Pazartesi gününün 1988-1994 zaman aralığı ve ayrıca bu zaman içerisindeki her yıl içinde en dalgalı gün olduğunu ortaya koymuştur.⁸² Bilgilerin kamuya ulaşması kısmı ile ilgili de çalışmalar mevcuttur. Bilgilerin kamuya ulaşması ve zamandaki etkileri üzerine iki önemli çalışma Admati ve Pfleiderer(1988) ile Foster ve Viswanathan(1990)'dır. Yukarıda bahsedilen iki çalışma bilgilerin fiyatları nasıl etkilediği detayını ve yatırımcıların farklı gruplarının bundaki etkisini araştırmışlardır.⁸³ Bu iki çalışma incelendiğinde ikisi arasındaki fark bilgiye sahip yatırımcılarla ilgili yapılan varsayımlardır. Admati ve Pfleiderer(1988) bu iki yatırımcının birlikte hareket ettiğini varsaymaktadır.⁸⁴

Foster ve Viswanathan(1990) ise kamu bilgilerinin kısa zamanlı olduğunu ve bu yüzden likiditeye sahip yatırımcıların bilgiye sahip yatırımcılarla birlikte hareket etmek istemeyeceklerini varsaymaktadırlar. Foster ve Viswanathan, ticaret işlem hacminin yüksek olduğu zaman ticaret fiyatlarının düşük ve fiyatların daha az dalgalanmakta olduğunu iddia etmektedir. Yani işlem hacmi yükseldiğinde fiyatlardaki oynaklık azalmaktadır. Admati ve Pfleiderer(1988) ise ticaret işlem hacminin yüksek olduğu zaman ticaret fiyatlarının düşük ve fiyatların daha fazla dalgalanmakta olduğunu iddia etmektedir.⁸⁵

⁸² Hakan BERUMENT, Ali İNAMLİK ve Halil KIYMAZ; "Borsa Değişkenliğinde Haftanın Günü Etkisi: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası", **İşletme ve Finans Dergisi**, Sayı: 223, Ekim 2004, s.93.

⁸³ F. Douglas FOSTER ve S.VISWANATHAN; "Variations in Trading Volume, Return Volatility and Trading Costs: Evidence on Recent Price Formation Models", **The Journal of Finance**, Vol: 48(1), March 1993, s.188.

⁸⁴ Anat R. ADMATI ve Paul PFLEIDERER; "A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability", **The Review of Financial Studies**, Vol: 1(1), Spring 1988, s.33.

⁸⁵ FOSTER ve VISWANATHAN; a.g.e., s.188.

Volatilitiyeyi etkileyen etkenler genel olarak dört başlık altında toplanabilir.⁸⁶

2.3.1. Makro Ekonomik Konjonktürdeki Belirsizlik

Makro ekonomik konjonktürdeki belirsizlikler piyasaları olumsuz etkileyebilmektedir. Ekonomide yaşanan belirsizlik (kriz ve bunalım dönemleri gibi) ya da uygulanacak bir iktisadi politikanın piyasaya yansımalarının belirli olmadığı durumlarda yatırımcılar tedirgin olmaktadır. Yatırımcılar dışında piyasalarda oluşan bu belirsizlik artışı, yatırım vadelerini kısalttığı gibi bazen daha kötü sonuçlara yol açabilir. Bu belirsizlikler yatırımların tamamıyla başka piyasalara kaymasına neden olabilir. Hatta bu yatırım ertelenmesine kadar gidebilir. Bu durum talep azalmasına yol açar ayrıca fiyatlar üzerinde olumsuz bir baskı oluşturduğundan fiyatları artırıcı bir rol oynar.

2.3.2. Beklentiler

Piyasalarda önemli herhangi bir konudaki beklentilerin çok olumlu ya da çok olumsuz olması fiyatlarda yüksek oranlı değişimlere, dolayısıyla yüksek volatilitiyeye neden olur. Türkiye için Avrupa Birliği, beklentilere iyi bir örnek olabilir. Halkın olumlu beklentiler içinde olması belirsizlik yaratmayacak ve oluşan güven dolayısıyla volatilitiyeyi arttırmayacaktır.

2.3.3. Sistemik Olmayan Risk

Gelişen piyasalarda en önemli risk kategorisini sistemik olmayan risk grubuna giren politik istikrarsızlık ve makro ekonomik dengesizlikler oluşturmaktadır. Sistemik olmayan risk, likidite riski, vade riski, işletme riski olarak ayrılabilen ve şirkete bağlı değişkenlerden kaynaklanmaktadır.⁸⁷ Sistemik olmayan risk ile mesela pazar payının kötü yönetim nedeniyle küçülmesi gibi firmanın kendi iç dinamiklerinden oluşan sebepler yüzünden satış gelirinde meydana gelen azalmalar, o firmanın halka arz etmiş olduğu hisse senetlerine karşı

⁸⁶ ZORLU; a.g.e., s.2-4.

⁸⁷ Ömer Veysel ÇALIŞKAN; “Kredi Derecelendirme Kuruluşları ve Risk Değerlendirme Kriterleri”,http://web.sakarya.edu.tr/~adurmus/kredi_derecelendirme/4104uygulamali%20calisma.pdf, s.4.

bir güvensizlik ortamı yaratabilir. Bu durumda yatırımcılar bu hisse senetlerine yatırım yapmak istemeyebilir. Bu durum ani fiyat düşüşlerine yani yüksek volatiliteye neden olabilir.

2.3.4. Halka Açıklık Oranı

Halka açıklık oranı, halka açık hisselerin nominal değerleri toplamının, tüm hisselerin toplam nominal değerlerine oranını ifade etmektedir. Bir firmanın borsada işlem gören hisse senedi sayısı ve miktarı arttığı zaman o hisseye yatırım yapmak isteyen kişi sayısı da artacaktır. Çok sayıda yatırımcı, çok sayıda fiyat teklifine neden olacağından piyasa derinliğinin oluşması sağlanacaktır. Yani piyasa derinliğinin oluşmasında dolaşımdaki hisse senedi miktarının çok büyük etkisi vardır. Piyasa derinliği ise ani fiyat iniş çıkışlarına engel olur. Bu tür piyasalarda fiyat değişimi sığ piyasalara göre daha azdır. Bu nedenle halka açıklık oranının yüksek ya da düşük olması volatilitayı etkiler.

2.4. VOLATİLİTENİN ZARARLARI

Volatilitenin likidite yaratmak ve bazı spekülörlere yüksek kazançlar sağlamak gibi olumlu etkileri olmasına rağmen, ülke ekonomisi açısından bakıldığında zararları da vardır. Volatilitenin tahmin edilebilir bir yapıda olması, spekülatif hareketleri daha da kolaylaştıracaktır. Küçük yatırımcılar volatilitayı tam olarak çözemediğinde genellikle kaybetmeye mahkumdurlar.

Para ve sermaye piyasaları “volatil” olan bir ülke, uzun vadeli düşünen kurumsal yatırımcılar için çekici değildir. Spekülörlere ise piyasaları volatil olan bir ülkede her an tedirginlik içindedir. Piyasalardaki istikrarsızlık yatırımcıları kısa vadeli davranmaya teşvik etmektedir.

Volatilitenin en fazla zararı katı bir hiyerarşi sistemine sahip ve değişime kapalı kuruluşlara vermektedir. Yüksek bilgi birikimi ve dinamik yapıya sahip kuruluşlar, her türlü olumsuz koşullara daha dayanıklıdır.

2.5. VOLATİLİTENİN ÖNLENMESİ

Volatilitenin yükselmesini önlemek için bazı tedbirlerin alınması gerekmektedir. Volatilitiyi belli düzeylere çekmek için alım ve satıma sınırlama getirilmeli ve alım satım komisyonları yükseltilmelidir. Alım satım maliyetleri kısa vadeli işlemler için yüksek tutulursa, yatırımcılar uzun vadeli yatırımlara yöneltilmiş olacaktır. Bir ülkedeki borsa bileşik endeksi belli değeri aştığında ya da belli değerin altında kaldığında alım satım sınırlaması getirilirse volatiliteler önenebilir. Ama bunun da, endeks belli bir değere yaklaşırken spekülasyonun artması gibi olumsuz bir sonucu olabilir.

Hisse senetlerini 1 yıldan fazla elinde tutan yatırımcılara vergi muafiyeti getirilirse, senetleri daha uzun elde tutmaları sağlanabilir. Benzer şekilde, ödenmiş sermayesi ve halka açılma oranları belli değerden az olan şirket senetlerinin işlem görmesi engellenirse, spekülasyon hareketleri de engellenebilir ve IMKB güvenilir bir ortama dönüşebilir.

Piyasada, bilginin her birime ucuz ve kolay şekilde ulaşması için gerekli olanakların artırılması ve hukuki cezaların getirilmesi de caydırıcı olabilir.⁸⁸

2.6. VOLATİLİTENİN ÖLÇÜMÜNDE VE ÖNGÖRÜLMESİNDE KULLANILAN MODELLER

2.6.1. Volatilitenin Öngörülmesinde Kullanılan Geleneksel Yöntemler

Volatilitenin öngörülerinde kullanılan geleneksel yöntemler, Pagan ve Schwert'in⁸⁹ izlediği yöntem paralelinde tanıtılacaktır. Volatilitenin ölçümlerinde, hisse senedi getirilerinin gözlemlenmiş volatilitesine ait koşullu ortalama eşitliğinden elde

⁸⁸ KIRAN; a.g.e., s.79.

⁸⁹ PAGAN ve SCHWERT; a.g.e., s.272.

edilen ve her bir “t” döneminde tahmin edilen hata terimlerinin kareleri kullanılmaktadır.

Hisse senedi getirilerinin düzey değerlerinin, günlük ve haftalık bazda incelenmesinde, hata terimlerinde seri korelasyon gözlenirken, aylık bazda böyle bir soruna genellikle pek rastlanmamaktadır.⁹⁰ Bu nedenle volatilité, örnek-içi koşullu ortalama otoregresif bir süreç olarak ele alınmakta ve ona göre tahmin edilmektedir. Bu süreç aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\begin{aligned} \theta\varphi(L)r_t &= \mu + u_t \\ \theta\varphi(L) &= 1 - \theta_1L - \dots - \theta_kL^k \\ t &= 1, 2, \dots, T \end{aligned} \quad (2.6.1a)$$

Formülde L olarak gösterilen aslında bir gecikme işlemcisidir ve $L^k x_{t-k} = x_{t-k}$ biçiminde ifade edilmektedir. Gecikmenin uzunluğu φ ile ifade edilmektedir. T ise örnek içi gözlemlerin sayısını gösterir. $Q\varphi(L)$ ve μ 'ün katsayıları, eşitlik (2.6.1a)'nın örnek içi artı kareler toplamının minimizasyonu yoluyla elde edilir ve bunun sonucunda, elde edilen volatilité, σ_t^2 , aşağıdaki eşitlik kullanılarak tahmin edilir.

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= (r_t - \{(\pi_1 - [(\theta\varphi_{t,T}(L) - 1)r_t])\})^2 \\ t &= 1, 2, \dots, T + \tau \end{aligned} \quad (2.6.1b)$$

Burada τ örnek dışı gözlemlerin sayısını gösterirken, herhangi bir katsayıya ait T alt indisi o katsayının örnek-içi bilgi setine bağlı olarak tahmin edildiğini belirtmektedir.⁹¹

2.6.1.1. Aritmetik Ortalama Yöntemi

Volatilitenin geçmişteki ortalama değerlerine dayanarak, gelecekteki değerlerini öngörmek, volatilité hesaplamalarında kullanılan en yaygın yöntemdir. Özellikle ortalamanın durağan olduğu volatilité dağılımlarında, volatilitédeki tüm

⁹⁰ David MCMILLAN, Alan SPEIGHT ve Owain GWILYM; “Forecasting UK Stock Market Volatility, *Applied Financial Economics*, Vol: 10, 2000, s.435-448.

⁹¹ MCMILLAN, SPEIGHT ve GWILYM; a.g.e., s.437.

değişimin yapılacak hesaplama hataları ile geçmiş ortalama volatilitelerinden ($\bar{\sigma}$ 'dan) kaynaklandığı varsayılabilir. Burada $\bar{\sigma}$, örnek-içi gözlemlenen volatilitenin ağırlıklı olmayan ortalamasıdır. Bu şekilde düşünülerek oluşturulan model, gelecekteki bütün dönemler için optimal volatilitte öngörüsünü (h 'yi) verir:

$$h_{t+1} = \bar{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T \sigma_j^2 \quad (2.6.1.1a)$$

$$t = T, T + 1, \dots, T + \tau - 1$$

Bu tür, geçmişteki volatilitte değerlerinin ortalamasına dayanılarak yapılan öngörüler, diğer modeller ile yapılacak hesaplamaları karşılaştırmak açısından yararlı olmaktadır.

Örnek-içi ortalama yöntemi dışında kullanılan diğer bir yöntem ise; her bir gözlemin aşamalı olarak volatilitede meydana getirdiği artış sonucunda yenilendiği, örnek-dışı dönemde hesaplanan volatilitedir ve şu şekilde gösterilebilir.

$$h_{t+1} = \bar{\sigma}_t^2 = \frac{1}{t} \sum_{j=1}^t \sigma_j^2 \quad (2.6.1.1b)$$

$$t = T, T + 1, \dots, T + \tau - 1$$

Örnek dışı dönemin herhangi bir noktasında, şu ana kadar oluşan volatilitenin ortalaması ve gelecek volatilitenin öngörüsü, o andaki gerçek volatiliteye ait tüm bilgi setine bağlıdır.

2.6.1.2. Hareketli Ortalama Yöntemi

Hareketli ortalama yöntemine göre volatilitte, belirli bir zaman aralığında veya belirli bir dönemde, gözlemlenen geçmiş volatilitelerin ağırlıksız ortalaması olarak öngörülür. Yani;

$$h_{t+1} = \bar{\sigma}_{t,T}^2 = \frac{1}{T} \sum_{j=T-t}^t \sigma_j^2 \quad (2.6.1.2a)$$

$$t = T, T + 1, \dots, T + \tau - 1$$

dir. Burada T , hareketli ortalama dönemini göstermektedir. Bu aralık rastgele seçilir ve her frekans için iki uzunluk dikkate alınır. Bu rastgele seçimler aylık veri için beş ve on yıl; haftalık veri için 1,25 ve 2,5 yıl; günlük veri için üç ve altı aydır. Her durumda daha uzun veya daha kısa hareketli ortalama dönemleri için $T=60$ ve $T=120$ gözleme karşılık gelmektedir. Bu yolla, üç aynı örnek frekansı için (aylık, haftalık ve günlük) hareketli ortalamalar oluşturulurken yaklaşık olarak aynı sayıda gözlemler kullanılmış olur.

2.6.1.3. Rassal Yürüyüş Yöntemi

Bu tür modellerde volatilitede, sürekli ya da aşamalı olarak değişmelere neden olan bir trendin varlığı kabul edilir. Bununla birlikte volatilitenin rastgele dalgalanırsa, gelecek dönemlere ait volatilitenin öngörülmesi basit bir şekilde cari dönemin volatilitesi ile aynı olacaktır. Yani;

$$h_{t+1} = \sigma^2_t$$

$$t = T, T+1, \dots, T+\tau-1 \quad (2.6.1.3a)$$

Bu nedenle, yukarıda formüle edilen rassal yürüyüş (random walk) modeli, volatilitenin optimal öngörüsünün en son gerçekleşen gözlemden bu yana değişmeyeceğini öngörmektedir. Standart bir ekonometrik değerlendirme yöntemi olan bu yöntem ayrıca, yukarıda tanımlanan diğer yöntemlerin nispi tahmin performansının değerlendirilmesi açısından iyi bir ölçüt oluşturmaktadır.

2.6.1.4. Üstel Düzeltme Yöntemi

Cari dönemdeki volatilitenin bir dönem önce gerçekleşen volatilitenin öngörüsünün ağırlıklı ortalaması olarak edilen volatilitenin öngörüsüne “bir adım önde” öngörü adı verilir. Yani;

$$h_{t+1} = \phi_T h_t + (1 - \phi_T) \sigma^2_t$$

$$t = T, T+1, \dots, T+\tau-1 \quad (2.6.1.4a)$$

Bu düzeltme parametresi $0 \leq \phi \leq 1$ olarak kısıtlanmıştır. $\phi = 0$ için (ya da $h_t = \sigma_t^2$) daha önceki dönemlere ait ağırlık olan ϕ , 1'e yaklaştıkça ($\phi \rightarrow 1$), bu model rastsal yürüyüş modeli ile aynı olur. ϕ_t 'nin değeri, örnek içi tahmin hatalarının karelerinin toplamını minimize edecek bir şekilde ampirik olarak belirlenir.

2.6.1.5. Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Yöntemi

Bu model, Eşitlik (2.6.1.4a)'daki gözlemlenen geçmiş volatilitenin Eşitlik (2.6.1.2a)'daki hareketli ortalama tahminin ile değiştirilmiş kısmı dışında üstsel düzeltme modeli ile aynıdır:

$$h_{t+1} = \psi_{\tau} h_t + (1 - \psi_{\tau}) \frac{1}{\tau} \sum_{j=T-t}^t \sigma_j^2 \quad (2.6.1.5a)$$

$$t = T, T + 1, \dots, T + \tau - 1$$

Bu nedenle T dönemi, hareketli ortalama modelinde her frekans için tanımlanan zaman döneminden daha uzun dönemleri göstermektedir.

2.6.1.6. Basit Regresyon

Basit regresyon modelinde, belli bir döneme ait gözlenen veri ile (örnek içi), cari dönem volatilitesi basit en küçük kareler yöntemi kullanılarak öngörülmektedir.

$$h_{t+1} = \gamma_T + \delta_T \sigma_{t-1}^2$$

$$t = T, T+1, \dots, T+\tau-1 \quad (2.6.1.6a)$$

Volatilitenin durağan olduğu varsayımı altında, bu şekilde tahmin edilen volatiliteler eğer yansız olurlarsa, basit regresyon modeli volatiliteleri, bir önceki dönem gerçekleşen volatiliteler ve uzun dönem ortalama volatilitenin ağırlıklı ortalaması olarak tahmin edecektir. Bu volatiliteler tahmini, bir önceki düzeyinden, σ_{t-1}^2 , uzun dönem ortalamasına \bar{h} 'na δ oranıyla uyumlaştacaktır.

2.6.2. Otoregresif Koşullu Değişken Varyanslılık (ARCH) ve Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişken Varyanslılık (GARCH) Modelleri

İktisadi olayların açıklanmasında kullanılan klasik ekonometrik yöntemler, modele dâhil edilen hata terimine ilişkin bazı varsayımlarda bulunurlar. Bu varsayımlardan biri hata terimleri arasında ilişki olmadığı, birbirlerinden bağımsız olduğu varsayımdır. Hata terimleri arasında ilişkinin olması durumunda modelde otokorelasyon sorununun varlığından bahsedilir. Bir diğer varsayım ise hata terimlerinin varyansının sabit olduğunu ve zaman içinde değişmediğini şeklindeki sabit varyans varsayımdır. Söz konusu varsayımın gerçekleşmemesi halinde ise modelde değişen varyans sorununun olduğu ifade edilir.

Geleneksel anlayışa göre otokorelasyon sorunu zaman serisi verilerinin bir özelliği iken, değişen varyans daha çok yatay kesit verilerinin bir özelliğidir. Ancak uygulamada birçok makroekonomik ve finansal verinin ortalama etrafında çok geniş bir aralıkta dalgalandığı ve öngörü hatalarının bazı dönemler görece olarak çok büyük, bazı dönemler küçük olduğu görülmüştür. Hata terimindeki bu değişkenlik, söylentilere, siyasi karışıklıklara, kamu, para ve maliye politikalarındaki değişmeye karşı duyarlı olan finans piyasalarındaki dalgalanmalardan doğmuş olabilir. Bu da hatalarının varyansının sabit değil, dönemden döneme değişir olduğunun, yani tahmin hatalarının varyansında otokorelasyon olduğunun göstergesidir.⁹²

Klasik ekonometrik modellerdeki sabit varyans varsayımının pek çok iktisadi ve finansal zaman serisinde geçerli olmadığı görüldüğü için değişen varyansın modellenmesine izin veren ARCH modelleri ve türevlerinin kullanımını yaygın hale getirmiştir. Engle 1982 yılında yayınladığı makalede koşullu ve koşulsuz varyans arasındaki fark üzerinde yoğunlaşmıştır. Çalışmada sıfır ortalamaya sahip ARCH süreçleri, koşulsuz sabit varyansa değil, geçmiş dönem öngörü hatalarına bağlı olarak değişen varyansa sahip olduğu belirtilmiştir.⁹³

⁹² Damodar N. GUJARATI; **Basic Econometrics**, Third Edition, McGraw Hill, New York 1995, s.437.

⁹³ ENGLE; a.g.e., s.987.

2.7. VERİ SETİ VE DEĞİŞKENLER

Çalışmada kullanılacak olan değişkenlere ait zaman serisi verileri, İSO İlk 500'de 1993-2007 yılları arasında yer alan ve aynı zamanda İMKB'de işlem gören firmalara ait hisse senetlerinin aylık getiri oranlarından oluşmaktadır. Söz konusu getiri oranları, 02.01.1993 – 28.09.2007 dönemini kapsayan toplam 3609 güne ait bilgileri içermektedir.⁹⁴

2.7.1. İMKB'de İşlem Gören Firmalara Ait Hisse Senetlerinin Aylık Getiri Değişim Oranları

Hisse senetlerine yönelik olarak hesaplanacak olan otoregresif koşullu değişen varyans (ya da volatilité) için öncelikle söz konusu hisse senetlerine ilişkin getiri oranlarının belirlenmesi gerekmektedir. Bu nedenle belirlenen altmış bir adet hisse senedinin her biri için günlük getiri değişim oranları;

$$R_{\text{hisse}} = \ln \left(\frac{r_t}{r_{t-1}} \right)$$

formülü ile hesaplanmıştır. Burada R_{hisse} , x firmasının t günündeki getiri değişim oranını, r_t , söz konusu firma hisse senedinin t günündeki kapanış değerini, r_{t-1} ise, senedin t-1 günündeki kapanış değerini ifade etmektedir.

⁹⁴

Veri setinde yer alan hisse senetlerine ait bilgiler, Reuters kaynaklı olup, dağıtılan kar paylarına göre düzeltilmiş verilerdir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

ANALİZ

Finansal getirilerin modellenmesinde kullanılan iki genel yaklaşım bulunmaktadır. Bunlardan ilki “iktisadi teoriye dayalı modeller”, ikincisi ise “zaman serisi analizlerine dayalı modeller” yaklaşımıdır.

İktisadi teoriye dayalı modeller, makroekonomik değişkenler arasındaki yapısal ilişkiyi açıklamada kullanılmaktadır. Bu yaklaşımda, finansal risklerin nedeni olarak kabul edilen iktisadi değişkenler arasındaki ilişkilerdeki olası değişimler alternatif iktisadi teorilere göre modellenmektedir. Bu modeller, iktisadi değişkenler arasında uzun dönemli denge ilişkisini ifade eden durağanlığı (stationarity) göstermektedir. Finansal varlık teorisinin üzerine inşa edilen makro ekonomik yapısal modeller, (GSYMH ve enflasyon gibi) makro ekonomik verilere dayalı olarak üçer ay veya bir yıl gibi düşük frekanslı olarak tahmin edilmektedir. Bu nedenle bu modeller, uzun dönemli analizler ve öngörüler için daha uygun modellerdir.

Zaman serisi analizine dayalı modeller, finansal değişkenlere ait yüksek frekanslı verilerin kullanılmasına uygun modellerdir. Zaman serisi analizleri, finansal değişkenlerin kısa dönemli hareketlerinin belirlenmesinde ve kısa dönemli dengeye ulaşma çizgisinin analizinde kullanılmaktadır. Döviz kurları, faiz oranları ve hisse senetleri fiyatları kısa dönemde bu değişkenlere yönelik beklentilere dayalı spekülasyon akımlarıyla belirlenmektedir.

Ekonometrik modellemede, kullanılan serinin istatistiksel özelliklerinin bilinmesi gerektirmektedir. Modellemeye geçmeden önce bu yönde yapılacak bir çözümlemeyle tasarlanan modelin seriye uygun olup olmayacağı görülecektir.⁹⁵

⁹⁵ Vuslat GÜZEL; Finansal Risk Değerinin Belirlenmesinde Kullanılan Sayısal Yöntemler: ARCH/GARCH Modelleriyle İMKB Uygulaması, Marmara Üniversitesi Sos. Bil. Ens. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, İstanbul 2007, s. 119

Zaman serilerinin karakteristik özellikleri sebebiyle genellikle logaritmik dönüşüme ihtiyaç duyarlar. Dalgalanmaların gerçek boyutunu görebilmemiz logaritmik seride mümkün olabilmektedir. Çünkü endeks değeri 50.000 'lerdeyken 1.000 puanlık düşüşle, 5.000 'li değerlerdeyken 1.000 puan düşmesi aynı değildir. Bu oransal değişimi en iyi logaritmik veride görebiliriz. Böylece logaritmik dönüşüm yapılan seriye baktığımızda şokların ve krizlerin derinliğini ve etkisini daha iyi görebiliriz.

Öncelikle, analizde kullanılacak firma hisse senetlerine ait zaman serilerinin durağan olup olmadıklarını araştırmak için ADF (Genişletilmiş Dickey –Fuller) testi uygulanmıştır. Verilerin analizi ve grafiklerin oluşturulmasında EVIEWS paket programından yararlanılmıştır.

Finansal ve iktisadi zaman serilerinde, çoğunlukla, birinci dereceden birim kök sorunu bulunmaktadır. Bu nedenle, serinin birinci farkının alınması, genellikle durağan bir seri vermektedir. Serinin modellenmesi ile serinin 1. farkının modellenmesi aynı şey değildir. Orijinal serinin modellenmesinde serinin davranışları açıklanırken, farkının modellenmesinde serinin değişimi açıklanmaktadır.

3.1. ARCH TÜRÜ MODELLERDE ÇÖZÜMLEME SÜRECİNİN AŞAMALARI

3.1.1. Serinin Özelliklerinin Belirlenmesi

Finansal zaman serilerinin çoğunun ekonomideki belirsizliklere ve istikrarsızlıklara bağlı olarak önemli ölçüde oynaklık gösterdiği söylenebilir.

Bir zaman serisinin rassal dalgalanmalarının, hangi zaman serisi bileşenlerinin etkisi altında olduğunun belirlenmesi, serinin durağan olup olmadığının araştırılması çalışmalarına serinin özelliklerinin belirlenmesi denir.

Zaman serilerinin bu özellikleri serinin Kartezyen grafiği ve otokorelasyon fonksiyonu yardımıyla belirlenebilir.

Kartezyen grafiğinde gözlem değerlerinin genel serpilme eğilimi zaman ekseninden gittikçe uzaklaşan bir eğilim gösteriyorsa artan trend, yaklaşma yönünde ise azalan trend etkisindedir. Gözlem değerlerinin genel serpilme eğilimi bir doğru etrafında serptiği görüntüsü veriyorsa trend doğrusaldır. Eğer sabit bir oranda artma eğilimine sahipse trend üsseldir. Bu trend etkisi doğrusal, artan ve azalan şeklinde olabilir ve bu durum serinin Kartezyen grafiğinden görsel olarak belirlenebilir.

Çalışmada kullanılan senetlerin toplu olarak özellikleri:

	DEVA		
Mean	0.039881	Kurtosis	3.697207
Median	0.031015	Jarque-Bera	4.238235
Maximum	0.771280	Probability	0.120138
Minimum	-0.565880	Sum	7.018980
Std. Dev.	0.224959	Sum Sq. Dev.	8.856163
Skewness	0.151528	Observations	176

Tablo 1: DEVA Serisinin Özellikleri

Verilerin normal bir dağılımda çarpıklık 0, basıklık 3 değerini almaktadır. Basıklık katsayısının normal dağılım için gerekli olan 3 değerinden büyük ve çarpıklık katsayısının 0 dan büyük olması dolayısıyla asimetrik olduğu söylenir. (Kalın kuyruk)

Standart sapma düşük, bu serinin yüksek volatilité göstermediği anlamına gelir. Skewness (çarpıklık) seri sağa çarpıktır. Kurtosis (basıklık) hataların dağılımı normale göre sivridir. Buna göre DEVA ya ait senedin getiri serisinin normal dağılmadığı, asimetri ve kalın kuyruk özelliklerini gösterdiği görülmektedir. JB prob; serinin hata terimleri normal dağılım gösterir.

CIMS A			
Mean	0.047580	Kurtosis	3.610269
Median	0.041825	Jarque-Bera	2.808823
Maximum	0.510830	Probability	0.245512
Minimum	-0.523720	Sum	8.374050
Std. Dev.	0.168452	Sum Sq. Dev.	4.965816
Skewness	-0.051462	Observations	176

Tablo 2: CIMS A Serisinin Özellikleri

Standart sapma düşük, bu serinin yüksek volatilitte göstermediği anlamına gelir. Skewness (çarpıklık) seri sağa çarpıktır. Kurtosis (basıklık) hataların dağılımı normale göre sivridir. Buna göre CIMS A senedinin getiri serisinin normal dağılmadığı, asimetri ve kalın kuyruk özelliklerini gösterdiği görülmektedir. JB prob; serinin hata terimleri normal dağılım gösterir.

OTKAR			
Mean	0.036631	Kurtosis	3.421221
Median	0.013807	Jarque-Bera	3.977185
Maximum	0.682570	Probability	0.136888
Minimum	-0.537047	Sum	5.421436
Std. Dev.	0.208745	Sum Sq. Dev.	6.405459
Skewness	0.341878	Observations	148

Tablo 3: OTKAR Serisinin Özellikleri

Standart sapma düşük, bu serinin yüksek volatilitte göstermediği anlamına gelir. Skewness (çarpıklık) seri sola çarpıktır. Kurtosis (basıklık) hataların dağılımı normale göre sivridir. Buna göre OTKAR senedinin getiri serisinin normal dağılmadığı, asimetri ve kalın kuyruk özelliklerini gösterdiği görülmektedir. JB prob; serinin hata terimleri normal dağılım gösterir.

BRMEN			
Mean	0.020471	Kurtosis	3.456620
Median	0.000000	Jarque-Bera	3.272247
Maximum	0.453034	Probability	0.194733
Minimum	-0.304369	Sum	0.900740
Std. Dev.	0.175870	Sum Sq. Dev.	1.329997
Skewness	0.627766	Observations	44

Tablo 4: BRMEN Serisinin Özellikleri

Standart sapma düşük, bu serinin yüksek volatilité göstermediđi anlamına gelir. Skewness (çarpıklık) seri sola çarpıktır. Kurtosis (basıklık) hataların dağılımı normale göre sivridir. Buna göre BRMEN senedinin getiri serisinin normal dağılmadığı, asimetri ve kalın kuyruk özelliklerini gösterdiği görülmektedir. JB prob; serinin hata terimleri normal dağılım gösterir.

3.1.2. Model Seçiminde AIC, SC ve Log Olabilirlik Kriterleri

Finansal serilerin doğrusal olmaması nedeni ile kullanılacak ARIMA model tipinin doğrusal durađan olmayan ARIMA(p,d,g) model grubunda aranması gerekir. Bu model için serinin durađanlaştırılması gerekir. Ancak çalışmada kullanılan serilerin logaritması önceden alındığından ve bu serilerden yapılan modeller doğrusal olduğundan (tekrar fark almaya gerek kalmamıştır), ARMA(p,g) modelleri kullanılacaktır.

Modeldeki parametreler istatistiksel olarak anlamlı bulunduktan sonra en küçük AIC (Akaike) ve SC (Schwarz) kriterleri ile en büyük Log Olabilirlik (Loglikelihood) kriterine sahip olan modelin seri için en uygun olduğuna karar verilir.

$$AIC = T \ln (\sum u^2) + 2n$$

$$SWC = T \ln (\sum u^2) + n \ln(T)$$

şeklinde hesaplanmaktadır.

n= Tahmin edilen parametre sayısı (p+q+varsa sabit terim)

T= Kullanılabilir gözlemlerin sayısı (Gecikmeli deđişkenlerin oluşturulmasında bazı gözlemler kaybolur.)

Bu kriterler en uygun modeli seçmemize yardım eder. Modeller arasında minimum AIC ve SC kriterini veren model seçilmektedir. Modellere ilave edilecek yeni açıklayıcı deđişkenin açıklayıcılık gücü düşük ise, AIC ve SC deđerleri yükselir.

En küçük AIC ve SC değerine sahip model en büyük log olabilirlik değerini vermiyorsa, varyanstaki asimetriğin sağlanması için bir sonraki en küçük AIC ve SC değerini veren en büyük Log olabilirlik değerine sahip model tercih edilmelidir.

96

3.1.3. Belirlenen Uygun Koşullu Varyans Modelinin Öngörü Hatalarının Normallik Testi

Çalışılan seriler için uygun koşullu değişen varyans modellerinin hatalarının normallik testi Jarque-Bera (JB) Normallik Testi ile yapılabilmektedir. Jarque-Bera istatistiği serilerin normal dağılıp dağılmadığını çarpıklık ve kurtosis ölçülerinden yararlanarak sınımlanmaktadır.

$$S = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^3}{\sigma^3}$$

$$K = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^4}{\sigma^4}$$

$$JB = \frac{T - k}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4} (K - 3)^2 \right)$$

Burada S çarpıklık, K basıklık ölçüsüdür. Normal dağılım Jarque-Bera istatistiği 2 serbestlik derecesiyle χ^2 biçiminde dağılmaktadır. Normal dağılım için çarpıklık sıfır, basıklık 3 olduğundan, (K-3) aşırı basıklığı göstermektedir.

Jarque-Bera testinin hipotezleri;

H_0 : Hatalar normal dağılır.

H_1 : Hatalar normal dağılmaz.

şeklinde. Hesaplanan test istatistiği χ^2 tablo değeri ile karşılaştırılır. JB test istatistiği 2 serbestlik dereceli χ^2 değerinden küçük ise sıfır hipotezi reddedilmez. Ve hataların normal dağıldığına karar verilir.

3.1.4. Çarpıklık (Skewness)

Üçüncü moment çarpıklık ya da eğiklik olarak da ifade edilmektedir ve skewness olarak bilinmektedir. Eğiklik bir parametre olup rassal değişkenin olasılık dağılımındaki asimetriyi tanımlamaktadır. Normal dağılıma sahip değişkenlerin çarpıklığı sıfırdır. Genelde rassal değişken olan artıkların normal dağılması beklenir. Bunu için skewness değeri sıfır veya sıfıra yakın olması gerekir.

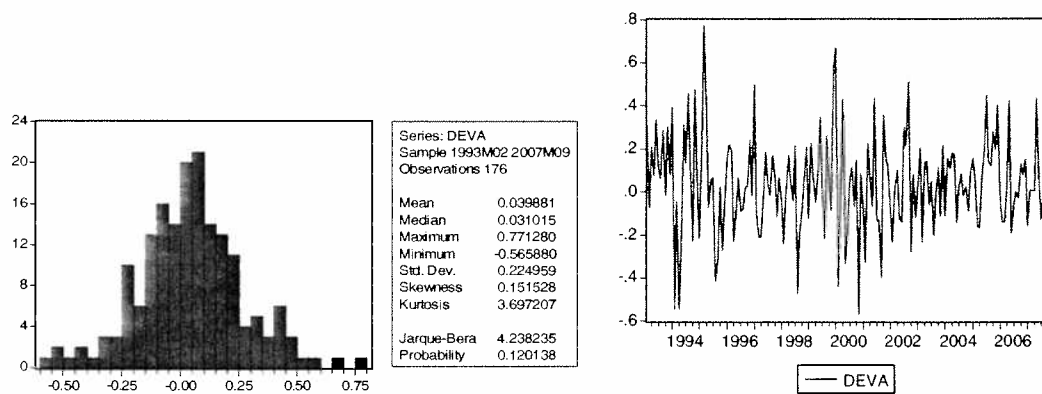
3.1.5. Basıklık (Kurtosis)

Basıklık, eğiklik (skewness) gibi bir parametre olup rassal değişkenlerin olasılık yoğunluk fonksiyonu olarak tanımlanır. Merkezden her zaman daha yüksek yani sivri olan dağılım yüksek basıklığa sahiptir ve kalın kuyrukludur.

Eğikliğin varlığı koşullu ortalama ve varyansın zaman serisi özelliklerini etkileyebilmektedir. Finansal seriler genellikle çarpıklığa sahiptir. Bu sebeple basıklık ve çarpıklık koşullu varyans özellikleri üzerinde etkilidir.

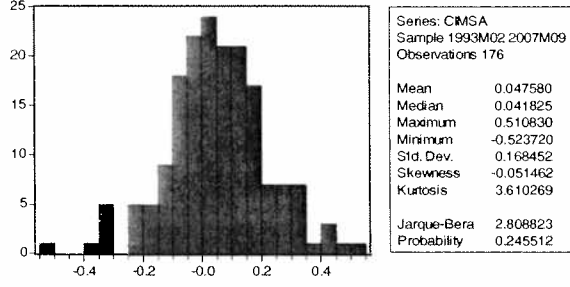
Koşullu standart sapmanın karşılığı olan standartlaştırılmış hata terimlerinin ARCH modellerinde normal dağıldığı varsayımı finansal serilerde genellikle taşıdıkları aşırı basıklık ve kalın kuyruk özelliği nedeniyle uyulmadığı görülmektedir.

Çalışmada kullanılan senetlerin toplu olarak grafikleri:

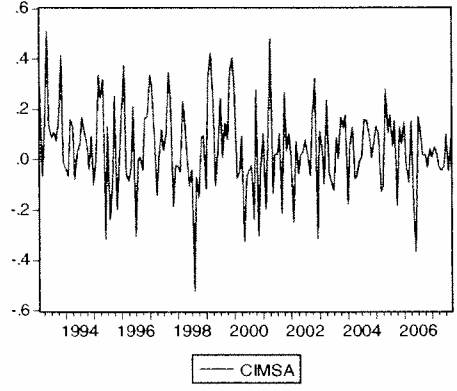


Şekil 1: DEVA Serisinin Normallik Testi

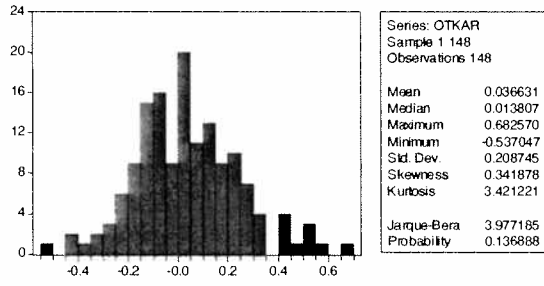
Şekil 2: DEVA Serisinin Kartezyen Grafiği



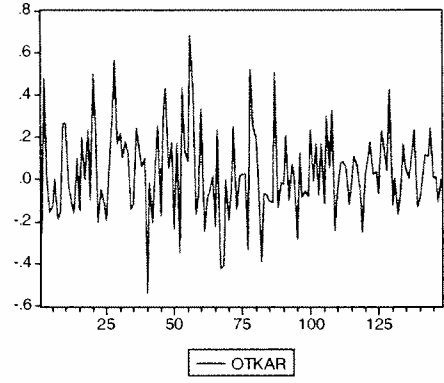
Şekil 3: CIMSA Serisinin Normallik Testi



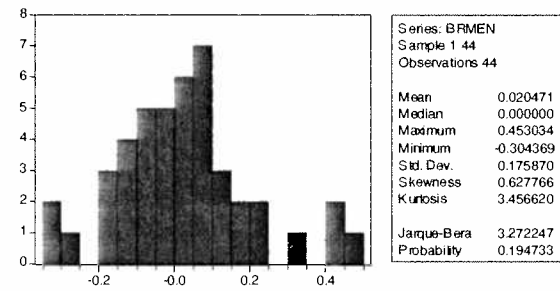
Şekil 4: CIMSA Serisinin Kartezyen Grafiği



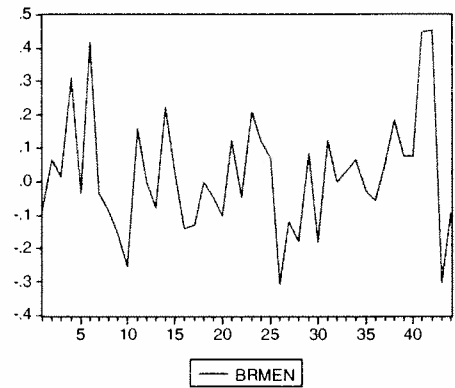
Şekil 5: OTKAR Serisinin Normallik Testi



Şekil 6: OTKAR Serisinin Kartezyen Grafiği



Şekil 7: BRMEN Serisinin Normallik Testi



Şekil 8: BRMEN Serisinin Kartezyen Grafiği

Bir zaman serisinin kartezyen grafiđi ve otokorelasyon fonksiyonu o serinin özelliklerinin belirlenmesinde kullanılan araçlardır. Senetlerin Kartezyen grafiklerine göre, ortalama durađan olduđu söylenebilir. Belli yıllarda fazla dalgalı olması ARCH etkisi olabileceđini gösterir. Senetlerin hataları normal dađılmaktadır. (JB deđeri > 0.05) ARCH türü modeller yapabilmek için seri hatalarının normal dađılması gerekmektedir.

Bilindiđi gibi eđer bir zaman serisinin ortalaması ve varyansı zaman içinde deđişmiyorsa ve iki gözlem deđeri arasındaki ortak varyansı bu ortak varyansın hesaplandıđı döneme deđil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklıđa bađlı oluyorsa o olasılıklı bir süreç için durađandır.⁹⁷

3.1.6. Senetler için Uygun ARIMA model Tipinin Belirlenmesi

İkinci olarak seride birim kök olup olmadığına bakılır. Birim kök olmaması serinin durađan olduğunu gösterir. EVIEWS da Unit root test yapılarak birim kökün varlığı araştırılır.

Ekonometri literatüründe durađanlık tespiti için kullanılan en yaygın test Dickey-Fuller ve Augmented Dickey-Fuller testidir. Dickey-Fuller testi, serinin birim kök içerip içermediđini sınar. Bu testte zaman serisinin gecikmeli deđerlerinin modele ilave edilmesindeki amaç otokorelasyonun arındırılmasıdır.

Seride birim kök olmadığını iddia eden H_0 hipotezi sınanacaktır. ADF test istatistik deđerini Mackinnon kritik deđerini aşarsa H_0 reddedilecek ve serinin birim kök içerdiđine karar verilecektir.

⁹⁷ Damodar N. GUJARATI; **Basic Econometrics**, Third Edition, McGraw Hill, New York 1995, s.714

Birim Kök Testleri	DEVA		
ADF Testi	-12.686630	PP Testi	-12.682950
1%	-2.578243	1%	-2.578243
5%	-1.942655	5%	-1.942655
10%	-1.615495	10%	-1.615495

Tablo 5: DEVA Serisinin Birim Kök Testi

Birim Kök Testleri	CIMSA		
ADF Testi	-12.66181	PP Testi	-12.66366
1%	-3.467851	1%	-3.467851
5%	-2.877919	5%	-2.877919
10%	-2.575581	10%	-2.575581

Tablo 6: CIMSA Serisinin Birim Kök Testi

Birim Kök Testleri	OTKAR		
ADF Testi	-11.88978	PP Testi	-11.89169
1%	-2.580788	1%	-2.580788
5%	-1.943012	5%	-1.943012
10%	-1.615270	10%	-1.615270

Tablo 7: OTKAR Serisinin Birim Kök Testi

Birim Kök Testleri	BRMEN		
ADF Testi	-5.875171	PP Testi	-5.875957
1%	-2.619851	1%	-2.619851
5%	-1.948686	5%	-1.948686
10%	-1.612036	10%	-1.612036

Tablo 8: BRMEN Serisinin Birim Kök Testi

ADF test istatistiği değerleri %1, %5, %10 anlam seviyelerindeki Mackinnon kritik değerlerinden daha büyük olduğu için çalışmada kullanılan serilerin durağan olmadığı sıfır hipotezi reddedilir. Serilerde birim kök yoktur ve seri durağandır.

H_0 : Seride birim kök vardır. (seri durağan değildir.)

H_1 : Seride birim kök yoktur. (seri durağandır.)

3.1.7. ARCH-LM Testi

Volatilite modellerinden ARCH ailesine ait modellerin finansal verilerin modellenmesinde kullanılabilmesi için, öncelikle verilerde otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) etkilerinin bulunup bulunmadığının belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen ARCH LM testinde günlük getiri verilerinde otoregresif koşullu değişen varyans etkilerinin bulunduğu belirlenmiştir.

ARCH etkisinin varlığını ortaya koyabilmek için seçilen koşullu ortalama modelinden elde edilen artıklarla oluşturulan yardımcı regresyon denklemi ;

$$h_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \hat{\alpha}_p \varepsilon_{t-p}^2 + v$$

şeklinde tahmin edilmektedir. ARCH-LM testine göre, yardımcı regresyondan elde edilen R^2 ile (T-p) serbestlik derecesi ile çarpılarak hesaplanan değer, χ^2_p kritik değerinden büyük olması hata terimlerinin ARCH etkisinde olduğunu gösterir.

Burada sınanan hipotezler ise aşağıdaki gibidir;

$$H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$$

$$H_1 = \text{en az bir } \alpha_i \text{ sıfırdan farklıdır}$$

şeklinde dir.

Bir sonraki aşamada değişen varyansı en iyi şekilde modelize edecek koşullu değişen varyans modeli belirlenmeye çalışılmıştır. İMKB senetlerinin volatilitenin modellenmesi ve öngörülmesi sırasında, serimizdeki volatilitenin kümelenmesi, asimetri ve kaldıraç etkilerini dikkate alan GARCH türevi modeller de kullanılmıştır. Asimetri etkisini dikkate almayan klasik ARCH ve GARCH modellerinin yanında asimetrisinin modellenmesine dönük olarak geliştirilen EGARCH, TARARCH ve Asimetrik PARARCH modellerinden yararlanılmıştır.

3.2. İSO İLK 500 DE YER ALAN HİSSE SENTLERİNİN 1993-2007 DÖNEMİ AYLIK GETİRİLERİNİN OYNAKLIĞININ ARAŞTIRILMASI

Bu çalışmanın amacı İSO ilk 500' e girebilen sanayi firmalarının borsada işlem görenlerinin finansal piyasalardaki oynaklığını araştırmaktır. İlk önce 1993 yılından beri İSO ilk 500' e girebilen firmalar belirlendi. Bunlardan da borsada işlem görenleri seçildi. Bu aşamaları geçebilen 62 senedin aylık getirileri hesaplandı. Bu verilerle EVIEWS paket programı kullanarak ARCH modellemeye gidildi. Amaç; Türkiye'nin sanayisine yön veren büyük firmaların borsadaki oynaklığını hesaplamak, makro ekonomik dalgalanmalardan nasıl etkilendiklerini hesaplamak.

Çalışmada kullanılan senetlerin ilk önce aylık getiri verileri oluşturuldu. Aylık getiri verilerinden oluşan serilerde otokorelasyonun varlığı araştırıldı. Otokorelasyon tablosundan ARMA modellerinde kullanılabilecek uygun kökler seçildi. Bu köklerle excelde oluşturulan makro programı ile en uygun ARMA modelleri bulunmuştur. Bu makro programı verilen köklerden oluşabilecek modellerden arasından parametreleri anlamsız olanları ayıklıyor, parametreleri anlamlı olanları Akaike ve R^2 değerine göre sıralıyor. Programın sıraladığı modeller kurulduktan sonra ARCH etkisi arandı. Modellerin ilk önce hataların normal dağılımına, birim çember içinde yer alıp almadıklarına, otokorelasyon özelliklerine bakıldı. Bu şartları geçen modellerde ARCH etkisi arandı. ARCH etkisi olan modellerde de bu etkiyi kaldırabilecek modeller arandı. ARCH modellemeye gidilirken gerekli koşulları sağlamayan modeller çalışmanın sonunda problem nedenleriyle birlikte gösterildi.

3.2.1. DEVA Hisse Senedinin Aylık Getirilerinin 1993-2007 Dönemi İçin Oynaklığının Araştırılması

Getiri verilerinin temel istatistik özellikleri ve durağanlıkları incelendikten sonra getirilere uygun ARMA modeli (ortalama) bulunur ve modellemeye onun üzerinden devam edilir.

Uygun modelin özellikleri : Parametrelerin prob değerlerinin %5 ten küçük olması (anlamli olması) gerekir. Modeller arasından seçim yapılırken öncelikle Akaike info criterion değerinin en küçük olmasına veya Log olabilirlik değerinin maksimum olmasına bakılır. Daha sonra kurulan ARMA modelinin varsayımları yerine getirip getirmediğine bakılır.

Varsayımlar:

1- Otokorelasyon olmaması:

Hata terimleri arasında ilişki olması durumuna otokorelasyon denir. İstenen durum otokorelasyonun olmamasıdır. Eğer Y lerde hala otokorelasyon etkisi varsa AR köklerinde, hata teriminde otokorelasyon varsa MA köklerinde sorun devam etmektedir. Çalışmaya yeni bir ARMA modeli kurularak devam edilmelidir. Hata terimi kendinden önce veya sonra gelen hata terimini etkilememelidir. Otokorelasyon genellikle zaman serilerine ait problemdir. Otokorelasyonun varlığının araştırılmasında Q istatistiğinden yararlanılır. Gözlem sayısının dörtte biri gecikme sayısı olarak belirlenir. Bu gecikme sayısında hata terimlerine ait korelogramdaki Q istatistiğine bakılır. Otokorelasyon yoksa modelde de otokorelasyon yoktur denir. Prob değerinin %5 ten büyük olması gerekiyor. Prob>0.05 olduğu için H_0 kabul edilir.

H_0 : Otokorelasyon yoktur.

H_1 : Otokorelasyon vardır.

2- Hata terimlerinin normal dağılmasıdır.

H_0 : Hata terimleri normal dağılmaktadır.

H_1 : Hata terimleri normal dağılmamaktadır.

Prob değeri %5 ten büyük olduğu için hata terimleri normal dağılıyor denir.

3- Tahmin edilen modele ait parametrelerin birim çember içerisinde yer alması gerekir.

Tüm bu varsayımlar sağlandıktan sonra ARCH tipi modellemeye gitmek için modelde ARCH etkisinin varlığı araştırılır. Amaç modelin koşullu varyanslılık etkisi içerip içermediğini araştırmaktır. Seri Engle ve Bollerslev tarafından geliştirilen ARCH-LM testi ile incelenecektir.

H_0 : ARCH etkisi yoktur.

H_1 : ARCH etkisi vardır.

Sırasıyla DEVA, CIMSA, BRMEN, OTKAR senetleri için ARMA kökleri kullanılarak kurulmuş modeller incelenecektir.

3.2.2. DEVA Senedi için Modeller

3.2.2.1. DEVA Senedi İçin C ARMA (26,41;26,41) Kökleri İle

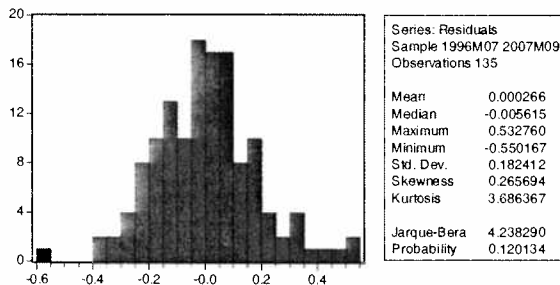
Model

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.033466	0.01177	2.843404	0.0052
AR(26)	0.235921	0.099319	2.375385	0.019
AR(41)	-0.224307	0.083309	-2.692461	0.008
MA(26)	-0.61569	0.08478	-7.262236	0
MA(41)	0.309336	0.09024	3.427909	0.0008

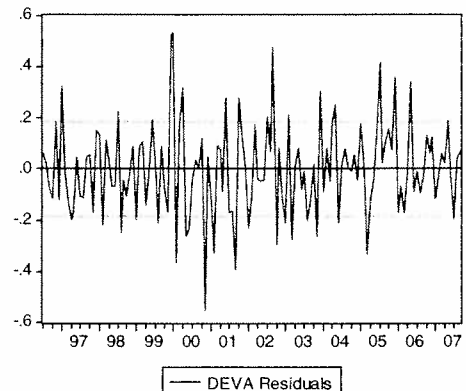
R-squared	0.220137	Mean dependent var	0.033513
Adjusted R-squared	0.196141	S.D. dependent var	0.206559
S.E. of regression	0.185197	Akaike info criterion	-0.49846
Sum squared resid	4.458739	Schwarz criterion	-0.39086
Log likelihood	38.64589	F-statistic	9.173972
Durbin-Watson stat	2.271334	Prob(F-statistic)	0.000001

Tablo 9: DEVA C ARMA (26,41;26,41) Modelinin Eviews Çıktısı

DEVA C ARMA (26,41;26,41) modelinin parametreleri anlamlıdır (prob<0.05) ve toplamları 1' den küçüktür. Bu koşul otoregresif süreçte durağanlığı, hareketli ortalamalar sürecinde çevrilebilirliği ifade eder.



Şekil 9: DEVA C ARMA (26,41;26, 41) Normallik Testi



Şekil 10: DEVA C ARMA Modelinin (26,41;26,41) Kartezyen Grafiği

Hata terimleri normal dağılıyor. Parametreler birim çember içerisinde. Q istatistiğine bakılıp otokorelasyonun olmadığı görülmüştür. 44. gecikmeye bakılmıştır. Modelde ARCH etkisinin olup olmadığının araştırılması için ARCH-LM testi yapılır.

Gecikme Uzunluğu	1	2	4	8
Prob. Chi-Square	0.009376	0.030404	0.130269	0.311426

Modelde ARCH etkisinin olup olmadığının araştırılması için ARCH-LM testi kullanılmaktadır.

Sıfır hipotezinde hata kareleri arasında otokorelasyon olmadığı, hatalarda ARCH etkisinin söz konusu olmadığı ifade edilir. Sırasıyla 1,2,4,8. gecikmelere bakıldı. ARCH-LM testinde karar vermede %5 anlam düzeyine bakılır. Çıkan sonuca göre Prob. Chi-Square değerleri %5 anlam düzeyinden küçük olduğundan sıfır hipotezi reddedilir. Modelde 2. gecikmeye kadar ARCH etkisi vardır. ARCH etkisini gidermek için ARCH türü modellemeye gidilir.

3.2.2.2. DEVA C ARMA (26,41;26,41) Kökleri İle GARCH

Modeli

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.034782	0.012044	2.887899	0.0039
AR(26)	0.279888	0.108865	2.570958	0.0101
AR(41)	-0.216201	0.093408	-2.314577	0.0206
MA(26)	-0.634944	0.095711	-6.63395	0
MA(41)	0.290802	0.105706	2.751055	0.0059

	Variance Equation			
C	0.012714	0.025421	0.500148	0.617
RESID(-1)^2	0.041218	0.05618	0.733678	0.4631
GARCH(-1)	0.570392	0.793094	0.719198	0.472

R-squared	0.219112	Mean dependent var	0.033513
Adjusted R-squared	0.176071	S.D. dependent var	0.206559
S.E. of regression	0.187495	Akaike info criterion	-0.47908
Sum squared resid	4.464596	Schwarz criterion	-0.30691
Log likelihood	40.33781	F-statistic	5.090777
Durbin-Watson stat	2.265666	Prob(F-statistic)	0.00004

Tablo 11: DEVA C ARMA (26,41;26,41) GARCH Modelinin Eviews Çıktısı

Parametreler anlamlı, Prob değerleri < 0.05 Katsayılar kısıtlarını sağlıyor. DEVA senedine kurulan bu GARCH modeliyle ARCH etkisinin kalkıp kalmadığına bakmak için tekrar ARCH-LM testi yapıldı.

Gecikme Uzunluğu	1
Prob. Chi-Square	0.074892

Prob. Chi-Square değerleri %5 anlam düzeyinden büyük olduğundan DEVA ARMA C (26,41;26,41) modelindeki ARCH etkisi giderilmiştir.

3.2.2.3. DEVA C ARMA (26,41;26,41) Kökleri İle PGARCH

Modeli

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.035637	0.011767	3.028594	0.0025
AR(26)	0.200883	0.106794	1.881029	0.06
AR(41)	-0.224449	0.097736	-2.296476	0.0216
MA(26)	-0.617873	0.090651	-6.815964	0
MA(41)	0.306707	0.103586	2.960892	0.0031
Variance Equation				
C(6)	0.029795	0.068171	0.437073	0.6621
C(7)	-0.039964	0.498992	-0.080089	0.9362
C(8)	0.979432	13.70796	0.07145	0.943
C(9)	0.504003	0.550437	0.91564	0.3599
C(10)	1.724569	1.124504	1.533626	0.1251

R-squared	0.219491	Mean dependent var	0.033513
Adjusted R-squared	0.163294	S.D. dependent var	0.206559
S.E. of regression	0.188943	Akaike info criterion	-0.43607
Sum squared resid	4.462434	Schwarz criterion	-0.22086
Log likelihood	39.43464	F-statistic	3.905756
Durbin-Watson stat	2.275777	Prob(F-statistic)	0.000214

Tablo 12: DEVA ARMA (26,41;26,41) PGARCH Modelinin Eviews Çıktısı

Parametreler anlamlı, Prob değerleri < 0.05 Katsayılar kısıtlarını sağlıyor. DEVA senedine kurulan bu PARCH modeliyle ARCH etkisinin kalkıp kalmadığına bakmak için tekrar ARCH-LM testi yapıldı.

Gecikme Uzunluğu	1
Prob. Chi-Square	0.005430

Prob. Chi-Square değerleri %5 anlam düzeyinden küçük olduğundan DEVA ARMA C (26,41;26,41) PGARCH modelinde ARCH etkisi giderilememiştir.

3.2.2.4. DEVA ARMA (26,41;26,41) Kökleri İle EGARCH

Modeli

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.041295	0.017091	2.416189	0.0157
AR(26)	0.439481	0.076497	5.74509	0
AR(41)	-0.103817	0.080762	-1.285461	0.1986
MA(26)	-0.877022	0.024232	-36.19322	0
MA(41)	-0.016909	0.042154	-0.401133	0.6883
Variance Equation				
C(6)	-2.239121	2.760664	-0.811081	0.4173
C(7)	0.159753	0.266657	0.599096	0.5491
C(8)	0.177593	0.142196	1.248928	0.2117
C(9)	0.396897	0.762854	0.520279	0.6029

R-squared	0.281997	Mean dependent var	0.033513
Adjusted R-squared	0.23641	S.D. dependent var	0.206559
S.E. of regression	0.180499	Akaike info criterion	-0.55297
Sum squared resid	4.105062	Schwarz criterion	-0.35928
Log likelihood	46.32527	F-statistic	6.185851
Durbin-Watson stat	2.214995	Prob(F-statistic)	0.000001

Tablo 13: DEVA ARMA (26,41;26,41) EGARCH Modelinin Eviews Çıktısı

Gecikme Uzunluğu	1
Prob. Chi-Square	0.851858

Prob. Chi-Square değerleri %5 anlam düzeyinden büyük olduğundan DEVA ARMA C (26,41;26,41) EGARCH modelindeki ARCH etkisi giderilmiştir..

DEVA ARMA C (26,41;26,41) modelindeki ARCH etkisini GARCH ve EGARCH modelleri giderebilmiştir. DEVA senedi için model karşılaştırması diğer köklerinin denenmesinden sonra yapılacaktır.

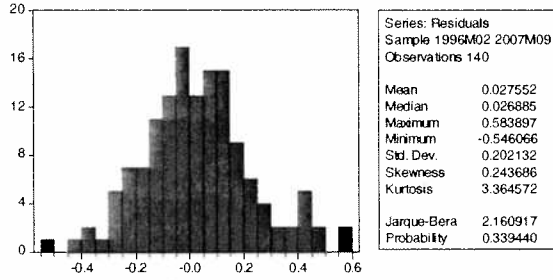
3.2.2.5. DEVA Senedi İçin AR (36) Kökleri İle Model

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(36)	0.170265	0.074122	2.297095	0.0231

R-squared	0.012507	Mean dependent var	0.033493
Adjusted R-squared	0.012507	S.D. dependent var	0.205302
S.E. of regression	0.204014	Akaike info criterion	-0.33414
Sum squared resid	5.785444	Schwarz criterion	-0.31312
Log likelihood	24.38942	Durbin-Watson stat	2.104232

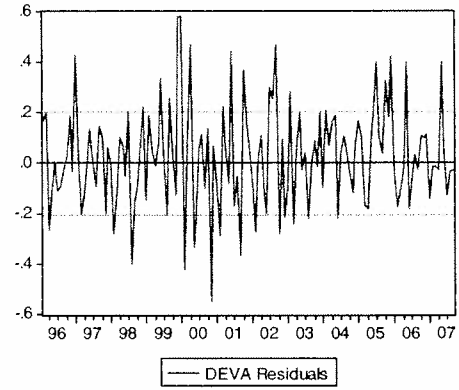
Tablo 14: DEVA AR (36) Modelinin Eviews Çıktısı

DEVA AR (36) modelinin parametreleri anlamlı (prob<0.05)



Şekil 11: DEVA AR (36) Modelinin

Normallik Testi



Şekil 12: DEVA AR (36) Modelinin

Kartezyen Grafiği

Hata terimleri normal dağılıyor. Parametreler birim çember içerisinde. Q istatistiğine bakılıp otokorelasyonun olmadığı görülmüştür. 44. gecikmeye bakılmıştır.

Gecikme Uzunluđu	1	2	4	8	10
Prob. Chi-Square	0.016121	0.055134	0.081358	0.089846	0.030241

Sırasıyla 1,2,4,8,10. gecikmelere bakıldı. ARCH-LM testinde karar vermede %5 anlam düzeyine bakılır. Çıkan sonuca göre Prob. Chi-Square deđerleri %5 anlam düzeyinden küçük olduğundan sıfır hipotezi reddedilir. Modelde ARCH etkisi vardır.

3.2.2.6. DEVA AR (36) Kökü İle GARCH MODELİ

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(36)	0.174657	0.072332	2.414654	0.0158
Variance Equation				
C	0.003934	0.006834	0.575726	0.5648
RESID(-1)^2	0.063222	0.075775	0.834338	0.4041
GARCH(-1)	0.841615	0.2211	3.806492	0.0001

R-squared	0.012481	Mean dependent var	0.033493
Adjusted R-squared	-0.009303	S.D. dependent var	0.205302
S.E. of regression	0.206255	Akaike info criterion	-0.32366
Sum squared resid	5.785597	Schwarz criterion	-0.23962
Log likelihood	26.65644	Durbin-Watson stat	2.105546

Tablo 15: DEVA AR (36) GARCH Modelinin Eviews Çıktısı

Parametreler anlamlı, Prob deđerleri > 0.05 Katsayılar kısıtlarını sağlamıyor. DEVA senedine kurulan bu GARCH modeliyle ARCH etkisinin kalkıp kalmadığına bakmak için tekrar ARCH-LM testi yapıldı.

Gecikme Uzunluđu	1
Prob. Chi-Square	0.354630

Prob. Chi-Square deđerleri %5 anlam düzeyinden büyük olduğundan DEVA AR (36) modelindeki ARCH etkisi giderilmiştir.

3.2.2.7. DEVA AR (36) Kökü İle PGARCH Modeli

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(36)	0.176331	0.073623	2.395061	0.0166
	Variance Equation			
C(2)	3.38E-07	1.04E-05	0.032572	0.974
C(3)	1.21E-05	0.000597	0.020264	0.9838
C(4)	-0.976998	17.10325	-0.057124	0.9544
C(5)	0.850278	0.268591	3.165692	0.0015
C(6)	7.599435	19.04245	0.399079	0.6898
R-squared	0.012457	Mean dependent var		0.033493
Adjusted R-squared	-0.024392	S.D. dependent var		0.205302
S.E. of regression	0.207791	Akaike info criterion		-0.31243
Sum squared resid	5.785736	Schwarz criterion		-0.18636
Log likelihood	27.87023	Durbin-Watson stat		2.106044

Tablo 16: DEVA AR (36) PARCH Modelinin Eviews Çıktısı

Gecikme Uzunluğu	1
Prob. Chi-Square	0.384813

Prob. Chi-Square değerleri %5 anlam düzeyinden büyük olduğundan DEVA AR (36) PGARCH modelinde ARCH etkisi giderilmiştir.

3.2.2.8. DEVA AR (36) Kökü İle EGARCH Modeli

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(36)	0.163969	0.065727	2.494691	0.0126
Variance Equation				
C(2)	-1.002535	1.000899	-1.001634	0.3165
C(3)	0.065787	0.166241	0.395732	0.6923
C(4)	0.181099	0.115462	1.568478	0.1168
C(5)	0.713689	0.289792	2.462759	0.0138

R-squared	0.012453	Mean dependent var	0.033493
Adjusted R-squared	-0.016808	S.D. dependent var	0.205302
S.E. of regression	0.20702	Akaike info criterion	-0.31837
Sum squared resid	5.785759	Schwarz criterion	-0.21331
Log likelihood	27.28582	Durbin-Watson stat	2.102337

Tablo 17: DEVA AR (36) EGARCH Modelinin Eviews Çıktısı

Gecikme Uzunluğu	1
Prob. Chi-Square	0.591738

Prob. Chi-Square değerleri %5 anlam düzeyinden büyük olduğundan DEVA AR (36) EGARCH modelindeki ARCH etkisi giderilmiştir.

3.2.3. DEVA Senedi İçin En Uygun Modelin Bulunması

3.2.3.1. DEVA ARMA (26,41;26,41) için GARCH Modellerinin Kıyaslanması

	GARCH	EGARCH	PGARCH	
R2	0.219112	0.281997	0.219491	En büyük
F	5.090777	6.185851	3.905756	
Arch Lm F Değeri	3.200832	0.034363	8.081217	En küçük
Arch-Lm Olasılık Değeri	0.075894	0.85322	0.005184	En büyük
Akaike	-0.479079	-0.552967	-0.43607	En küçük
Schwarz	-0.306914	-0.359282	-0.22086	En küçük
Log-Likelihood	40.33781	46.32527	39.43464	En büyük

Tablo 18 : DEVA Senedi için GARCH Modellerinin Kıyaslanması

Tüm veri setleri için uygulanan ARCH modelleri içerisinde en uygun modelin seçimi için yukarıda bahsedilen kriterler dikkate alınmış olup sonuçlar ve yorumlar tüm veri setleri için ayrı ayrı yapılmıştır. Ayrıca, koşullu değişen varyans hataları için ARCH-LM testi sonuçları ve Log-Olabilirlik değerlerinin de dikkate alınması gerekmektedir.

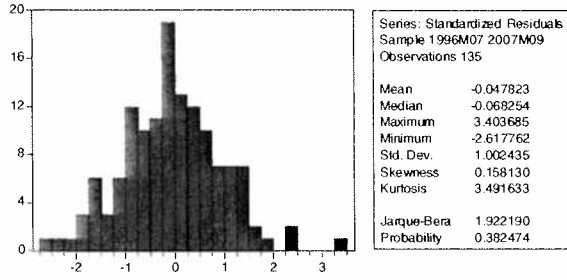
Akaike kriteri en küçük olan model EGARCH modeli,

Schwarz kriteri en küçük olan EGARCH modeli,

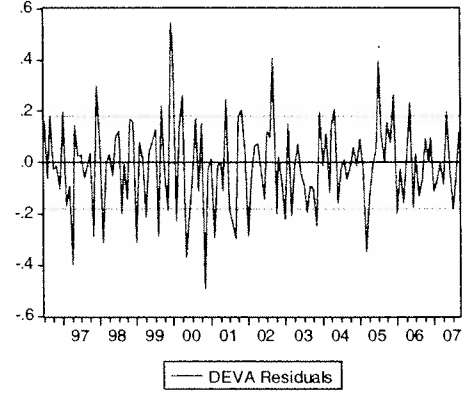
ARCH-LM F değeri en küçük olan EGARCH modeli,

ARCH-LM Olasılık Değeri en büyük olan EGARCH modeli,

DEVA ARMA (26,41;26,41) için ARCH etkisini gideren en uygun model EGARCH modelidir. DEVA ARMA (26,41;26,41) için koşullu ortalama modeli üzerindeki otokorelasyon ve değişen varyans etkileri EGARCH modeli ile giderilmiştir.



Şekil 13: DEVA C ARMA (26,41;26,41) Modelinin Normallik Testi Şekil



Şekil: 14: DEVA C ARMA (26,41;26,41) Modelinin Kartezyen Grafiği

EGARCH modelinin hataları normal dağılmakta ve durağan bir seridir. Modelde otokorelasyon yoktur. Bu model DEVA senedi için volatilité hesaplamada kullanılabilir.

EGARCH Model sonucu

$$\text{LOG(GARCH)} = -2.199639639 + 0.1607607541 \cdot \text{ABS}(\text{RESID}(-1)/\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + 0.1761282469 \cdot \text{RESID}(-1)/\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + 0.4083812107 \cdot \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$$

Nelson un modeli:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

$$\log(\sigma_t^2) = -2.199639639 + \sum_{j=1}^q 0.4083812107 \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p 0.1607607541 \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r 0.1761282469 \frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

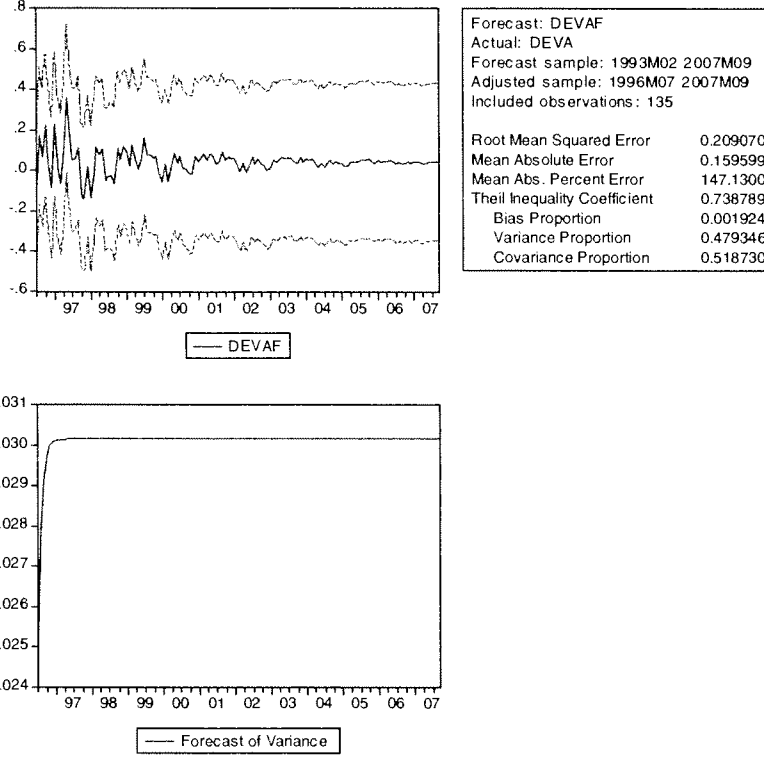
EGARCH modeline dönülüp parametrelerin anlamlılığına bakıldığında γ , β , ω , α parametrelerinin anlamlı olmadıklarını görebiliriz. (Prob>0.05). γ kaldıraç etkisini ifade eder. Bu denklemde γ parametresinin değeri 0.18 dir. $\gamma > 0$ olduğundan modelde kaldıraç etkisi yoktur. Olumsuz şoklar volatilitiyi olumlu şoklardan daha fazla arttırmayacaktır. $\alpha + \beta = 0,56$ olumlu şokların koşullu varyansın logaritması üzerindeki etkisini gösterir. Olumsuz şokların koşullu varyansın logaritması üzerindeki etkisini ise $\alpha - \beta = - 0.24$ gösterir. α ve β parametrelerinin toplamının 1' den küçük olması koşullu varyansın durağanlık koşulunun sağlandığını göstermektedir. Modelde α parametresi asimetrliliği gösterir. 0' dan farklı olması modelde asimetrliliğin olduğunu gösterir.

1 puan beklenmeyen getiri değişimi, volatilitenin 0.18 puan artmasına neden olmaktadır. t-1 dönemindeki volatilitenin 0.16 puan artırmakta olduğu görülmektedir. (volatilitenin daha çok t-1 dönemdeki değişimden kaynaklandığını göstermektedir.) Varyans denklemi parametre katsayıları toplamı 0.73, 1'e yakın olması, volatilitenin çok yüksek olarak seyrettiğinin ve bu eğilimi koruyan bir yapı sergilediğinin bir göstergesidir.

3.2.3.2. DEVA ARMA C (26,41;26,41) İçin EGARCH Dinamik Ve Statik Öngörü

Dinamik Öngörü

EGARCH koşullu varyans modelinin varyans öngörülleri Eviews programı dinamik ve statik yöntemler yardımıyla hesaplanmıştır. Statik yöntemde öngörüler gerçek gözlem sonuçlarından yararlanılarak elde edilir. Dinamik yöntemde öngörüler bağımlı değişkenin geçmiş dönem değerlerine ilişkin öngörüler yardımıyla hesaplanmaktadır.

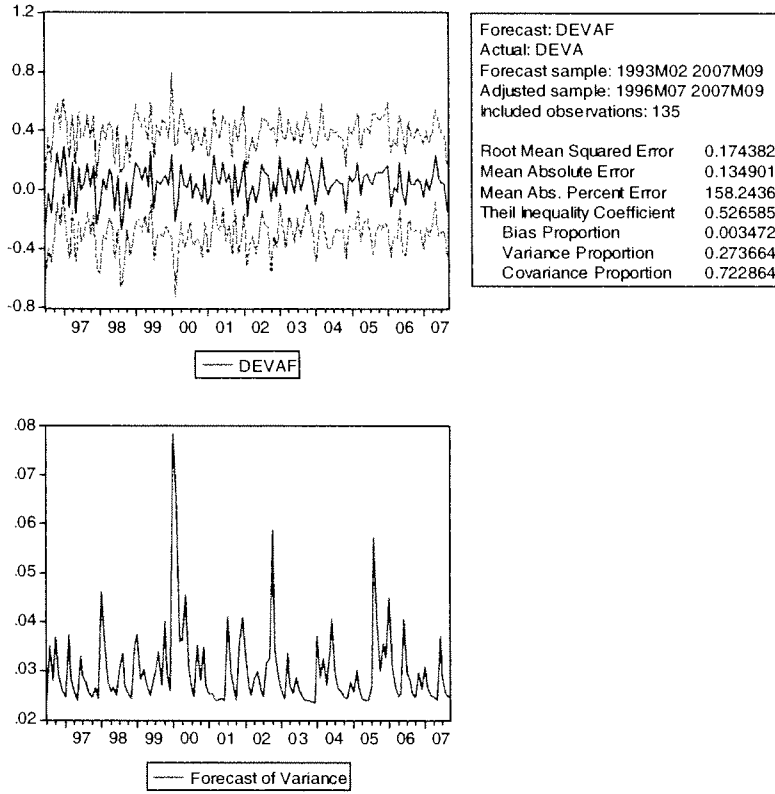


Şekil 15: DEVA ARMA C (26,41;26,41) EGARCH Dinamik Öngörü

Bu şekilde birinci grafik DEVA serisinin önceki dönemlere dayanarak elde edilmiş öngörülerini göstermektedir.

Dinamik öngörü grafiğinden de koşullu varyansın sabit olduğunu görebiliriz. Buradan da öngörüsünü yaptığımız EGARCH modelinin güvenilir sonuçlar vereceğini söylemek mümkündür.⁹⁸

Statik Öngörü



Şekil 16: DEVA ARMA C (26,41) (26,41) EGARCH Statik Öngörü

Bu şekilde ortadaki grafik logaritmik birinci farkı alınmış durağan DEVA serisini, üst ve alttaki grafikler ortalama modelin öngörülerine ilişkin %95 güven aralıklarını göstermektedir. İkinci Grafik ise varyans öngörülerini gösterir.

3.2.3.3. DEVA AR (36) için GARCH Modellerinin Kıyaslanması

	GARCH	EGARCH	PGARCH	
R2	0.012481	0.012453	0.012457	En büyük
Arch Lm F Değeri	0.849729	0.284087	0.748470	En büyük
Arch-Lm Olasılık Değeri	0.358250	0.594899	0.388473	En küçük
Akaike	-0.323663	-0.318369	-0.312432	En küçük
Schwarz	-0.239617	-0.213310	-0.186361	En büyük
Log-Likelihood	26.65644	27.28582	27.87023	En büyük

Tablo 19 : DEVA Senedi için GARCH Modellerinin Kıyaslanması

Akaike kriteri en küçük olan model GARCH modeli
 Schwarz kriteri en küçük olan GARCH modeli
 ARCH-LM F değeri en küçük olan EGARCH modeli
 ARCH-LM Olasılık Değeri en büyük olan EGARCH modeli

DEVA AR 36 için koşullu ortalama modeli üzerindeki otokorelasyon ve değişen varyans etkileri EGARCH modeli ile giderilmiştir.

EGARCH Model Sonucu

$$\begin{aligned} \text{LOG(GARCH)} &= -1.002535118 + 0.06578683349 \cdot \text{ABS}(\text{RESID}(-1)/\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) \\ &+ 0.1810994255 \cdot \text{RESID}(-1)/\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \\ &0.7136890559 \cdot \text{LOG}(\text{GARCH}(-1)) \end{aligned}$$

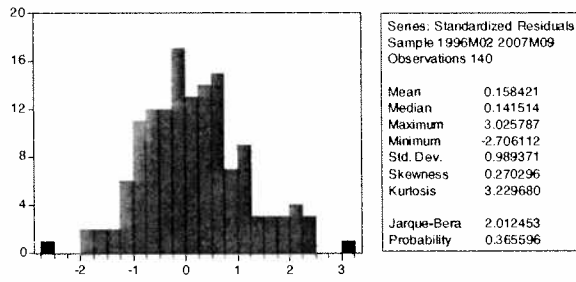
Nelson un modeli:

$$\begin{aligned} \log(\sigma_t^2) &= \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \\ \log(\sigma_t^2) &= -1.002535118 + \sum_{j=1}^q 0.7136890559 \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p 0.06578683349 \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| \\ &+ \sum_{k=1}^r 0.1810994255 \frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \end{aligned}$$

EGARCH modeline dönülüp parametrelerin anlamlılığına bakıldığında γ dışında β , ω , α katsayılarının anlamlı olmadıklarını görebiliriz. ($\text{Prob} > 0.05$). γ kaldıraç etkisini ifade etmekteydi. Bu denklemde γ katsayısının değeri 0.18 dir. $\gamma > 0$ olduğundan modelde kaldıraç etkisi yoktur. Olumsuz şoklar volatilitiyi olumlu şoklardan daha fazla arttırmayacaktır. $\alpha + \beta = 0,77$ olumlu şokların koşullu varyansın logaritması üzerindeki etkisini gösterir. Olumsuz şokların koşullu varyansın logaritması üzerindeki etkisini ise $\alpha - \beta = -0,64$ gösterir. α ve β parametrelerinin toplamının 1' den küçük olması koşullu varyansın durağanlık

koşulunun sağlandığını göstermektedir. Modelde α parametresi asimetrisini gösterir. 0' dan farklı olması modelde asimetrisinin olduğunu gösterir.

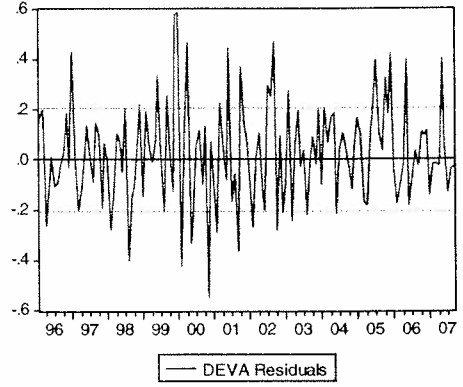
1 puan beklenmeyen getiri değişimi, volatilitenin 0.18 puan artmasına neden olmaktadır. t-1 dönemindeki volatilitenin değerini 0.066 puan artırmakta olduğu görülmektedir. Varyans denklemi parametre katsayıları toplamı 0.95, 1'e yakın olması, volatilitenin çok yüksek olarak seyrettiğinin ve bu eğilimi koruyan bir yapı sergilediğinin bir göstergesidir.



Şekil 17: DEVA AR (36) EGARCH

Modelinin Normallik Testi

EGARCH modelinin hataları normal dağılmakta ve durağan bir seridir. Modelde otokorelasyon yoktur.



Şekil 18: DEVA AR (36) EGARCH

Modelinin Kartezyen Grafiği

3.2.4. CİMSA Hisse Senedinin Aylık Getirilerinin 1993-2007 Dönemi İçin Oynaklığının Araştırılması

Getiri verilerinin temel istatistik özellikleri ve durağanlıkları incelendikten sonra getirilere uygun ARMA modeli (ortalama) bulunur ve modellemeye onun üzerinden devam edilir.

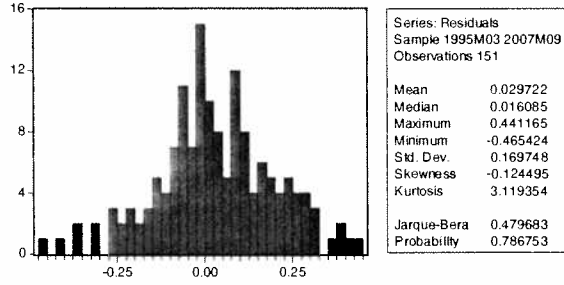
3.2.4.1. CIMSA Serisi için Uygun ARIMA Model Tipinin Belirlenmesi

Model koşulları sağlandıktan sonra AR ve MA kökleriyle ARCH etkisini giden en uygun model bulunmaya çalışılır.

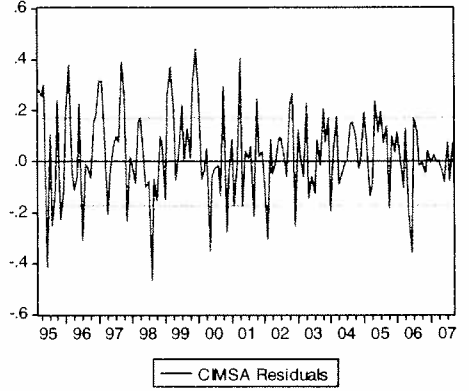
3.2.4.2. CIMSA AR (25) Modeli

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(25)	0.193020	0.077256	2.498446	0.0136
R-squared	-0.013046	Mean dependent var		0.040099
Adjusted R-squared	-0.013046	S.D. dependent var		0.171235
S.E. of regression	0.172348	Akaike info criterion		-0.672003
Sum squared resid	4.455568	Schwarz criterion		-0.652021
Log likelihood	51.73624	Durbin-Watson stat		1.845888

Tablo 20: CIMSA AR (25) Modelinin Eviews Çıktısı



Şekil 19: CIMSA Serisinin Normallik Testi



Şekil 20: CIMSA Serisinin Kartezyen Grafiği

Hata terimleri normal dağılıyor. Parametreler birim çember içerisinde. Q istatistiğine bakılıp otokorelasyonun olmadığı görülmüştür. 44. gecikmeye bakılmıştır.

Gecikme Uzunluğu	1	2	4	8	10
Prob. Chi-Square	0.029067	0.073581	0.050372	0.026670	0.025820

Modelde ARCH etkisinin olup olmadığının araştırılması için ARCH-LM testi kullanılmıştır. Sıfır hipotezi reddedilir. Modelde ARCH etkisi vardır.

3.2.4.3. CIMSAR (25) Kökü İle GARCH Modeli

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(25)	0.219768	0.078842	2.787444	0.0053

	Variance Equation			
C	0.000212	0.000365	0.580624	0.5615
RESID(-1)^2	-0.027277	0.042601	-0.640283	0.5220
GARCH(-1)	1.005195	0.029321	34.28209	0.0000
R-squared	-0.013856	Mean dependent var		0.040099
Adjusted R-squared	-0.034547	S.D. dependent var		0.171235
S.E. of regression	0.174167	Akaike info criterion		-0.749093
Sum squared resid	4.459129	Schwarz criterion		-0.669165
Log likelihood	60.55649	Durbin-Watson stat		1.850237

Tablo 21: CIMSAR (25) GARCH Modelinin Eviews Çıktısı

ARCH LM Testi yapılır ARCH etkisinin kalkıp kalmadığına bakılır.

Gecikme Uzunluğu	1
Prob. Chi-Square	0.008473

ARCH etkisi kalkmadı.

3.2.4.4. CIMSA AR (25) Kökü İle PGARCH Modeli

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(25)	0.209284	0.080517	2.599245	0.0093
Variance Equation				
C(2)	0.000433	0.000950	0.455677	0.6486
C(3)	-0.026740	0.621788	-0.043005	0.9657
C(4)	0.970920	23.33923	0.041600	0.9668
C(5)	1.009312	0.034234	29.48282	0.0000
C(6)	1.932631	1.618487	1.194097	0.2324
R-squared	-0.013345	Mean dependent var		0.040099
Adjusted R-squared	-0.048288	S.D. dependent var		0.171235
S.E. of regression	0.175320	Akaike info criterion		-0.754703
Sum squared resid	4.456885	Schwarz criterion		-0.634811
Log likelihood	62.98008	Durbin-Watson stat		1.848556

Tablo 22: CIMSA AR (25) PARCH Modelinin Eviews Çıktısı

ARCH Testi yapılır ARCH etkisinin kalkıp kalmadığına bakılır.

Gecikme Uzunluğu	1
Prob. Chi-Square	0.000786

ARCH etkisi kalkmadı.

3.2.4.5. CIMSA AR (25) Kökü İle EGARCH Modeli

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(25)	0.201075	0.087708	2.292562	0.0219
Variance Equation				
C(2)	-4.216361	0.931832	-4.524809	0.0000
C(3)	0.304909	0.145944	2.089224	0.0367
C(4)	0.256816	0.092091	2.788731	0.0053
C(5)	-0.095477	0.276717	-0.345035	0.7301
R-squared	-0.013120	Mean dependent var		0.040099
Adjusted R-squared	-0.040876	S.D. dependent var		0.171235
S.E. of regression	0.174699	Akaike info criterion		-0.691839
Sum squared resid	4.455891	Schwarz criterion		-0.591929
Log likelihood	57.23381	Durbin-Watson stat		1.847219

Tablo 23: CIMSA AR (25) EGARCH Modelinin Eviews Çıktısı

Gecikme Uzunluğu	1
Prob. Chi-Square	0.838231

ARCH etkisi kalkmıştır.

3.2.5. CIMSAR (25) İçin Model Karşılaştırması

	GARCH	EGARCH	PGARCH	
R2	-0.013856	-0.013120	-0.013345	En büyük
F				
Arch Lm F Değeri	7.169634	0.041136	12.02856	En küçük
Arch-Lm Olasılık Değeri	0.008252	0.839555	0.000686	En büyük
Akaike	-0.749093	-0.691839	-0.754703	En küçük
Schwarz	-0.669165	-0.591929	-0.634811	En küçük
Log-Likelihood	60.55649	57.23381	62.98008	En büyük

Tablo 24: CIMSAR Senedi İçin Model Karşılaştırması

Koşulları sağlayan ARCH etkisini gideren tek model EGARCH'dır. PGARCH ve GARCH modellerinde ARCH etkisi kalkmamıştır.

$$\text{LOG(GARCH)} = -4.216361018 + 0.3049090178 \cdot \text{ABS}(\text{RESID}(-1)/\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + 0.2568161439 \cdot \text{RESID}(-1)/\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) - 0.09547701392 \cdot \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$$

Nelson'un modeli:

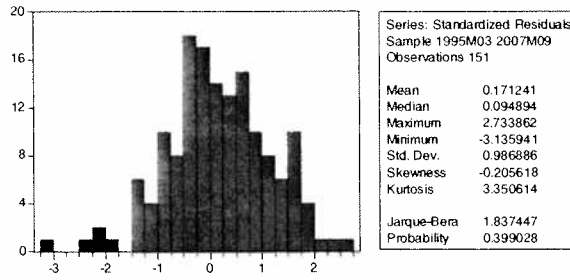
$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

$$\log(\sigma_t^2) = -4.216361018 + \sum_{j=1}^q -0.09547701392 \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p 0.3049090178 \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r 0.2568161439 \frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

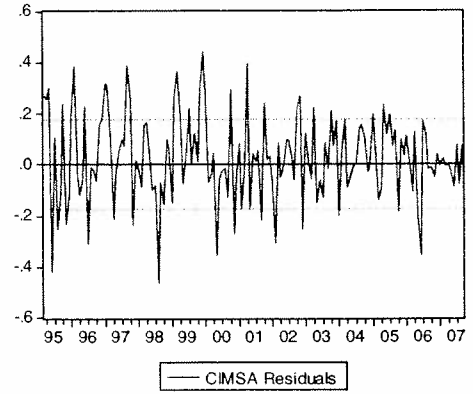
EGARCH modeline dönülüp parametrelerin anlamlılığına bakıldığında γ dışında β , ω , α katsayılarının anlamlı olduklarını görebiliriz. ($\text{Prob} < 0.05$). γ kaldıraç etkisini ifade etmekteydi. Bu denklemde γ katsayısının değeri 0.25'dir. $\gamma > 0$ olduğundan modelde kaldıraç etkisi yoktur. Olumsuz şoklar volatilitiyi olumlu

şoklardan daha fazla arttırmayacaktır. $\alpha + \beta = 0,21$ olumlu şokların koşullu varyansın logaritması üzerindeki etkisini gösterir. Olumsuz şokların koşullu varyansın logaritması üzerindeki etkisini ise $\alpha - \beta = 0.39$ gösterir. α ve β parametrelerinin toplamının 1' den küçük olması koşullu varyansın durağanlık koşulunun sağlandığını göstermektedir. Modelde α parametresi asimetriligi gösterir. 0' dan farklı olması modelde asimetriligin olduğunu gösterir.

1 puan beklenmeyen getiri değişimi, volatilitenin 0.26 puan artmasına neden olmaktadır. t-1 dönemindeki volatilitenin 0.30 puan artırmakta olduğu görülmektedir. (volatilitenin daha çok t-1 dönemdeki değişimden kaynaklandığını göstermektedir.) Varyans denklemi parametre katsayıları toplamı 0.64, 1'e yakın olması, volatilitenin çok yüksek olarak seyrettiğinin ve bu eğilimi koruyan bir yapı sergilediğinin bir göstergesidir.



Şekil 21: CIMSA AR (25) Modelinin Normallik Testi



Şekil 22: CIMSA AR (25) Modelinin Kartezyen Grafiği

3.2.6. OTKAR HİSSE SENEDİNİN AYLIK GETİRİLERİNİN 1993-2007 DÖNEMİ İÇİN OYNAKLIĞININ ARAŞTIRILMASI

Getiri verilerinin temel istatistik özellikleri ve durağanlıkları incelendikten sonra getirilere uygun ARMA modeli (ortalama) bulunur ve modellemeye onun üzerinden devam edilir.

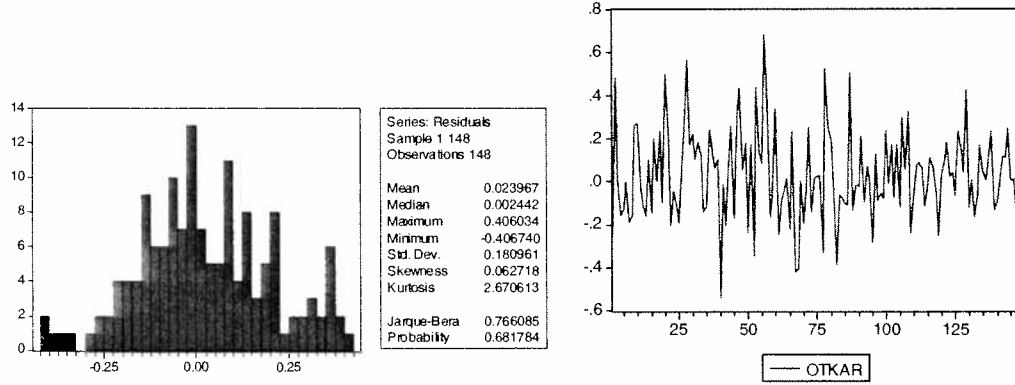
3.2.6.1. OTKAR Serisi için Uygun ARIMA Model Tipinin Belirlenmesi

Model koşulları sağlandıktan sonra AR ve MA kökleriyle ARCH etkisini gideren en uygun model bulunmaya çalışılır.

3.2.6.2. OTKAR MA (27) Modeli

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(27)	0.896290	0.016057	55.82034	0.0000
R-squared	0.235213	Mean dependent var		0.036631
Adjusted R-squared	0.235213	S.D. dependent var		0.208745
S.E. of regression	0.182552	Akaike info criterion		-0.556829
Sum squared resid	4.898814	Schwarz criterion		-0.536577
Log likelihood	42.20531	Durbin-Watson stat		1.975253

Tablo 25: OTKAR MA (27) Modelinin Eviews Çıktısı



Şekil 21: OTKAR MA (27) Modelinin Normallik Testi

Şekil 22: OTKAR MA (27) Modelinin Kartezyen Grafiği

Hata terimleri normal dağılıyor. Parametreler birim çember içerisinde. Q istatistiğine bakılıp otokorelasyonun olmadığı görülmüştür. 44. gecikmeye bakılmıştır.

Gecikme Uzunluđu	1	2	4	8
Prob. Chi-Square	0.002220	0.008689	0.046551	0.054476

Modelde ARCH etkisinin olup olmadıđının arařtırılması için ARCH-LM testi kullanılmıřtır. Sıfır hipotezi reddedilir. Modelde ARCH etkisi vardır.

3.2.6.3. OTKAR MA (27) Kk İle GARCH Modeli

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(27)	0.913464	0.010672	85.59607	0.0000
Variance Equation				
C	0.019320	0.007594	2.544006	0.0110
RESID(-1)^2	0.407295	0.214498	1.898829	0.0576
GARCH(-1)	0.038584	0.267602	0.144183	0.8854
R-squared	0.230207	Mean dependent var		0.036631
Adjusted R-squared	0.214170	S.D. dependent var		0.208745
S.E. of regression	0.185046	Akaike info criterion		-0.585939
Sum squared resid	4.930877	Schwarz criterion		-0.504933
Log likelihood	47.35947	Durbin-Watson stat		1.971479

Tablo 26: OTKAR MA (27) GARCH Modelinin Eviews Çıktısı

ARCH Testi yapılır ARCH etkisinin kalkıp kalmadıđına bakılır.

Gecikme Uzunluđu	1
Prob. Chi-Square	0.511438

ARCH etkisi kalktı

3.2.6.4. OTKAR MA (27) Kökü İle EGARCH Modeli

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(27)	0.903266	0.011806	76.51080	0.0000
Variance Equation				
C(2)	-3.196691	1.251424	-2.554444	0.0106
C(3)	0.650562	0.305966	2.126257	0.0335
C(4)	-0.068531	0.155532	-0.440621	0.6595
C(5)	0.231221	0.339682	0.680700	0.4961
R-squared	0.234455	Mean dependent var		0.036631
Adjusted R-squared	0.213041	S.D. dependent var		0.208745
S.E. of regression	0.185179	Akaike info criterion		-
Sum squared resid	4.903669	Schwarz criterion		-
Log likelihood	47.59642	Durbin-Watson stat		0.474370
				1.973022

Tablo 27: OTKAR MA (27) EGARCH Modelinin Eviews Çıktısı

Gecikme Uzunluğu	1
Prob. Chi-Square	0.695367

ARCH etkisi kalktı.

3.2.6.5. OTKAR MA (27) Kökü İle PGARCH Modeli

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(27)	0.912646	0.010021	91.07335	0.0000
Variance Equation				
C(2)	0.403340	0.555642	0.725899	0.4679
C(3)	0.326580	0.195791	1.668007	0.0953
C(4)	0.049616	0.266890	0.185906	0.8525
C(5)	0.176498	0.300337	-0.587667	0.5568
C(6)	0.463656	0.754328	0.614661	0.5388
R-squared	0.230704	Mean dependent var		0.036631
Adjusted R-squared	0.203616	S.D. dependent var		0.208745
S.E. of regression	0.186285	Akaike info criterion		-
Sum squared resid	4.927696	Schwarz criterion		-
Log likelihood	48.89797	Durbin-Watson stat		0.458194
				1.971518

Tablo 28: OTKAR MA (27) PARCH Modelinin Eviews Çıktısı

Gecikme Uzunluğu	1
Prob. Chi-Square	0.635563

ARCH etkisi kalktı

3.2.7. OTKAR MA (27) Kökü İçin Model Karşılaştırması

	GARCH	EGARCH	PGARCH	
R2	0.230207	0.234455	0.230704	En büyük
F				
Arch Lm F Değeri	0.426508	0.151408	0.221876	En küçük
Arch-Lm Olasılık Değeri	0.514741	0.697764	0.638322	En büyük
Akaike	-0.585939	-0.575627	-0.579702	En küçük
Schwarz	-0.504933	-0.474370	-0.458194	En küçük
Log-Likelihood	47.35947	47.59642	48.89797	En büyük

Tablo 29: OTKAR Senedi İçin Model Karşılaştırması

Akaike kriteri en küçük olan model GARCH modeli

Schwarz kriteri en küçük olan GARCH modeli

ARCH-LM F değeri en küçük olan EGARCH modeli

ARCH-LM Olasılık Değeri en büyük olan EGARCH modeli

EGARCH Modeli en uygun model olarak seçilmiştir.

$$\text{LOG(GARCH)} = -3.196691018 + 0.6505621895 * \text{ABS}(\text{RESID}(-1)) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) - 0.06853085948 * \text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + 0.2312213983 * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$$

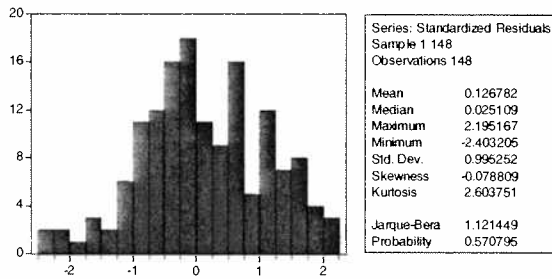
Nelson un modeli:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

$$\log(\sigma_t^2) = -3.196691018 + \sum_{j=1}^q -0.2312213983 \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p 0.6505621895 \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r -0.06853085948 \frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

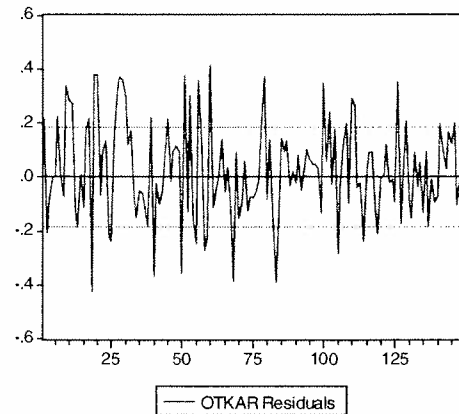
EGARCH modeline dönülüp parametrelerin anlamlılığına bakıldığında γ dışında β , ω , α katsayılarının anlamlı olmadıklarını görebiliriz. (Prob>0.05). γ kaldıraç etkisini ifade etmek için “Düzeltilmiş” katsayısının değeri -0.06 dir. $\gamma < 0$ olduğundan modelde kaldıraç etkisi vardır. Olumsuz şoklar volatilitiyi olumlu şoklardan daha fazla artırır. $\alpha + \beta = 0,42$ olumlu şokların koşullu varyansın logaritması üzerindeki etkisini gösterir. Olumsuz şokların koşullu varyansın logaritması üzerindeki etkisini ise $\alpha - \beta = 0.88$ gösterir. α ve β parametrelerinin toplamının 1’ den küçük olması koşullu varyansın durağanlık koşulunun sağlandığını göstermektedir. Modelde α parametresi asimetrliliği gösterir. 0’ dan farklı olması modelde asimetrliliğin olduğunu gösterir.

1 puan beklenmeyen getiri değişimi, volatilitenin - 0.06 puan azalmasına neden olmaktadır. t-1 dönemindeki volatilitenin 0.65 puan artırmakta olduğu görülmektedir. (volatilitenin daha çok t-1 dönemdeki değişimden kaynaklandığını göstermektedir.) Varyans denklemi parametre katsayıları toplamı 0.95, 1’e yakın olması, volatilitenin çok yüksek olarak seyrettiğinin ve bu eğilimi koruyan bir yapı sergilediğinin bir göstergesidir.



Şekil 23: OTKAR MA (27) EGARCH Modelinin

Normallik Testi



Şekil 24: OTKAR MA (27) Modelinin

Kartezyen Grafiği

3.2.8. BRMEN HİSSE SENEDİNİN AYLIK GETİRİLERİNİN 1993-2007 DÖNEMİ İÇİN OYNAKLIĞININ ARAŞTIRILMASI

Getiri verilerinin temel istatistik özellikleri ve durağanlıkları incelendikten sonra getirilere uygun ARMA modeli (ortalama) bulunur ve modellemeye onun üzerinden devam edilir.

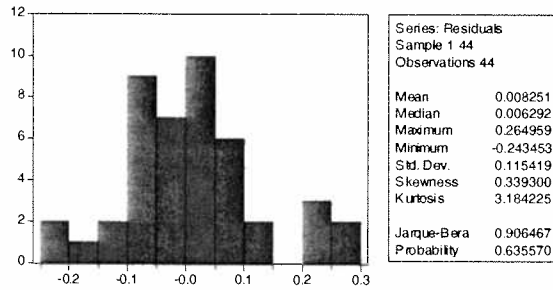
3.2.8.1. BRMEN Serisi için Uygun ARIMA Model Tipinin Belirlenmesi

Model koşulları sağlandıktan sonra AR ve MA kökleriyle ARCH etkisini gideren en uygun model bulunmaya çalışılır.

3.2.8.2. BRMEN MA (17) Modeli

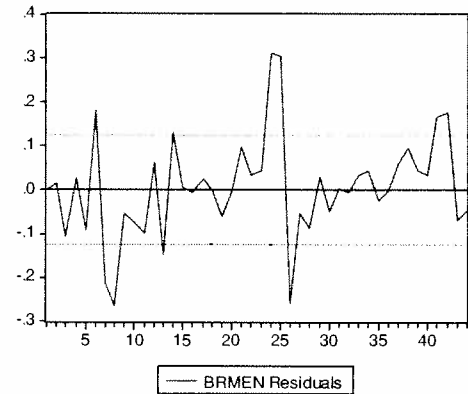
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(17)	0.850640	0.038435	22.13177	0.0000
R-squared	0.567048	Mean dependent var		0.020471
Adjusted R-squared	0.567048	S.D. dependent var		0.175870
S.E. of regression	0.115721	Akaike info criterion		-1.452810
Sum squared resid	0.575825	Schwarz criterion		-1.412261
Log likelihood	32.96183	Durbin-Watson stat		1.772552

Tablo 30: BRMEN MA (17) Modelinin Eviews Çıktısı



Şekil 25: BRMEN MA (17) Modelinin

Normallik Testi



Şekil 26: BRMEN MA (17) Modelinin

Kartezyen Grafiği

Hata terimleri normal dağılıyor. Parametreler birim çember içerisinde. Q istatistiğine bakılıp otokorelasyonun olmadığı görülmüştür. 44. gecikmeye bakılmıştır.

Gecikme Uzunluğu	1	2	4	8
Prob. Chi-Square	0.001671	0.006010	0.025036	0.118804

Modelde ARCH etkisinin olup olmadığının araştırılması için ARCH-LM testi kullanılmıştır. Sıfır hipotezi reddedilir. Modelde ARCH etkisi vardır.

3.2.8.3. BRMEN MA (17) için GARCH Modeli

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(17)	0.907536	0.022408	40.49992	0.0000
Variance Equation				
C	0.008135	0.003740	2.175262	0.0296
RESID(-1) ²	0.513355	0.462141	1.110817	0.2666
GARCH(-1)	-0.144033	0.416870	-0.345510	0.7297
R-squared	0.538526	Mean dependent var		0.020471
Adjusted R-squared	0.503915	S.D. dependent var		0.175870
S.E. of regression	0.123871	Akaike info criterion		-1.528700
Sum squared resid	0.613759	Schwarz criterion		-1.366501
Log likelihood	37.63139	Durbin-Watson stat		1.750441

Tablo 31: BRMEN MA (17) GARCH Modelinin Eviews Çıktısı

ARCH Testi yapılır ARCH etkisinin kalkıp kalmadığına bakılır.

Gecikme Uzunluğu	1
Prob. Chi-Square	0.729724

ARCH etkisi kalktı.

3.2.8.4. BRMEN MA (17) için EGARCH Modeli

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(17)	0.900317	0.025539	35.25212	0.0000
Variance Equation				
C(2)	-2.642360	1.990236	-1.327662	0.1843
C(3)	0.650810	0.571840	1.138097	0.2551
C(4)	0.356941	0.316983	1.126056	0.2601
C(5)	0.536667	0.380445	1.410629	0.1584
R-squared	0.545967	Mean dependent var		0.020471
Adjusted R-squared	0.499399	S.D. dependent var		0.175870
S.E. of regression	0.124433	Akaike info criterion		-1.530233
Sum squared resid	0.603863	Schwarz criterion		-1.327484
Log likelihood	38.66512	Durbin-Watson stat		1.756155

Tablo 32: BRMEN MA (17) EGARCH Modelinin Eviews Çıktısı

Gecikme Uzunluğu	1
Prob. Chi-Square	0.722085

ARCH etkisi kalkmıştır.

3.2.8.5. BRMEN MA (17) Kökü İle PGARCH Modeli

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(17)	0.750834	0.057028	13.16604	0.0000
Variance Equation				
C(2)	0.002766	0.006712	0.412115	0.6803
C(3)	-0.108314	0.575578	-0.188183	0.8507
C(4)	0.967622	6.051822	0.159889	0.8730
C(5)	1.057833	0.250501	4.222862	0.0000
C(6)	1.524631	1.280572	1.190586	0.2338
R-squared	0.520505	Mean dependent var		0.020471
Adjusted R-squared	0.457413	S.D. dependent var		0.175870
S.E. of regression	0.129547	Akaike info criterion		-1.403995
Sum squared resid	0.637727	Schwarz criterion		-1.160696
Log likelihood	36.88788	Durbin-Watson stat		1.749438

Tablo 33: BRMEN MA (17) PGARCH Modelinin Eviews Çıktısı

ARCH LM Testi yapılır ARCH etkisinin kalkıp kalmadığına bakılır.

Gecikme Uzunluğu	1
Prob. Chi-Square	0.698256

ARCH etkisi kalkmıştır.

3.2.8.6. BRMEN MA (17) için model karşılaştırması

	GARCH	EGARCH	PGARCH	
R2	0.538526	0.545967	0.520505	En büyük
F				
Arch Lm F Değeri	0.114130	0.120976	0.143805	En küçük
Arch-Lm Olasılık Değeri	0.737214	0.729758	0.706484	En büyük
Akaike	-1.528700	-1.530233	-1.403995	En küçük
Schwarz	-1.366501	-1.327484	-1.160696	En küçük
Log-Likelihood	37.63139	38.66512	36.88788	En büyük

Tablo 34: BRMEN Senedi İçin Model Karşılaştırması

Akaike kriteri en küçük olan model EGARCH modeli

Schwarz kriteri en küçük olan GARCH modeli

ARCH-LM F değeri en küçük olan GARCH modeli

ARCH-LM Olasılık Değeri en büyük olan GARCH modeli

GARCH modelinin hataları normal dağılmadığından bu model seçilmemiştir. İkinci olarak modeli en iyi açıklayan EGARCH modeli kullanılır.

EGARCH modeli:

$$\text{LOG(GARCH)} = -2.642359988 + 0.6508095306 \cdot \text{ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1))} + 0.3569405745 \cdot \text{RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))} + 0.5366669663 \cdot \text{LOG(GARCH(-1))}$$

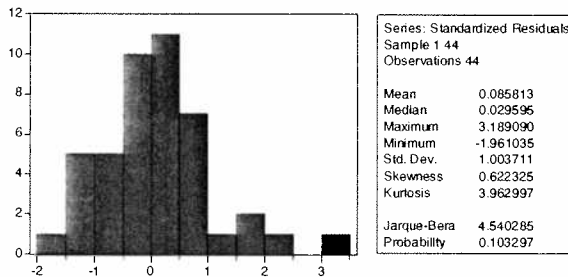
Nelson un modeli:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

$$\log(\sigma_t^2) = -2.642359988 + \sum_{j=1}^q 0.5366669663 \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p 0.6508095306 \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r 0.3569405745 \frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

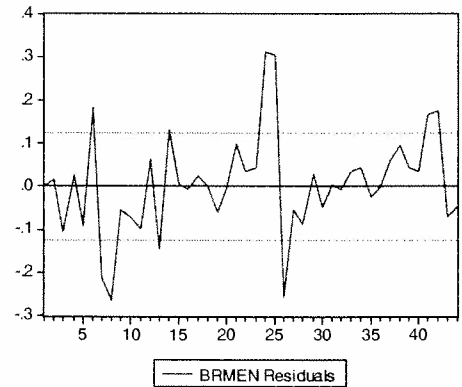
EGARCH modeline dönülüp parametrelerin anlamlılığına bakıldığında γ , β , ω , α parametrelerinin anlamlı olmadıklarını görebiliriz. (Prob>0.05). γ kaldıraç etkisini ifade eder. Bu denklemde γ katsayısının değeri 0.35 dir. $\gamma > 0$ olduğundan modelde kaldıraç etkisi yoktur. Olumsuz şoklar volatilitiyi olumlu şoklardan daha fazla arttırmayacaktır. $\alpha + \beta = 1,18$ olumlu şokların koşullu varyansın logaritması üzerindeki etkisini gösterir. Olumsuz şokların koşullu varyansın logaritması üzerindeki etkisini ise $\alpha - \beta = 0,12$ gösterir. α ve β parametrelerinin toplamının 1' den büyük olması koşullu varyansın durağanlık koşulunun sağlanmadığını göstermektedir. Modelde α parametresi asimetriyi gösterir. 0' dan farklı olması modelde asimetriğin olduğunu gösterir.

1 puan beklenmeyen getiri değişimi, volatilitenin 0.35 puan artmasına neden olmaktadır. t-1 dönemindeki volatilitenin 0.65 puan artırmakta olduğu görülmektedir. (volatilitenin daha çok t-1 dönemdeki değişimden kaynaklandığını göstermektedir.) Varyans denklemi parametre katsayıları toplamı 1,53, 1'e yakın olması, volatilitenin çok yüksek olarak seyrettiğinin ve bu eğilimi koruyan bir yapı sergilediğinin bir göstergesidir.



Şekil 27: BRMEN MA (17) EGARCH Modelinin

Normallik Testi



Şekil 28: BRMEN MA(17) EGARCH Modelinin

Kartezyen Grafiği

SONUÇ VE ÖNERİLER

Borsadaki dalgalanmaların yüksek oluşu, riskten kaçan yatırımcıları portföy oluştururken daha dikkatli olmaya ve farklı endekslerden portföy oluşturmaya yöneltmektedir. Yatırımcılar ve portföy yöneticileri, portföy oluşturma aşamasında finansal araçların getirileri, volatiliteleri ve birbirleriyle etkileşimini dikkate alırlar. Herhangi bir endeksin sahip olduğu sektörde meydana gelebilecek bir kriz, o endeksin volatilitelerini arttırmasının ötesinde diğer endekslere volatilitelere geçişliliği yapabilir. Endeksler arasında volatilitelere geçişliliği olması durumunda diğer endeksler mali endeksten dolayı olarak etkilenebilir. Bu şekilde endeksler arasında geçişlilik olması, yatırımcıların riski elimine etmesi açısından önemlidir.

Çalışmanın amacı; Türkiye'nin sanayisine yön veren büyük firmaların borsadaki oynaklığını ve makro ekonomik dalgalanmalardan nasıl etkilendiklerini hesaplamak.

EGARCH model parametreleri olan α_i ve β_i katsayı toplamlarının tüm modellerde 1'e yakın olması, incelenen hisse senetleri içerisinde hisse senetlerinin yüksek volatilitelere sahip olduğu anlamına gelmektedir. Bu kapsamda literatürde yer alan "büyük değişimleri büyük değişimlerin, küçük değişimleri de küçük değişimlerin takip ettiği" bulgusu, ortaya konmuştur. GARCH modelleri yardımıyla elde edilen katsayılara dikkat edildiğinde, getiri değişim oranlarındaki volatilitenin kendi iç dinamikleri ile ilişkisinin yüksek olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Çünkü volatiliteler, bilgi akışı ve kendi gecikmeli değerleri ile açıklanmaya çalışılmış ve bu yönde güçlü kanıtlar elde edilmiştir. Genellikle büyük ölçekli firmalarda volatiliteler üzerine geçmiş dönem volatilitelerinin, beklenmeyen getiri değişimlerine oranla daha fazla etkili olduğu görülmüş olup bu etki nispeten daha küçük ölçekli firmalarda (sığ işlem hacmi nedeniyle spekülasyona daha fazla açık olmalarından dolayı) tersine doğru bir eğilim göstermektedir.

Finansal verilerde volatiliteler kümelenmeleri, kalın kuyruk ve kaldıraç etkileri gibi özellikler görülür. Volatilitelerin kümelenmesi; volatilitedeki yükselişlerin yine

büyük yükselişlerle, düşüşlerin ise yine büyük düşüşlerle izlenmesidir. Kaldıraç etkisi ise, olumsuz bir şokun volatilitiyi olumlu bir şoka göre daha fazla arttırmasıdır.

Elde edilen tüm sonuçlar, literatürde yer alan çalışmalarda elde edilen sonuçlar ile paralellik göstermektedir. Bu kapsamda GARCH ve EGARCH modellerinin, finansal zaman serilerindeki volatilitiyi oldukça başarılı bir biçimde açıkladıklarına dair bulgular, bu çalışma için de kısmen geçerli olmuştur. Ancak çalışmanın yapıldığı 14 senelik süre zarfında ekonomide meydana gelen dalgalanmaları, krizleri bu modellerle açıklamak tam anlamıyla mümkün değildir. GARCH türü modellerde kullanılan ARMA kökleri yüksek seviyede çıkmıştır. Modelde çıkan sonuçlar istatistiki olarak anlamlı fakat ekonomik olarak anlamlı değildir. Bu senetlerin yapısal kırılma analizi, uç değer analizi, çok rejimli modeller gibi daha ileri tekniklerle incelenmesi gerekmektedir.

Bilindiği üzere volatilité, kısa zaman zarfında finansal varlık getirilerinde belirli ortalamalardan sapmaları ifade etmektedir. Burada dikkat edilmesi gereken nokta, söz konusu sapmaların temel nedenlerden uzak yapay dalgalanmalar olmasıdır. Meydana gelen bu yapay dalgalanmalar, daha önceki bölümlerde de bahsedildiği üzere, işlem hacmine olumsuz etki yapmakta, küçük yatırımcıyı piyasadan uzaklaştırmaktadır. Bu nedenle volatilitenin makul ve istikrarlı bir yapıya kavuşturulabilmesi için;

- Gerekli güven ortamının sağlanması
- İç borçlanma gibi politikalarının gözden geçirilerek yatırımcının (güven ortamı sağlanarak) elindeki atıl fonu sermaye piyasalarına aktarmalarını sağlamak gerekmektedir. Güven ortamının sağlanabilmesi için;
- Hukuki yaptırımların gözden geçirilmesi,
- Yatırımcılara yönelik bilgi akışının arttırılması gibi uygulamaların uygulanabilmesi gerekmektedir.

KAYNAKÇA

Adrian PAGAN ve G. W. SCHWERT; “Alternative Models of Stock Volatility”, **Journal of Econometrics**, Vol: 45, 1990

Anat R. ADMATI ve Paul PFLEIDERER; “A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability”, **The Review of Financial Studies**, Vol: 1(1), Spring 1988

Atilla GÖKÇE; İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getirilerindeki Volatalitenin ARCH Teknikleri ile Ölçülmesi”, **Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Sayı: 3 (1), 2001

Aziz KUTLAR; **Ekonometrik Zaman Serileri**, Gazi Kitabevi, Ankara 2000

Bent E. SORENSON; “ARCH and Generalizations”, **Economics** 7395, March 1, 2005

BORSA TERİMLERİ SÖZLÜĞÜ; İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Yayınları, İstanbul 2003

Burak SALTOĞLU ve Hurşit GÜNEŞ; **İMKB Getiri Volatilitésinin Makro Ekonomik Konjonktör Bağlamında İrdelenmesi**, İMKB Yayınları, İstanbul 1998

Burcu KIRAN; **Sektörel Bazda Hisse Senetleri Getiri Volatilitésinin Asimetrik Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile Tahmini**, İstanbul Üniversitesi Sos. Bil. Ens. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, İstanbul 2006

C. HEIJ, De P. BOER, P. H. FRANSES, T. KLOEK ve H. K. VAN DIJK; **Econometric Methods with Applications in Business and Economics**, Oxford University Press, 2004

D. B. NELSON; “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach”, **Econometrica**, Vol: 59, March 1991

D. I. VRONTOS ve başk; “Inference for Some Multivariate ARCH and GARCH Models”, **Journal of Forecasting**, Vol: 22, 2003

D.A. DIKEY ve W.A. FULLER; “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With Unit Root”, **Journal of American Statistical Association**, Vol: 74, 1979

Damodar N. GUJARATI; **Basic Econometrics**, Third Edition, McGraw Hill, New York 1995

David ENGLE, M. Lilien RUSSEL P. ROBINS; “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The Arch-M”, **Econometrica**, Vol: 55, Mar 1987

David MCMILLAN, Alan SPEIGHT ve Owain GWILYM; “Forecasting UK Stock Market Volatility”, **Applied Financial Economics**, Vol: 10, 2000

En. SENTANA; “Quadratic ARCH Models”, **Review of Economics Studies**, Vol: 62, October 1991

Ercan ZORLU; “A High Frequency Analysis About Turkish Financial Markets”, Yeditepe Üniversitesi MBA Bölümü, **Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi**, İstanbul 2003

Erdoğan TELATAR ve Soner BİNAY; “İMKB Endeksinin PARCH Modellemesi”, **Akdeniz Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Sayı: 3, 2002

F. Douglas FOSTER ve S.VISWANATHAN; “Variations in Trading Volume, Return Volatility and Trading Costs: Evidence on Recent Price Formation Models”, **The Journal of Finance**, Vol: 48(1), March 1993

Francis DIEBOLD ve Roberto S. MARIANO; “Comparing Predictive Accuracy”, **Journal of Business and Economics Statistics**, Vol: 13 (3), 1995

Frank MARAUX ve başk; “The Predictive Power of French Market Volatility Index: A Multi Horizons Study”, **European Finance Review**, Vol: 2, 1999

G. Torben ANDERSEN; “Return Volatility and Tradin Volume: An Information Flow Interpretation of Stochastic Volatility”, **The Journal of Finance**, Vol: 2 (1), 1996

G.E.P. BOX ve G.M. JENKINS; **Time Series Analysis: Forecasting and Control**, Holden-Day, USA 1970

G.M. JENKINS ve D.G. WATTS, **Spectral Analysis and it's Applications**, Holden-Day San Francisco, 1968

G.S. MADDALA; **Introduction to Econometrics**, Macmillan Publishing Company, New York 1998

G.William SCHWERT; “Why Does Stock Market Volatility Change Over Time”, **The Journal of Finance**, Vol: 44 (5), December 1989

Hakan BERUMENT, Ali İNAMLİK ve Halil KIYMAZ; “Borsa Değişkenliğinde Haftanın Günü Etkisi: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası”, **İşletme ve Finans Dergisi**, Sayı: 223, Ekim 2004

Hazem DAOUK ve Jie Qun GUO; “Switching Asymmetric GARCH and Option on a Volatality Index”, **The Journal of Futures Markets**, Vol: 24 (3), 2004

Hüseyin GÜLEN ve Stewart MAYHOW; “Stock Index Futures Trading and Volatality in International Equity Markets”, **The Journal of Futures Markets**, Cilt: 20 (7), 2000

Işıl AKGÜL; **Zaman Serilerinin Analizi ve ARIMA Modelleri**, Der Yayınları, İstanbul 2003

J. GEWEKE; “Comment on Modelling the Persistence of Conditional Variances”, **Econometric Reviews**, Vol: 5 (1), 1986

Jean M. Zakoian; “Threshold Heteroskedastic Models”, **Journal of Economic Dynamics and Control**, Vol: 18, September 1994

Jun YU; “Forecasting Volatility in the New Zealand Stock Market”, **Applied Financial Economics**, Vol: 12, 2002

K. R. FRENCH, G. W. SCHWERT ve R. F. STAMBAUGH; “Expected Stock Returns and Volatility”, **Journal of Financial Economics**, Vol: 19, 1987

Lawrance R. GLOSTEN, Ravi JAGANNATHAN ve David E. Runkle; “On the Relation Between the Expected Value and Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks”, **Journal of Finance**, Vol: 48, 1993

M. L. HIGGINS ve A. K. BERA; “A Class of Nonlinear ARCH Models”, **International Economic Review**, Vol: 33 (1), 1992

Mehmet BOLAK; **Finans Mühendisliği Kavramlar ve Araçlar**, Beta Basım Yayım, İstanbul 1998

Micheal SHERRIS; “Actuarial Model Assumptions for Inflation, Equity Returns and Interest Rates”, **Journal of Actuarial Practice**, Vol: 5 (2), 1998

Mustafa ÖZER ve Serpil TÜRKYILMAZ; **Türkiye Finansal Piyasalarında Oynaklıkların ARCH Modelleri ile Analizi**, T.C. Anadolu Üniversitesi Yayınları, Eskişehir 2004

Ömer Veysel ÇALIŞKAN; “Kredi Derecelendirme Kuruluşları ve Risk Değerlendirme Kriterleri”,
http://web.sakarya.edu.tr/~adurmus/kredi_derecelendirme/4104uygulamalı%20calisma.pdf

Pınar Evrim MANDACI ve Halit SOYDAN; **Capital Markets**, Literatür Yayıncılık, İstanbul 2002

R. F. ENGLE ve T. BOLLERSLEV; “Modelling the Persistence of Conditional Variances”, **Econometric Reviews**, Vol: 5 (1) 1986

R. HARIS ve R. SOLLIS; **Applied Time Series Modelling and Forecasting**, John Wiley&Sons Ltd, Chichester, England 2003

R. Y. CHOU; “Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH”, **J. Appl. Econom.** , Vol: 3, 1988

Rauf ARIKAN; **Araştırma Teknikleri ve Rapor Yazma**, Gazi Kitabevi, Ankara 2000

Robert F. ENGLE ve K. NG VICTOR; “Measuring and Testing the Impact of News on Volatility”, **The Journal of Finance**, Vol: 11 (5), 1993

Robert F. ENGLE; “Discussion: Stock Market Volatility and the Crash of 87”, **Review of Financial Studies**, June 1990

Robert F. ENGLE; “GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics”, **Journal of Economic Perspectives**, Vol: 15 (4), 2001

Robert F. Robert F. ENGLE; “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, **Econometrica**, Vol: 50 (4), 1982

Robert S. PINDYCK ve Daniel L. RUBINFELD; **Econometric Models and Economic Forecasts**, Fourth Edition, Irwin/McGraw-Hill, 1998

Roger D. HUANG ve Ronald W. MASULIS, “Trading Activity and Stock Price Volatility: Evidence From the London Stock Exchange”, **Journal of Empirical Finance**, Vol: 10, 2003

S. G. PANTULA; “Comment on Modelling the Persistence of Conditional Variances”, **Econometric Reviews**, Vol: 5(1), 1986

S.R. TSAY; **Analysis of Financial Time Series**, John Wiley & Sons, New York 2002

S.Vosvrda MILASLOV; **Dept of Econometrics**, UTIA AVCR, Quantitative Finance, Conditional Heteroskedastic Models, 2002

Sabyasachi GUHARAY; “Mathematical Methods for Modelling Price Fluctuations of Financial Time Series”, **Journal of Mathematics**, Vol: 3 (2), 2002

Selahattin GÜRİŞ ve Ebru ÇAĞLAYAN; **Ekonometri Temel Kavramalar**, DER Yayınları, İstanbul 2005

Serap DURAN, Asuman ŞAHİN; **İMKB Hizmetler, MALİ, Sınai, ve Teknoloji Endeksleri Arasındaki İlişkinin Belirlenmesi**, Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi,1, 2006

Serpil TÜRKYILMAZ; **ARCH Modelleri ile Değişkenlerdeki Oynaklığın Araştırılması ve Bazı İktisadi Değişkenler Üzerine Bir Uygulama**, Anadolu Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Eskişehir 2002

T. BOLLERSLEV; “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity” **Journal of Econometrics**, Cilt: 31, 1986

Tim BOLLERSLEV, Ray Y. CHOU ve Kenneth F. KRONER;“ARCH Modelling in Finance, A Review Of The Theory and Empricial Evidence”, **Journal of Econometrics** 52, North Holland, 1992

W.W.S. WEI; **Time Series Analysis: Univariate and Multivariate**, Addison-Wesley Pub, UK 1990

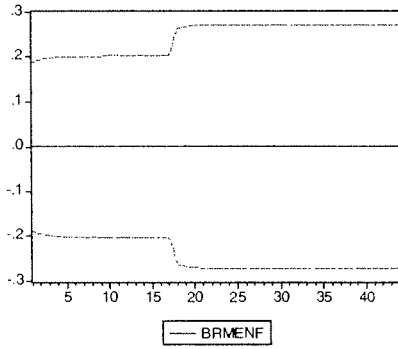
Walter ENDERS; **Applied Econometric Time Series**, NewYork, Wiley 1995

Vuslat GÜZEL; **Finansal Risk Değerinin Belirlenmesinde Kullanılan Sayısal Yöntemler: ARCH/GARCH Modelleriyle İMKB Uygulaması**, Marmara Üniversitesi Sos. Bil. Ens. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, İstanbul 2007

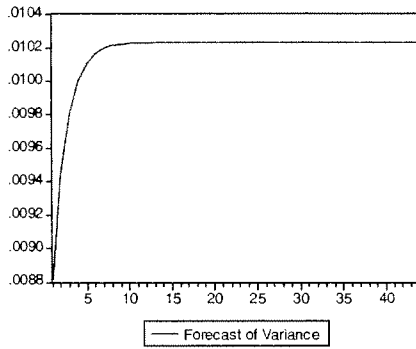
Ek 1: Çalışmada Kullanılan Firmalar

	FİRMA ADI	SEKTÖR ADI
ADANA	ADANA ÇİMENTO SANAYİ T.A.Ş.	İNŞAAT
AKALT	AKAL TEKSTİL SANAYİ A.Ş.	TEKSTİL
AKSA	AKSA AKRİLİK KİMYA SANAYİ A.Ş.	KİMYA SANAYİ
ALCAR	ALARKO CARRIER SANAYİ VE TİCARET A.Ş.	METAL SANAYİ
ALCTL	ALCATEL TELETAS TELEKOMÜNİKASYON END. TİC. A.Ş.	BİLİM VE TEKNOLOJİ
ALTIN	ALTINDIZ MENSUCAT VE KONFEKSİYON FAB. A.Ş.	TEKSTİL
ANACM	ANADOLU CAM SANAYİ A.Ş.	İNŞAAT
ARCLK	ARÇELİK A.Ş.	METAL SANAYİ
ARSAN	ARSAN TEKSTİL TİC. VE SAN. A.Ş.	TEKSTİL
ATEKS	AKIN TEKSTİL A.Ş.	TEKSTİL
AYGAZ	AYGAZ A.Ş.	KİMYA SANAYİ
BAGFS	BAGFAŞ BANDIRMA GÜBRE FABRİKALARI A.Ş.	KİMYA SANAYİ
BANVT	BANVIT BANDIRMA VİTAMİNLİ YEM SANAYİ TİCARET A.Ş.	GIDA SANAYİ
BOLUC	BOLU ÇİMENTO SANAYİ A.Ş.	İNŞAAT
BOSSA	BOSSA TİCARET VE SANAYİ İŞLETMELERİ T.A.Ş.	TEKSTİL
BRMEN	BİRLİK MENSUCAT TİCARET VE SANAYİ İŞLETMELERİ A.Ş.	TEKSTİL
BTCİM	BATIÇİM BATTI ANADOLU ÇİMENTO SANAYİ A.Ş.	İNŞAAT
BUCİM	BURSA ÇİMENTO FABRİKASI A.Ş.	İNŞAAT
CEMTS	ÇEMTAŞ ÇELİK MAKİNA SANAYİ VE TİCARET A.Ş.	METAL SANAYİ
CİMSA	CİMSA ÇİMENTO SANAYİ VE TİCARET A.Ş.	İNŞAAT
CMENT	ÇİMENTAŞ İZMİR ÇİMENTO FABRİKASI T.A.Ş.	İNŞAAT
DEVA	DEVA HOLDİNG A.Ş.	KİMYA SANAYİ
DOKTS	DOKTAŞ DÖKÜMCÜLÜK TİCARET VE SANAYİ A.Ş.	AMBALAJ SANAYİ
ECYAP	ECZACIBAŞI YAPI GEREÇLERİ SAN. VE TİC. A.Ş.	İNŞAAT
EGSER	EGE SERAMİK SANAYİ VE TİCARET A.Ş.	İNŞAAT
EPLAS	EGEPLAST EGE PLASTİK TİCARET VE SANAYİ A.Ş.	PLASTİK SANAYİ
ERBOS	ERBOSAN ERCİYES BORU SANAYİ VE TİCARET A.Ş.	METAL SANAYİ
EREGL	EREGLİ DEMİR VE ÇELİK FABRİKALARI T.A.Ş.	METAL SANAYİ
GOLTS	GOLTAŞ GÖLLER BÖLGESİ ÇİMENTO SAN. VE TİC. A.Ş.	İNŞAAT
GOODY	GOODYEAR LASTİKLERİ T.A.Ş.	KİMYA SANAYİ
HURGZ	HÜRRIYET GAZETECİLİK VE MATBAACILIK A.Ş.	OFİS KİRTASİYE
IZMDC	İZMİR DEMİR ÇELİK SANAYİ A.Ş.	METAL SANAYİ
IZOCM	İZOCAM TİCARET VE SANAYİ A.Ş.	İNŞAAT
KARSN	KARSAN OTOMOTİV SANAYİ VE TİCARET A.Ş.	OTOMOTİV
KARTN	KARTONSAN KARTON SANAYİ VE TİCARET A.Ş.	OFİS KİRTASİYE
KENT	KENT GIDA MADDELERİ SANAYİ VE TİCARET A.Ş.	İNŞAAT
KONYA	KONYA ÇİMENTO SANAYİ A.Ş.	İNŞAAT
KOTKS	KORTEKS MENSUCAT SANAYİ VE TİCARET A.Ş.	TEKSTİL
MENSA	MENSA MENSUCAT SAN. VE TİC. A.Ş.	TEKSTİL
KRTEK	KARSU TEKSTİL SANAYİ VE TİCARET A.Ş.	TEKSTİL
MRSHL	MARSHALL BOYA VE VERNİK SANAYİ A.Ş.	KİMYA SANAYİ
MUTLU	MUTLU AKÜ VE MALZEMELERİ SAN. A.Ş.	MAKİNA SANAYİ
MUHCM	MUH ÇİMENTO SANAYİ A.Ş.	İNŞAAT
OLNKS	OLMUKSA INTERNATIONAL PAPER SABANCI AMBALAJ SAN. VE TİC. A.Ş.	OFİS KİRTASİYE
OTKAR	OTOKAR OTOBÜS KAROSERİ SANAYİ A.Ş.	OTOMOTİV
PETKM	PETKİM PETROKİMYA HOLDİNG A.Ş.	KİMYA SANAYİ
PETLN	PİNAR ENTEGRE ET VE UN SANAYİ A.Ş.	GIDA SANAYİ
PTOFS	PETROL OFİSİ A.Ş.	KİMYA SANAYİ
SARKY	SARKUYSAN ELEKTROLİTİK BAKIR SAN. VE TİCARET A.Ş.	METAL SANAYİ
SODA	SODA SANAYİ A.Ş.	KİMYA SANAYİ
TATKS	TAT KONSERVE SANAYİ A.Ş.	GIDA SANAYİ
TBORG	TÜRK TUBORG BİRA VE MALT SANAYİ A.Ş.	GIDA SANAYİ
TIRE	TIRE KÜTSAN OLUKLU MUKAVVA KUTU VE KAĞIT SANAYİ A.Ş.	AMBALAJ SANAYİ
TOASA	TOFAŞ TÜRK OTOMOBİL FABRİKASI A.Ş.	OTOMOTİV
TRKCM	TRAKYA CAM SANAYİ A.Ş.	İNŞAAT
TTRAK	TÜRK TRAKTOR VE ZİRAAT MAKİNALARI A.Ş.	METAL SANAYİ
TUDDF	T. DEMİR DÖKÜM FABRİKALARI A.Ş.	İSİTMA SOĞUTMA
TUPRS	TÜPRAŞ - TÜRKİYE PETROL RAFİNERİLERİ A.Ş.	KİMYA SANAYİ
UNYEC	ÜNYE ÇİMENTO SANAYİ VE TİCARET A.Ş.	İNŞAAT
UZEL	UZEL MAKİNA SANAYİ A.Ş.	MAKİNA SANAYİ
VESTL	VESTEL ELEKTRONİK SAN. VE TİC. A.Ş.	MAKİNA SANAYİ
YUNSA	YUNSA YÜNLÜ SANAYİ VE TİCARET A.Ş.	TEKSTİL

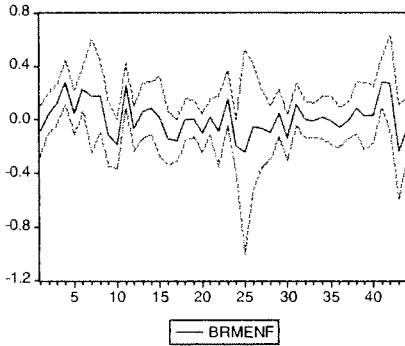
Ek 2: Senetlerin Öngörü Grafikleri BRMEN MA 17 EGARCH DİNAMİK ÖNGÖRÜ



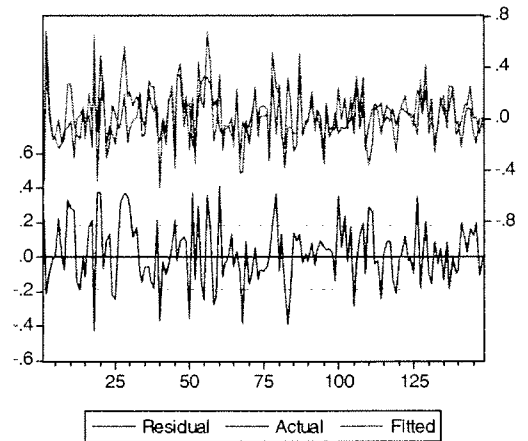
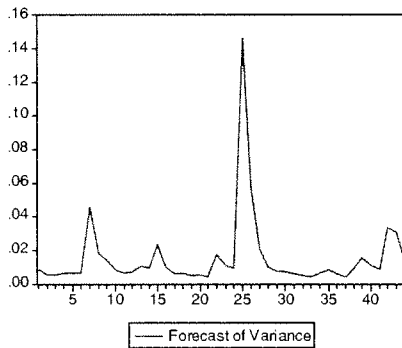
Forecast: BRMENF	
Actual: BRMEN	
Forecast sample: 1 44	
Included observations: 44	
Root Mean Squared Error	0.175061
Mean Absolute Error	0.131537
Mean Abs. Percent Error	93.18182
Theil Inequality Coefficient	1.000000
Bias Proportion	0.013675
Variance Proportion	0.986325
Covariance Proportion	0.000000



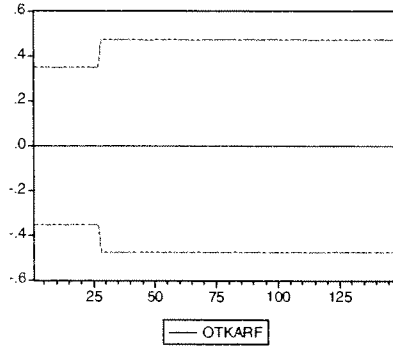
BRMEN MA 17 EGARCH STATİK ÖNGÖRÜ



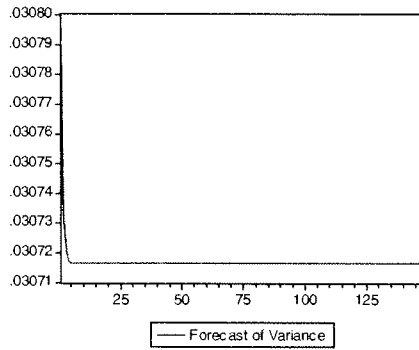
Forecast: BRMENF	
Actual: BRMEN	
Forecast sample: 1 44	
Included observations: 44	
Root Mean Squared Error	0.117150
Mean Absolute Error	0.083052
Mean Abs. Percent Error	98.45472
Theil Inequality Coefficient	0.377213
Bias Proportion	0.001973
Variance Proportion	0.112055
Covariance Proportion	0.885972



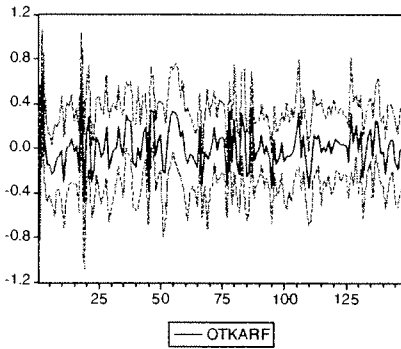
OTKAR EGARCH DİNAMİK ÖNGÖRÜ



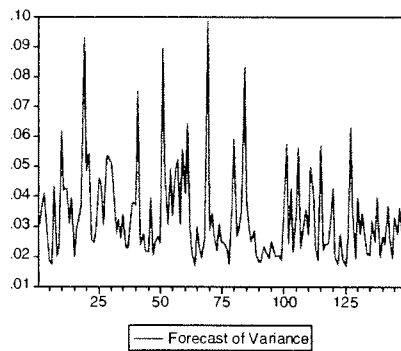
Forecast: OTKARF	
Actual: OTKAR	
Forecast sample: 1 148	
Included observations: 148	
Root Mean Squared Error	0.211239
Mean Absolute Error	0.161692
Mean Abs. Percent Error	96.62162
Theil Inequality Coefficient	1.000000
Bias Proportion	0.030072
Variance Proportion	0.969928
Covariance Proportion	0.000000



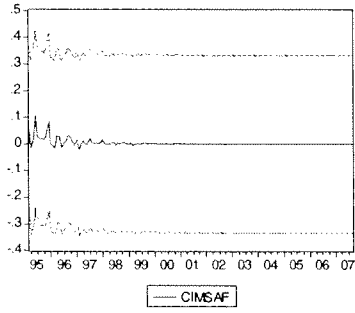
OTKAR EGARCH STATİK ÖNGÖRÜ



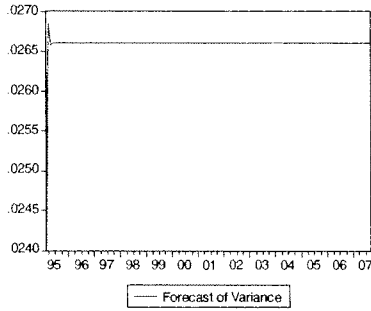
Forecast: OTKARF	
Actual: OTKAR	
Forecast sample: 1 148	
Included observations: 148	
Root Mean Squared Error	0.182024
Mean Absolute Error	0.144614
Mean Abs. Percent Error	183.1271
Theil Inequality Coefficient	0.450674
Bias Proportion	0.017239
Variance Proportion	0.007539
Covariance Proportion	0.975222



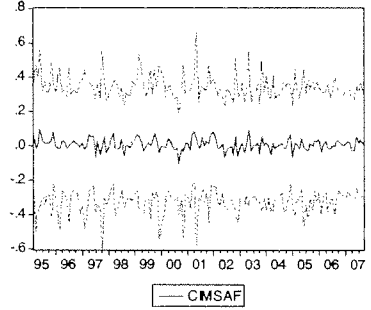
CIMSA AR 25 EGARCH DİNAMİK ÖNGÖRÜ



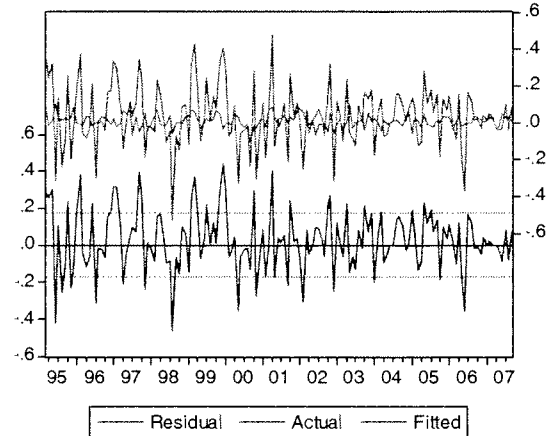
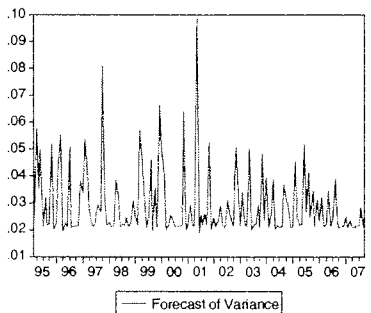
Forecast: CIMSAF	
Actual: CIMSA	
Forecast sample: 1993M02 2007M09	
Adjusted sample: 1995M03 2007M09	
Included observations: 151	
Root Mean Squared Error	0.176949
Mean Absolute Error	0.137304
Mean Abs. Percent Error	102.9197
Theil Inequality Coefficient	0.933666
Bias Proportion	0.041931
Variance Proportion	0.787197
Covariance Proportion	0.170872



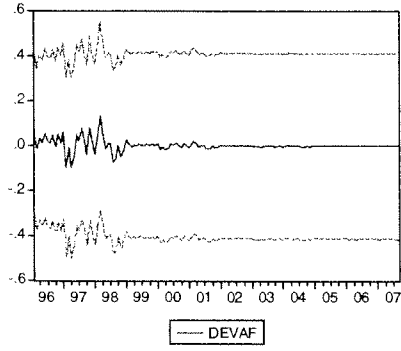
CIMSA AR 25 EGARCH STATİK ÖNGÖRÜ



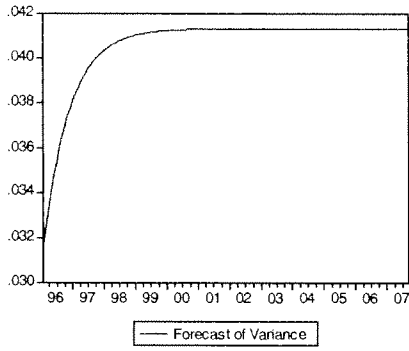
Forecast: CIMSAF	
Actual: CIMSA	
Forecast sample: 1993M02 2007M09	
Adjusted sample: 1995M03 2007M09	
Included observations: 151	
Root Mean Squared Error	0.171782
Mean Absolute Error	0.132944
Mean Abs. Percent Error	106.3200
Theil Inequality Coefficient	0.810990
Bias Proportion	0.029070
Variance Proportion	0.624941
Covariance Proportion	0.345988



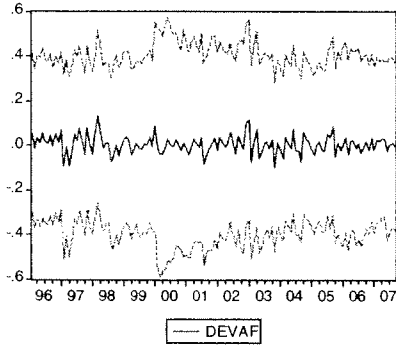
DEVA AR 36 için GARCH DİNAMİK ÖNGÖRÜ



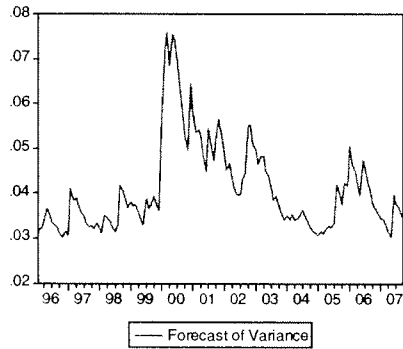
Forecast: DEVAF	
Actual: DEVA	
Forecast sample: 1993M02 2007M09	
Adjusted sample: 1996M02 2007M09	
Included observations: 140	
Root Mean Squared Error	0.204080
Mean Absolute Error	0.155119
Mean Abs. Percent Error	101.7405
Theil Inequality Coefficient	0.872977
Bias Proportion	0.021571
Variance Proportion	0.763474
Covariance Proportion	0.214956



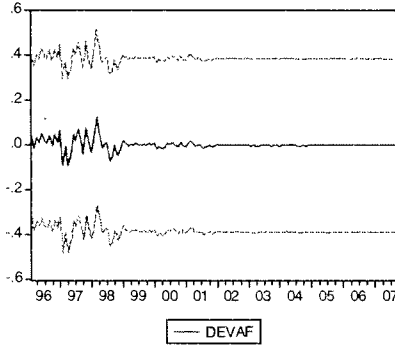
DEVA AR 36 İÇİN GARCH STATİK ÖNGÖRÜ



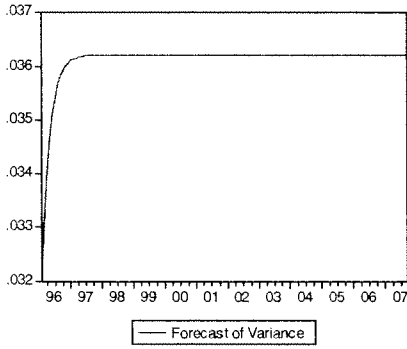
Forecast: DEVAF	
Actual: DEVA	
Forecast sample: 1993M02 2007M09	
Adjusted sample: 1996M02 2007M09	
Included observations: 140	
Root Mean Squared Error	0.203287
Mean Absolute Error	0.156304
Mean Abs. Percent Error	115.1925
Theil Inequality Coefficient	0.816739
Bias Proportion	0.018165
Variance Proportion	0.646132
Covariance Proportion	0.335703



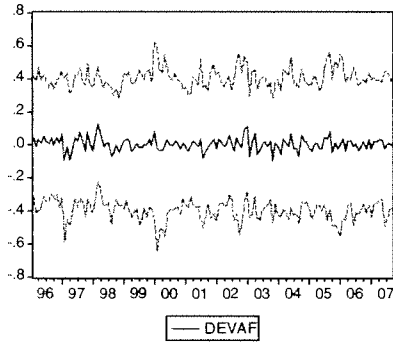
DEVA AR 36 için EGARCH DİNAMİK ÖNGÖRÜ



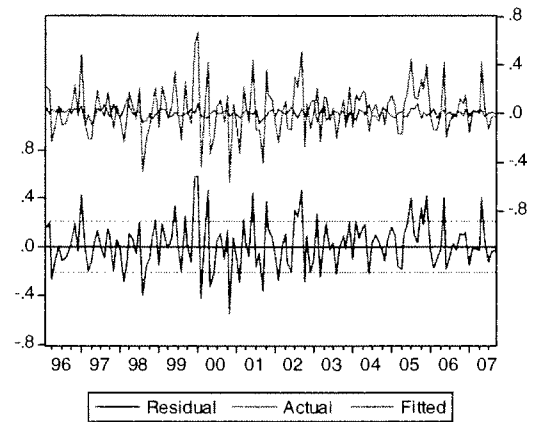
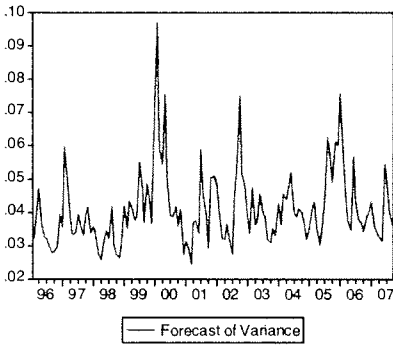
Forecast: DEVAF	
Actual: DEVA	
Forecast sample: 1993M02 2007M09	
Adjusted sample: 1996M02 2007M09	
Included observations: 140	
Root Mean Squared Error	0.204210
Mean Absolute Error	0.155207
Mean Abs. Percent Error	101.3738
Theil Inequality Coefficient	0.879810
Bias Proportion	0.021915
Variance Proportion	0.776674
Covariance Proportion	0.201411



DEVA AR 36 için EGARCH STATİK ÖNGÖRÜ



Forecast: DEVAF	
Actual: DEVA	
Forecast sample: 1993M02 2007M09	
Adjusted sample: 1996M02 2007M09	
Included observations: 140	
Root Mean Squared Error	0.203290
Mean Absolute Error	0.156224
Mean Abs. Percent Error	113.3431
Theil Inequality Coefficient	0.825200
Bias Proportion	0.018663
Variance Proportion	0.666206
Covariance Proportion	0.315132



Ek3: Çalışmada Kullanılan Senetlerin Korelogram Grafikleri

DEVA Senedi İçin Korelogram Grafiği

Date: 11/01/07 Time: 14:05
 Sample: 1993M02 2007M09
 Included observations: 176

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.015	0.015	0.0403	0.841	
2	-0.078	-0.078	1.1379	0.566	
3	0.033	0.036	1.3344	0.721	
4	-0.069	-0.097	2.7878	0.594	
5	-0.080	-0.072	3.9746	0.553	
6	-0.064	-0.079	4.7237	0.580	
7	0.063	0.059	5.4483	0.605	
8	-0.033	-0.052	5.6488	0.687	
9	0.018	0.021	5.7121	0.768	
10	0.062	0.031	6.4362	0.777	
11	-0.049	-0.045	6.9007	0.807	
12	-0.125	-0.126	9.9002	0.625	
13	-0.178	-0.188	15.972	0.251	
14	-0.080	-0.105	17.210	0.245	
15	0.116	0.103	19.817	0.179	
16	-0.028	-0.062	19.970	0.222	
17	0.009	-0.033	19.987	0.275	
18	0.215	0.164	29.176	0.046	
19	0.054	0.054	29.750	0.055	
20	-0.042	-0.014	30.101	0.068	
21	0.057	0.067	30.754	0.078	
22	-0.044	-0.034	31.143	0.093	
23	-0.066	-0.003	32.026	0.100	
24	-0.021	-0.042	32.120	0.124	
25	-0.005	-0.093	32.126	0.154	
26	-0.075	-0.120	33.313	0.153	
27	0.043	0.039	33.709	0.175	
28	0.068	0.038	34.693	0.179	
29	0.043	0.085	35.078	0.202	
30	0.040	0.077	35.423	0.228	
31	-0.073	0.013	36.580	0.226	
32	-0.069	-0.005	37.624	0.227	
33	-0.064	-0.090	38.519	0.234	
34	0.048	0.050	39.034	0.254	
35	-0.004	-0.014	39.036	0.293	
36	0.135	0.079	43.101	0.194	
37	0.069	-0.002	44.160	0.195	
38	0.008	0.007	44.176	0.227	
39	0.017	-0.031	44.241	0.260	
40	-0.049	0.012	44.901	0.277	
41	-0.113	-0.036	47.786	0.216	
42	-0.085	-0.035	49.492	0.199	
43	0.017	0.032	49.557	0.228	
44	0.020	0.024	49.651	0.258	

CİMSA Senedi İçin Korelogram Grafiği

Date: 11/12/07 Time: 19:49
 Sample: 1993M02 2007M09
 Included observations: 176

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.044	0.044	0.3429	0.558	
2	-0.030	-0.032	0.5068	0.776	
3	0.058	0.061	1.1080	0.775	
4	-0.029	-0.035	1.2580	0.868	
5	-0.100	-0.094	3.0969	0.685	
6	0.003	0.006	3.0983	0.796	
7	0.002	-0.001	3.0992	0.876	
8	-0.022	-0.012	3.1891	0.922	
9	0.103	0.100	5.1960	0.817	
10	0.001	-0.019	5.1962	0.878	
11	-0.047	-0.038	5.6120	0.898	
12	-0.069	-0.080	6.5214	0.888	
13	-0.030	-0.024	6.6920	0.917	
14	-0.148	-0.130	10.906	0.693	
15	-0.069	-0.056	11.827	0.692	
16	-0.013	-0.027	11.861	0.753	
17	-0.092	-0.096	13.537	0.700	
18	0.028	0.019	13.696	0.749	
19	0.002	-0.035	13.697	0.801	
20	-0.073	-0.074	14.778	0.789	
21	0.054	0.063	15.358	0.805	
22	0.088	0.064	16.933	0.767	
23	0.000	0.029	16.933	0.813	
24	-0.013	-0.019	16.970	0.850	
25	0.126	0.105	20.290	0.731	
26	-0.008	-0.014	20.304	0.777	
27	0.124	0.138	23.551	0.655	
28	0.040	-0.005	23.888	0.687	
29	0.026	0.028	24.029	0.728	
30	-0.028	-0.044	24.197	0.763	
31	-0.059	-0.105	24.953	0.770	
32	-0.099	-0.107	27.072	0.714	
33	0.006	0.022	27.080	0.756	
34	0.094	0.062	29.042	0.709	
35	-0.021	-0.007	29.138	0.746	
36	0.090	0.082	30.942	0.708	
37	0.086	0.090	32.609	0.675	
38	-0.011	0.024	32.636	0.715	
39	-0.119	-0.043	35.896	0.612	
40	-0.055	-0.029	36.801	0.624	
41	-0.131	-0.067	40.567	0.490	
42	-0.001	0.065	40.567	0.534	
43	0.038	-0.008	40.913	0.562	
44	-0.016	-0.032	40.975	0.602	

OTKAR Senedi İçin Korelogram Grafiği

Date: 03/11/08 Time: 22:28
 Sample: 1 148
 Included observations: 148

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.011	-0.011	0.0184	0.892
		2 0.041	0.041	0.2735	0.872
		3 -0.032	-0.031	0.4260	0.935
		4 -0.054	-0.056	0.8720	0.929
		5 -0.173	-0.173	5.5134	0.356
		6 0.018	0.016	5.5617	0.474
		7 0.043	0.056	5.8552	0.557
		8 -0.029	-0.042	5.9851	0.649
		9 0.132	0.112	8.7546	0.460
		10 0.046	0.029	9.0957	0.523
		11 -0.135	-0.142	12.031	0.361
		12 -0.048	-0.037	12.402	0.414
		13 -0.084	-0.077	13.559	0.406
		14 -0.156	-0.130	17.605	0.225
		15 0.046	0.051	17.960	0.265
		16 0.000	-0.056	17.960	0.326
		17 -0.048	-0.083	18.353	0.367
		18 0.155	0.142	22.468	0.212
		19 0.021	-0.034	22.546	0.258
		20 -0.135	-0.122	25.702	0.176
		21 0.080	0.127	26.828	0.177
		22 -0.079	-0.115	27.926	0.178
		23 0.022	0.084	28.010	0.215
		24 -0.085	-0.096	29.300	0.209
		25 0.074	-0.058	30.290	0.214
		26 -0.021	0.068	30.370	0.253
		27 0.187	0.134	36.819	0.098
		28 0.131	0.079	40.015	0.066
		29 -0.035	0.027	40.250	0.080
		30 0.068	0.057	41.110	0.085
		31 -0.083	-0.093	42.409	0.083
		32 -0.086	0.016	43.821	0.080
		33 0.038	0.057	44.105	0.094
		34 0.019	-0.021	44.179	0.113
		35 -0.059	-0.015	44.858	0.123
		36 0.069	-0.029	45.802	0.127
		37 0.045	-0.004	46.201	0.143
		38 -0.123	-0.049	49.256	0.104
		39 -0.149	-0.174	53.787	0.058
		40 -0.033	0.003	54.005	0.069
		41 -0.150	-0.071	58.696	0.036
		42 0.076	0.080	59.915	0.036
		43 -0.041	-0.097	60.264	0.042
		44 0.059	0.009	61.016	0.045

BRMEN Senedi İçin Korelogram Grafiği

Date: 12/04/07 Time: 21:52
 Sample: 1 44
 Included observations: 44

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.081	0.081	0.3065	0.590
		2 0.010	0.004	0.3115	0.856
		3 -0.039	-0.101	0.7979	0.850
		4 -0.047	-0.032	0.9116	0.923
		5 -0.206	-0.201	3.1133	0.683
		6 -0.123	-0.108	3.9142	0.688
		7 0.043	0.055	4.0172	0.778
		8 0.141	0.101	5.1288	0.744
		9 0.077	0.031	5.4697	0.792
		10 0.130	0.094	6.4687	0.774
		11 -0.070	-0.112	6.7704	0.817
		12 -0.162	-0.151	8.4281	0.751
		13 -0.094	-0.003	9.0016	0.773
		14 -0.190	-0.170	11.435	0.652
		15 -0.109	-0.091	12.268	0.659
		16 -0.064	-0.098	12.564	0.704
		17 0.305	0.219	19.519	0.300
		18 0.185	0.105	22.189	0.224
		19 0.097	0.044	22.952	0.239
		20 -0.055	-0.088	23.311	0.274