

**T. C.
ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İŞLETME ANABİLİM DALI**

**FİNANSAL PİYASALARDA VOLATİLİTE: İMKB
ÖRNEĞİ**

(DOKTORA TEZİ)

Cüneyt AKAR

BURSA 2006

T. C.
ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İŞLETME ANABİLİM DALI

FİNANSAL PİYASALARDA VOLATİLİTE: İMKB
ÖRNEĞİ

(DOKTORA TEZİ)

Cüneyt AKAR

Danışman
Prof. Dr. Sacit ERTAŞ

BURSA 2006

TC.
ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE

İşletme Anabilimdalında U2004461 numaralı Cüneyt AKAR'ın hazırladığı “Finansal Piyasalarda Volatilite: İMKB Örneği” konulu Doktora çalışması ile ilgili tez savunması/12/2006 günü-..... saatleri arasında yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin olduğuna..... ile karar verilmiştir.

Üye
(Tez Danışmanı ve Sınav Komisyonu Başkanı)

Üye

Üye

Üye

Üye

.../12/2006

ÖZET

Yazar : Cüneyt AKAR
Üniversite : Uludağ Üniversitesi
Anabilim Dalı : İşletme
Bilim Dalı :
Tezin Niteliği : Doktora Tezi
Sayfa Sayısı :
Mezuniyet Tarihi : / / 2006
Tez Danışmanı : Prof.Dr. Sacit ERTAŞ

FİNANSAL PİYASALARDA VOLATİLİTE: İMKB ÖRNEĞİ

Bu çalışmada finansal zaman serilerinin modelleme yöntemleri incelenerek, iktisadi krizlerin, yaz mevsiminin, ocak ayının ve haftanın günlerinin İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında gerek endekslerin gerekse bireysel hisse senetlerinin getirisini ve volatilitelerini nasıl etkilediği araştırılmaktadır. Ayrıca çalışmada asimetrinin ve geçmiş sapmaların etkileşimlerinin volatiliteye etkisi de incelenmiştir. Veri olarak İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın (İMKB), 02 Ocak 1990–29 Aralık 2004 tarihleri arasındaki günlük endeks ve bireysel hisse senetleri kullanılmıştır. Şokların asimetrik etkilerini dikkate alabilmek için ARMA-EGARCH, TAR-GARCH modelleri, geçmiş sapmaların etkilerini araştırmak için de CHARMA modeli yöntem olarak kullanılmıştır. Analizde 1994, Rusya ve 2001 iktisadi krizlerinin ve takvimsel faktörlerin etkileri uygun kukla değişkenler kullanılarak incelenmiştir. Çalışma sonuçları volatilitenin kriz dönemlerinde ve ocak ayında daha yüksek, yaz aylarında ise daha düşük olduğunu göstermektedir. İMKB'de negatif şokların pozitif şoklara göre daha fazla volatiliteye neden olduğu saptanmıştır. Ayrıca sonuçlar İMKB'de hisse senedi getiri volatilitelerinin sapmaların birinci ve ikinci gecikmeleri arasındaki etkileşime bağlı olduğunu göstermektedir ve gelişmekte olan finansal piyasalarda volatiliteler için CHARMA alternatifini sunmaktadır.

Anahtar Sözcükler

Volatiliteler, Asimetrik Volatiliteler, Krizler, Takvim Etkileri,
GARCH ARMA-EGARCH CHARMA TAR-GARCH

ABSTRACT

Yazar : Cüneyt AKAR
Üniversite : Uludağ Üniversitesi
Anabilim Dalı : İşletme
Bilim Dalı :
Tezin Niteliği : Doktora Tezi
Sayfa Sayısı :
Mezuniyet Tarihi : / / 2006
Tez Danışmanı : Prof.Dr. Sacit ERTAŞ

VOLATILITY IN FINANCIAL MARKETS: IMKB CASE

The purpose of this study is to investigate the modelling procedures of financial time series and the factors that affect stock returns and return volatility (such as economic crises, calendar effects) by using daily data of Istanbul Stock Exchange (ISE) from January 02, 1990 through December 29, 2004. Dummy variables representing economic crises are included into the models. In addition, summer effect, the day of the week effect and the January effect on stock returns and volatility are examined. Asymmetric volatility and the effects of interactions between past deviations on volatility are also investigated. To test the asymmetric effects of shocks ARMA-EGARCH and TAR-GARCH models are used. CHARMA model is estimated to test the effect of interactions between past deviations. Results show that volatility is high during the crisis and in January but low during the summer. Results also provide some evidence that negative shocks result in more volatility than positive shocks and volatility of stock returns in ISE depends on interactions between first two lagged deviations from average return. CHARMA model proposes another alternative to model volatility in emerging financial markets.

Anahtar Sözcükler

Volatility Asymmetric Volatility, Crises, Calendar effects,
GARCH ARMA-EGARCH CHARMA TAR-GARCH

ÖNSÖZ

Bu çalışma finansal piyasalarda volatilité kavramını daha önce incelenmemiş yönleriyle ele almaya çalışmıştır. Türkiye hisse senedi piyasasını konu alan volatilité çalışmalarında daha önce kullanılmamış bazı ekonometrik modeller bu çalışmada ilk kez oldukça uzun bir veri setiyle tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlar hem araştırmacılara hem de uygulamacılara faydalı olabilecek şekilde sunulmaya çalışılmıştır.

Çalışmanın başından sonuna kadar bana her konuda destek olan, büyük bir titizlikle yılmadan yazdıklarımı okuyup değerlendiren ve yapıcı eleştirileriyle bana yön veren danışmanım Prof. Dr. Sacit ERTAŞ' a sonsuz teşekkür ediyorum. Ayrıca lisansüstü eğitimim boyunca anlattıklarıyla ve yönlendirmeleriyle ufku genişleten tüm hocalarıma teşekkürü bir borç bilirim.

Bursa, 2006

Cüneyt AKAR

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
TEZ ONAY SAYFASI.....	ii
ÖZET.....	iii
ABSTRACT.....	iv
ÖNSÖZ	v
İÇİNDEKİLER.....	vi
KISALTMALAR.....	ix
TABLolar.....	x
ŞEKİLLER.....	xi
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

FİNANSAL ZAMAN SERİLERİNİ MODELLEME

1.1 Giriş.....	4
1.2 ARCH Modelleri.....	5
1.2.1 Temel Özellikleri.....	6
1.2.2 AR(p)-ARCH(q) ve Açıklayıcı Değişken Barındıran AR(p)-ARCH(q)	9
1.2.3 Parametre Tahmini.....	11
1.3 GARCH Modelleri.....	14
1.3.1 Temel Özellikleri.....	14
1.3.2 Parametre Tahminleri.....	16
1.4 Diğer GARCH Tipi Modeller.....	17
1.4.1 ARCH-M Modeli.....	17
1.4.2 Asimetrik ARCH Ailesi Modelleri.....	18
1.4.2.1 Üstel GARCH (EGARCH).....	18
1.4.2.2 GJR-GARCH.....	19
1.4.2.3 Eşikli Otoregresif GARCH (TAR-GARCH).....	20
1.4.3 IGARCH ve ARFIMA-GARCH.....	21
1.4.4 Koşullu Heteroskedastik Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri ..	22
1.5 Durağan ARMA-GARCH Modelleri.....	24
1.5.1 Temel Özellikleri.....	24
1.5.2 Parametre Tahminleri.....	25
1.6 Durağan olmayan ARMA-GARCH Modelleri.....	26
1.6.1 Temel Özellikleri ve Parametre Tahmini.....	26
1.7 Çok Değişkenli ARCH Ailesi Modelleri.....	26
1.7.1 Temel Özellikleri.....	26
1.7.2 Parametre Tahminleri.....	29

İKİNCİ BÖLÜM

FİNANSAL PİYASALARDA İKTİSADİ KRİZLERİN VE TAKVİMSEL FAKTÖRLERİN VOLATİLİTE VE GETİRİ ÜZERİNE ETKİSİ

2.1	Giriş.....	31
2.2	Literatür.....	32
2.3	Ekonometrik Model.....	34
2.4	Değişkenler ve Veriler	36
2.5	Tahmin Sonuçları.....	40
2.6	Sonuç.....	45

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

İKTİSADİ KRİZLERİN VE TAKVİMSEL FAKTÖRLERİN BİREYSEL HİSSE SENETLERİNİN GETİRİSİ VE VOLATİLİTESİ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ

3.1	Giriş.....	47
3.2	Literatür.....	48
3.3	Ekonometrik Model.....	50
3.4	Değişkenler ve Veriler.....	52
3.5	Tahmin Sonuçları.....	54
3.6	Sonuç.....	58

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

İMKB'DE TAR-GARCH İLE ASİMETRİK VOLATİLİTE MODELLEME UYGULAMASI

4.1	Giriş.....	67
4.2	Literatür.....	67
4.3	Veri ve Yöntem.....	68
4.4	Tahmin Sonuçları.....	70
4.5	Sonuç.....	71

BEŞİNCİ BÖLÜM

GELİŞMEKTE OLAN BİR PİYASA OLARAK İMKB'DE CHARMA MODELLEME UYGULAMASI

5.1	Giriş.....	72
5.2	CHARMA Modeli.....	73
5.3	Veri ve Yöntem.....	74
5.4	Tahmin Sonuçları.....	77
5.5	Sonuç.....	81

SONUÇ.....	82
KAYNAKLAR.....	85
EKLER.....	94
ÖZGEÇMİŞ.....	100

KISALTMALAR

AR	:	Otoregresif
ARCH	:	Otoregresif Koşullu Heteroskedastisiti
ARMA	:	Otoregresif Hareketli Ortalama
ARFIMA	:	Otoregresif Kesirli Entegre Hareketli Ortalama
CHARMA	:	Koşullu Heteroskedastik Otoregresif Hareketli Ortalama
EGARCH	:	Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Heteroskedastisiti
FGLS	:	Fizibil Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
GARCH	:	Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Heteroskedastisiti
GJR	:	Glosten-Jagannathan- Runkle
IGARCH	:	Entegre Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Heteroskedastisiti
IID	:	Bağımsız ve Özdeş Dağılım
İMKB	:	İstanbul Menul Kıymetler Borsası
MDH	:	Dağılım Karışımı Hipotezi
MLE	:	Maksimum Olabilirlik Tahmini
NID	:	Normal, Bağımsız ve Özdeş Dağılım
OLS	:	En Küçük Kareler
QMLE	:	Quasi Maksimum Olabilirlik Tahmini
TAR	:	Eşikli Otoregresif
VAR	:	Vektör Otoregresif
Vech	:	Vektör half

TABLÖLAR

Tablo 2.1: Kukla Deęişkenlerin Tanımları.....	37
Tablo 2.2: Sürekli Deęişkenlere İlişkin Özet İstatistiksel Bilgiler.....	38
Tablo 2.3: İMKB100 Getiri Serisi ADF Testi Sonuçları.....	39
Tablo 2.4: İMKB100 İşlem Hacmi Deęişim Serisi ADF Testi Sonuçları.....	40
Tablo 2.5: ARMA-EGARCH ve ARMA-EGARCH-M Tahmin Sonuçları....	41
Tablo 3.1: Bireysel Hisse Senetleri İçin Tahmin Sonuçları.....	60
Tablo 3.2: Bireysel Hisse Senetleri Tahmin Sonuçları Özet Bilgileri.....	66
Tablo 4.1: TAR-GARCH Modeli Tahmin Sonuçları.....	71
Tablo 5.1: İMKB100, İMKB50 ve İMKB30 Verilerinin Bazı Temel İstatistikleri	75
Tablo 5.2: İMKB100,İMKB50 ve İMKB30 Getirileri ADF Birim Kök Testleri.	77
Tablo 5.3: İMKB100,İMKB50 ve İMKB30 için CHARMA Tahmin Sonuçları...	78

ŞEKİLLER

Şekil 2.1: Gecelik Faiz Hadleri ve Krizler.....	37
Şekil 2.2: Fiyat,Getiri, İşlem Hacmi ve İşlem Hacmi Değişimi Serileri	39
Şekil 2.3: EGARCH Modeli Haber Etki Eğrisi.....	44
Şekil 2.4: EGARCH-M Modeli Haber Etki Eğrisi.....	45
Şekil 4.1: İMKB100 Günlük Kapanış ve Logaritmik Getiri Serileri.....	69
Şekil 5.1: İMKB100,İMKB50 ve İMKB30 Endeksleri Kapanış ve Getiri Serileri.	76
Şekil 5.2: Endeks Getirileri İçin Öngörülen Varyanslar.....	79

GİRİŞ

Lidyalıların icadından bu yana insanoğlunun en çok değer verdiği nesnelere biri olan para, en önemli fonksiyonu olan mübadele aracı olmasının yanında, bireyler tarafından tasarruf aracı olarak da kullanılmaktadır. Gerek fiziksel gerekse entelektüel emeğini üretime aktararak karşılığında para kazanan insanoğlu yeme, içme, barınma, güvenlik gibi zorunlu ihtiyaçları için para harcadıktan sonra eğer mümkünse kalan parasını da ileride karşılaşılabileceği beklenmedik harcamalarda kullanabilmek ve geleceğini garanti altına alabilmek adına tasarruf etmektedir. Tasarruf sahipleri, birikimlerin satınalma gücünü yitirmesini önlemek amacıyla ile, tasarruflarını döviz, borsa, faiz gibi çeşitli finansal araçları kullanarak değerlendirmektedir. Bu araçların hangisinin seçileceği konusunda karar verilirken çeşitli faktörler etkili olsa da genel olarak bireylerin riske karşı takındığı tavır önemli olmaktadır. Riski sevmeyen yatırımcılar daha çok risksiz faiz getirisi elde edebilecekleri finansal araçları kullanırken, riski seven ve belirli risklere katlanarak kazancını arttırmak isteyen yatırımcılar da borsada yatırım yapmayı tercih etmektedirler. Risk alarak kazanç sağlamayı hedefleyen yatırımcılar için, hisse senedi getirilerinin zaman içindeki değişimlerini bilmek yatırım zamanlamasını belirlemek için önemlidir.

Finansal araçların getirilerinde üzerinde titizlikle durulan konulardan biri volatilitedir. Volatilité bir değişkenin ortalamasına göre yüksek artış ve azalışlar göstermesi anlamında kullanılmaktadır. Finansal piyasalarda yüksek volatilité kavramı için “iyi” ya da “kötü” tanımlamasını yapmak doğru değildir. Yüksek volatilité daha fazla kazanç sağlama olasılığını doğurduğu için yatırımcıları özendirip likiditeyi arttırma gibi olumlu bir etki yapabilir. Öte yandan riski sevmeyen yatırımcıların talepleri de yüksek volatilité durumunda azalabilmektedir.

Son yıllarda teknolojik gelişmelere paralel olarak finansal verilerin elde edilmesi ve analiz edilmesi kolaylaşmıştır. Bunun yanında ekonometri literatüründe kendine has bazı özellikleri bulunan finansal zaman serilerinin modellenmesine

yönelik çalışmalar da artmıştır. Otoregresif Koşullu Heteroskedastisiti (ARCH) ve Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Heteroskedastisiti (GARCH) yöntemlerinin ortaya çıkmasıyla finansal zaman serilerinin modellenmesindeki gelişmeler hızlanmış, ampirik çalışmaların sayısı artmıştır. Bu konu üzerindeki ilginin artmasıyla da ARCH ve GARCH temelli çok sayıda yeni modelleme tekniği geliştirilmiştir.

Finansal piyasalarda, volatilité yatırım kararlarını etkileyen önemli bir faktördür. Bu nedenle, birçok çalışmada makroekonomik ve takvimsel faktörlerin, krizlerin ve piyasaya bilgi akışının volatilité üzerindeki etkileri değişik boyutları ile incelenmiştir.

Volatilité modellenmesinde dikkate alınan önemli bir faktör asimetrik volatilitedir. Pozitif ve negatif şokların volatilitéye aynı ölçüde etkide bulunmaması olarak tanımlanan asimetrik volatilité sık karşılaşılan bir durumdur. Birçok çalışmada negatif şokların pozitif şoklara göre daha fazla volatilitéye yol açtığı belirlenmiştir. Bu da volatilitenin pozitif ve negatif şoklara asimetrik tepkide bulunduğunu göstermektedir.

Keza, asimetrik volatilité dışında, finansal serilerin ortalamalarından sapmaların gecikmeli değerleri arasındaki etkileşimde volatilité üzerinde etkili olabilmektedir. Bunu dikkate alan çalışmaların sayısı oldukça sınırlıdır. Oysa özellikle, finansal getirilerin volatilitésinin böyle bir etkileşime bağlı olması beklenmektedir.

Bu çalışma toplam 5 bölümden oluşmaktadır. Çalışmanın ilk bölümünde makroekonomik zaman serilerinden daha farklı özelliklere sahip finansal zaman serilerinin modellenmesine yönelik teorik yaklaşımlar incelenmiştir. Öncelikle finansal zaman serilerinin temel özellikleri açıklanmış, daha sonra da bu serilerin modellenmesinde en sık kullanılan yöntemlerden olan ARCH-GARCH modelleri ve bu modellerin belirli eksikliklerini gidermek için ortaya çıkmış farklı volatilité modelleri incelenmiştir.

İkinci bölümde İMKB100 günlük verileri kullanılarak ekonomik krizlerin, takvimsel faktörlerin ve bilgi akışının volatilité ve getiri üzerindeki etkisi ARMA-

EGARCH ve ARMA-EGARCH-M çerçevesinde ele alınmaktadır. Bu model sayesinde hem asimetrik volatilité kavramı dikkate alınmış hem de risk faktörünün ortalama getiriye etkisi araştırılabilmektedir.

Üçüncü bölümde, İMKB100 endeksi içinde bulunan bireysel hisse senetleri mali, sınai ve hizmet hisseleri olarak üç kategoriye ayrılarak krizlerin, takvimsel faktörlerin ve bilgi akışının bireysel hisse senetlerinin volatilitesi ve getirisi üzerine etkisi araştırılmıştır. Bu yapılırken her bir hisse senedi için GARCH, GARCH-M, EGARCH ve EGARCH-M modelleri ayrı ayrı test edilerek en uygun model belirlenmeye çalışılmıştır.

Dördüncü bölümde İMKB100 endeksinin günlük verileri kullanılarak volatilitenin negatif ve pozitif şoklara nasıl tepki verdiği TAR-GARCH modeli vasıtasıyla araştırılmıştır. İMKB’ de asimetrik volatilité bu yöntemle ilk kez bu çalışmada incelenmiştir.

Beşinci bölümde ise gelişmekte olan bir finansal piyasa olan İMKB’de alternatif bir volatilité modelleme yöntemi olarak CHARMA modeli uygulanmış ve bu sayede sapmaların gecikmeli değerleri arasındaki etkileşimin volatilitéyi nasıl etkilediği incelenmiştir. İMKB100, İMKB50 ve İMKB30 endeksi günlük verileri kullanılarak her üç endeks için ayrı modeller oluşturulmuştur. CHARMA yaklaşımı ilk kez bu çalışma ile İMKB getiri volatilitésinin modellenmesinde kullanılmıştır.

BÖLÜM 1

FİNANSAL ZAMAN SERİLERİNİ MODELLEME

1.1 Giriş

Finansal ekonomi, genel olarak sosyal bilimlerde özel olarak da ekonominin diğer dalları arasında belki de en fazla ampirik olan disiplindir. Finansal pazarlar uygulamalı olarak büyümüş, global ekonominin gelişiminde ve istikrarında önemli bir rol oynamıştır. Finansal ekonomi ampirik olmasına rağmen, neredeyse tamamıyla deneysel olmayan bir disiplindir. Bu nedenle finansal ekonomistler çalışmalarında ekonometrik yöntemleri kullanmaktadırlar. Ekonometri diğer bütün ekonomi dalları için de gerekli ve önemlidir. Ancak, ekonometrinin kullanımı açısından finansal ekonomiyi diğer branşlardan ayıran en önemli özellik, belirsizliğin hem finansal teoride hem de uygulamada rol almasıdır (Campell, Lo ve MacKinlay 1997: 10).

Ekonometrinin finansal ekonomide kullanımı daha fazla bir çalışmayı ve ilave yöntemlerle modelleme yapılmasını gerekli kılmaktadır. Zira finansal zaman serileri diğer makro ekonomik zaman serilerinden farklı olarak çok sayıda özelliği ve ek sorunu karşımıza çıkarmaktadır (Harris ve Sollis 2003:213, Tsay 2002:80):

1. Finansal zaman serileri çoğu zaman makro ekonomik zaman serilerinden daha yüksek frekansta mevcuttur.
2. Çoğu yüksek frekanslı finansal zaman serileri “uzun-bellek” (birbirinden uzakta olan gözlemler arasında istatistiksel olarak anlamlı korelasyonların var olması) özelliği göstermektedir.
3. Birçok finansal zaman serisi verileri zaman içinde değişen volatiliteye veya “heteroskedastisite”ye sahiptir.¹ Bir finansal varlığa yapılan yatırımdan elde edilen getirilere ilişkin zaman serisi verileri incelendiğinde, tipik olarak, yüksek

¹ Koşullu varyans belirli bir zamanda mevcut bilgi kümesine koşullu olarak elde edilen varyansı ifade etmektedir. Koşulsuz (uzun dönem) varyansı sabitken koşullu varyansı değişen zaman serilerine koşullu heteroskedastik adı verilmektedir. Varlık getirisi zaman serileri genelde böyle bir stokastik yapı sergilemektedir.

volatilite dönemlerini düşük volatilite dönemlerinin izlediği, başka bir deyişle, uç değerlerin bir kümesinde sonra uç olmayan değerler kümesi gözlenmektedir.

4. Koşullu varyans sonsuza gitmeyerek belirli sınırlar içinde değişir.
5. Koşullu varyans pozitif ve negatif şoklara farklı tepkiler gösterebilir.

Koşulu heteroskedastisiti kavramını ilk kez kullanan ve Finansal Ekonometri disiplininin temellerini atan Engle (1982) bir zaman serisinin koşullu varyansını geçmiş şokların bir fonksiyonu olarak ifade eden bir model önermiştir. Buna otoregresif koşullu heteroskedastik model (ARCH modeli) adı verilmektedir. Model iktisadi değişkenlerin volatilitelerini içeren sorunları titiz ve detaylı bir şekilde ampirik olarak inceleme olanağı sağlamaktadır. ARCH modelinin başlangıçtaki uygulamaları enflasyon oranına ilişkin zaman serilerine yönelik olmasına karşın, daha sonra model özellikle finansal ekonometride çok popüler bir model olmuştur.

Bir finansal varlığa yapılan yatırımdan elde edilen getirilerin zaman serisine uygulandığında, koşullu varyans kavramı, doğal olarak, varlıkla ilişkili zaman içinde risk olarak yorumlanabilmektedir. Dolayısı ile ARCH modeli bir zaman serisinin koşullu varyansının elde edilmesine olanak sağlamanın ötesinde koşullu varyansın gelecekteki değerlerinin öngörülmesine de imkân vermektedir. Bir hisse senedinin veya bir menkul kıymetler piyasası indeksine ilişkin riskin tahmin edilmesi ve onun gelecekteki değerlerinin öngörülmesi bir zaman serisi modelinin çok cazip özellikleri olmaktadır.

1.2 ARCH Modelleri

Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH modelleri ekonometrisyenlere belirli bir zamanda serilerin varyansını tahmin etme imkânını tanıyan, koşullu varyansın zamanla değişimine izin veren, ancak koşulsuz varyansı sabit kabul eden yöntemlerdir. Varyansı risk ölçüm aracı olarak kullanan teorik modeller koşullu varyans kullanılarak test edilebildiği için ARCH modelleri oldukça popüler olmuş ve geniş bir uygulama alanı bulmuştur.

1.2.1 Temel Özellikleri

ARCH modellerinin temel özelliklerini anlatabilmek için konuyu önce çok basit birinci mertebeden bir otoregressif zaman serisi modeli, yani AR(1), çerçevesinde, ele almak uygun olacaktır. AR(1) modeli aşağıdaki gibi gösterilebilir:²

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (1.1)$$

burada $t=1,2,\dots,T$, $u_t \sim IID(0, \sigma^2)$ ve $|\rho| < 1$ olduğu varsayılmaktadır. $IID(0, \sigma^2)$, rassal değişkeninin sıfır ortalama ve σ^2 varyansla bağımsız ve özdeş olarak dağıldığını göstermektedir.

Denklem (1.1) $Ly_t = y_{t-1}$ olmak üzere L gecikme operatörü kullanılarak tekrar yazılırsa $y_t = [1/(1-\rho L)]u_t$ elde edilir. $1/(1-\rho L) = (1 + \rho L + \rho^2 L^2 \dots)$ eşitliği kullanılarak denklem (1.1)

$$y_t = u_t + \rho u_{t-1} + \rho^2 u_{t-2} + \dots \quad (1.2)$$

olarak ifade edilirse, u_t 'nin bağımsız ve özdeş dağılan bir rassal değişken olduğu bilgisi de kullanılarak y_t 'nin koşulsuz ortalaması

$$E(y_t) = 0$$

olur. Koşulsuz varyans ve kovaryans aşağıdaki gibi bulunabilir:

$$\begin{aligned} E(y_t^2) &= E[(u_t + \rho u_{t-1} + \rho^2 u_{t-2} + \dots)^2] \\ &= \sigma^2(1 + \rho^2 + \rho^4 + \dots) = \frac{\sigma^2}{1 - \rho^2} \end{aligned}$$

² AR(1) modeli daha genel olarak $y_t = \rho_0 + \rho_1 y_{t-1} + u_t$ şeklinde ifade edilir. Basitliği sağlamak için sabit terim ρ_0 dikkate alınmamıştır. ρ_0 'nın model dışında bırakılması burada ulaşılan sonuçları hiçbir şekilde etkilememektedir.

$$\begin{aligned}
E(y_t, y_{t-s}) &= E[(u_t + \rho u_{t-1} + \rho^2 u_{t-2} + \dots)(u_{t-s} + \rho u_{t-s-1} + \rho^2 u_{t-s-2} + \dots)] \\
&= \sigma^2 \rho^s (1 + \rho^2 + \rho^4 + \dots) = \frac{\sigma^2 \rho^s}{1 - \rho^2}
\end{aligned}$$

Özetle, $[y_t]$ sürecinin ortalama, varyans ve kovaryansı sabittir. Bu özelliklere sahip zaman serilerine kovaryans durağan veya zayıf durağan adı verilmektedir. Bu çalışmada bu tür süreçlere kısaca durağan olarak atıfta bulunacağız.

Öte yandan $t-1$ anında mevcut olan bilgi kümesi koşullanmasıyla elde edilen ortalama anlamına gelen y_t 'nin koşullu ortalaması şöyle ifade edilebilir:

$$E(y_t | \Omega_{t-1}) = \rho y_{t-1}$$

burada $t-1$ zamanında mevcut olan bilgi kümesi Ω_{t-1} ile gösterilmiştir. y_t 'nin koşullu varyansı ise

$$\begin{aligned}
\text{var}(y_t | \Omega_{t-1}) &= E(u_t^2 | \Omega_{t-1}) \\
&= \sigma^2
\end{aligned}$$

olmaktadır (Haris ve Sollis 2003:216). Görüldüğü gibi y_t 'nin koşullu ortalaması zamanla değişirken, koşulsuz ortalaması sabit kalmaktadır.

Hata terimi u_t 'nin koşullu varyansı için Engel tarafından önerilen model şöyle ifade edilebilir:

$$u_t = \varepsilon_t \sqrt{h_t} \tag{1.3}$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \tag{1.4}$$

burada $\varepsilon_t \sim IID(0,1)$, koşullu varyansın pozitif olmasını garanti altına alabilmek ve otoregresif sürecin kararlılığını sağlamak için $\alpha_0 > 0$ ve $0 < \alpha_1 < 1$ olduğu varsayılmaktadır. u_t 'nin koşulsuz ortalaması;

$$E(u_t) = E(\varepsilon_t)E[(h_t)^{1/2}] = 0$$

ve u_t 'nin koşulsuz varyansı:

$$\begin{aligned} \text{var}(u_t) &= E\left[\{u_t - E(u_t)\}^2\right] = E(u_t^2) \\ &= E(\varepsilon_t^2)E(\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2) \\ &= \alpha_0 + \alpha_1 E(u_{t-1}^2) \\ &= \alpha_0 / (1 - \alpha_1) \end{aligned}$$

olarak bulunur.³ Benzer şekilde u_t 'nin koşullu ortalamasının da

$$E(u_t | \Omega_{t-1}) = E(\varepsilon_t | \Omega_{t-1})h_t^{1/2} = 0$$

olduğu bulunur. Sanki $[u_t]$ sürecinin özelliklerinin (1.3) ve (1.4)'te yapılan tanımlar tarafından etkilenmemiş gibi görünmektedir. Gerçekte bu tanımın tüm etkisi u_t 'nin koşullu varyansı üzerine düşmektedir:

$$\begin{aligned} \text{var}(u_t | \Omega_{t-1}) &= E(u_t^2 | \Omega_{t-1}) \\ &= E(\varepsilon_t^2 | \Omega_{t-1})h_t \\ &= \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \end{aligned}$$

u_t 'nin koşullu varyansı gerçekleşen u_{t-1}^2 'ye bağlıdır.

ARCH(1) modelinde koşullu varyans hata teriminin bir gecikmesinin karesine bağlı bir fonksiyondur. Ayrıca burada $\alpha_0 > 0$ ve $0 < \alpha_1 < 1$ koşulunun sağlanması gerektiği unutulmamalıdır. Bu parametrelerden herhangi birinin negatif olması koşullu varyansın negatif tahmin edilebilme olasılığını doğurur ki; bu da teorik olarak mümkün değildir.

³ Bu sonuç bulunurken $E(u_t) = 0$, $E(\varepsilon_t^2) = 1$ eşitliklerinden faydalanılmıştır. Ayrıca $\alpha_0 + \alpha_1 E(u_{t-1}^2)$ ifadesinde $E(u_{t-1}^2)$ terimi benzer şekilde tekrar yerine konmuş ve ifade geometrik seri şeklinde yazılmıştır.

y_t 'nin denklem (1.1), u_t 'nin denklem (1.3) ve (1.4) tarafından üretildiği düşünülürse bu üç denklem birleştirilirse, aşağıdaki AR(1)-ARCH(1) modeline ulaşılır:

$$\begin{aligned} y_t &= \rho y_{t-1} + u_t \quad u_t \sim IID(0, \sigma^2), \quad |\rho| < 1 \\ u_t &= \varepsilon_t h_t^{1/2} \quad \varepsilon_t \sim IID(0, 1) \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad \alpha_0 > 0, \quad 0 < \alpha_1 < 1 \end{aligned} \quad (1.5)$$

AR(1)-ARCH(1) modelinde y_t 'nin koşullu ortalaması

$$E(y_t | \Omega_{t-1}) = \rho y_{t-1}$$

ve koşullu varyansı:

$$\begin{aligned} \text{var}(y_t | \Omega_{t-1}) &= E(u_t^2 | \Omega_{t-1}) \\ &= \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \end{aligned}$$

olmaktadır. y_t 'nin koşullu varyansı hata terimi karesinin bir gecikmesinin fonksiyonudur.

1.2.2 AR(p)-ARCH(q) ve Açıklayıcı Değişken Barındıran AR(p)-ARCH(q) Modelleri

Yukarıda açıklanan basit ARCH modelleri yüksek mertebeden AR-ARCH modellerine ya da içinde açıklayıcı değişken barındıran ARCH modellerine genişletilebilir. Örneğin p mertebesinden bir AR süreci izleyen ortalama denklemi ve q mertebesinden bir koşullu varyans süreci izleyen AR(p)-ARCH(q) modeli denklem (1.6), (1.7) ve (1.8) deki gibi gösterilebilir.

$$y_t = \sum_{i=1}^p \rho_i y_{t-i} + u_t \quad (1.6)$$

$$u_t = \varepsilon_t h_t^{\frac{1}{2}} \quad \varepsilon_t \sim IID(0, 1) \quad (1.7)$$

$$h_t = \left(\alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 \right) \quad (1.8)$$

ARCH modeli ekzojen açıklayıcı değişkenlerin eklenmesiyle içinde açıklayıcı değişken barındıran AR(p)-ARCH(q) modeli olarak da ifade edilebilir.

İçinde açıklayıcı değişken barındıran AR(p)-ARCH(q) modeli denklem (1.9), (1.10) ve (1.11)' da gösterilmiştir.

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \phi_i x_{it} + u_t \quad (1.9)$$

$$u_t = \varepsilon_t h_t^{1/2}, \quad \varepsilon_t \sim IID(0,1) \quad (1.10)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 \quad (1.11)$$

burada x_{it} 'ler ekzojen açıklayıcı değişkenleri temsil etmektedir.

Finansal zaman serisi analizlerinde çeşitli açıklayıcı değişkenlerin yanında gün etkisi, mevsim etkisi, ay etkisi, iktisadi ve finansal krizlerin etkisi gibi finansal pazarlarda önemli olan bazı özellikleri yakalayabilmek ve bu etkileri gözlemleyebilmek amacıyla hem koşullu ortalama hem de koşullu varyans denklemlerine çeşitli kukla değişkenler dahil edilebilir. Denklem (1.12),(1.13) ve (1.14) böyle bir modeli göstermektedir.

$$y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \phi_i x_{it} + \sum_{l=1}^m \varphi_l D_{lt} + u_t \quad (1.12)$$

$$u_t = \varepsilon_t h_t^{1/2} \quad \varepsilon_t \sim IID(0,1), \quad u_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (1.13)$$

$$h_t = \left(\alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{r=1}^s \gamma_r x_{rt} + \sum_{l=1}^m \delta_l D_{lt} \right) \quad (1.14)$$

burada D 'ler 1 ve 0 değerleri alan kukla değişkenleri temsil etmektedir.

ARCH modelinin birçok avantajı olduğu gibi bazı zayıf yönleri de bulunmaktadır (Tsay, 2002: 86).

1. Model pozitif ve negatif şokların volatilité üzerinde aynı etkiyi yaptığını varsaymaktadır. Çünkü volatilité önceki şokların karelerine bağılı olduğu için negatif veya pozitif olması önemli değildir. Pratikte ise hisse senedi fiyatlarının pozitif ve negatif şoklara farklı şekilde cevap verdiğini bilmekteyiz.
2. ARCH modeli oldukça sınırlayıcı bir modeldir. Koşullu varyansın negatif olmama gibi bazı özelliklerini sağlayabilmek için $\alpha_0 > 0$ ve $0 < \alpha_1 < 1$ gibi kısıtlamalar gerekmektedir. Yüksek mertebe ARCH modelleri için bu kısıtlamalar çok daha karmaşık hale gelmektedir.
3. ARCH modeli finansal zaman serilerindeki değişimin kaynağını açıklamaya yönelik yeni bir anlayış getirmemektedir.
4. ARCH modelleri volatilitéyi yüksek tahmin etme eğilimindedir. Çünkü bu modeller getirilere uygulanan büyük izole şoklara yavaş cevap vermektedir. Bir başka deyişle ARCH modelinde getirilere uygulanan şoklar volatilité üzerindeki etkisini hemen yitirmemekte uzun süre etkisini sürdürmektedir.

1.2.3 Parametre Tahmini

ARCH modeli (1.7)-(1.8)'in parametrelerinin olağan en küçük kareler (OLS) tahmini tutarlı olmasına karşın maksimum olabilirlik tahmini (MLE) daha etkindir. Çünkü MLE ile tahmin edilen parametreler kütle karıştlarına daha hızlı yakınsaklaşmaktadır. Engle (1982), basit ARCH(1) modeli için OLS'ye kıyasla MLE'nin kullanımının sağladığı etkinlik kazancını hesaplamıştır. Buna dayanarak Engel gecikmeli kalıntı karelerinin önündeki katsayı birime yaklaştıkça en çok olabilirlik kullanımından sağlanan etkinlik kazancının çok büyük olabileceğini ileri sürmektedir.

Denklem (1.6)-(1.8) ile tanımlanan AR(p)-ARCH(q) modelinin maksimum olabilirlik yöntemiyle tahmininde u_t 'nin normal dağıldığı varsayımı altında birleşik olasılık yoğunluk fonksiyonu denklem (1.15)'de gösterilmiştir.

$$f(u_1, \dots, u_T | \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\rho}) = f(u_T | \Omega_{T-1}) f(u_{T-1} | \Omega_{T-2}) \dots f(u_{q+1} | \Omega_q) f(u_1, \dots, u_q | \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\rho})$$

$$= \prod_{t=q+1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi h_t}} e^{-\frac{u_t^2}{2h_t}} \times f(u_1, \dots, u_q | \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\rho}) \quad (1.15)$$

burada $\boldsymbol{\alpha} = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_q)'$ koşullu varyans denkleminin parametrelerinden oluşan vektörü, $\boldsymbol{\rho} = (\rho_0, \rho_1, \dots, \rho_p)'$ ortalama denklemin parametrelerinden oluşan vektörü, $f(u_1, \dots, u_q | \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\rho})$, u_1, \dots, u_q 'nin $\boldsymbol{\alpha}$ ve $\boldsymbol{\rho}$ 'ya koşullu birleşik olasılık yoğunluk fonksiyonunu, T örneklem büyüklüğünü, Ω mevcut bilgi setini göstermektedir. $f(u_1, \dots, u_q | \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\rho})$ olasılık dağılımının kesin biçimini belirlemek oldukça zor olduğundan özellikle örneklem büyüklüğü yeterince genişse bu terim fonksiyondan düşürülür ve olabilirlik fonksiyonu denklem (1.16) şeklinde ifade edilir.

$$L(\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\rho} | u_1, \dots, u_q, u_{q+1}, \dots, u_T) = \prod_{t=q+1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi h_t}} e^{-\frac{u_t^2}{2h_t}} \quad (1.16)$$

Denklem (1.16) deki olabilirlik fonksiyonu maksimize edilerek elde edilen tahminler normallik varsayımı altında koşullu maksimum olabilirlik tahminleri (MLE) olarak adlandırılır.

Koşullu olabilirlik fonksiyonunun maksimize edilmesi aynı zamanda bu fonksiyonun logaritmasının maksimize edilmesiyle eşdeğerdir (Tsay 2002: 88). Çünkü logaritma fonksiyonu monoton artan bir fonksiyon olduğundan hem olabilirlik hem de logaritmik olabilirlik fonksiyonunu maksimum yapan değer aynıdır. Fonksiyonun logaritmasını maksimize etmek kendisini maksimize etmekten daha kolay olmaktadır. Bu nedenle olabilirlik fonksiyonunun logaritması alınarak koşullu logaritmik olabilirlik fonksiyonu denklem (1.17)'daki gibi elde edilebilir.

$$l(\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\rho} | u_1, \dots, u_q, u_{q+1}, \dots, u_T) = \sum_{t=q+1}^T -\frac{1}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln(h_t) - \frac{1}{2} \frac{u_t^2}{h_t} \quad (1.17)$$

Denklem (1.17) elde edilirken çarpımın logaritmasının ayrı ayrı çarpanların logaritmaları toplamına eşit olduğu kuralı kullanılmıştır. Denklem (1.17)'nin ilk terimi $\ln(2\pi)$ herhangi bir parametre içermediği için fonksiyondan düşürülürse logaritmik olabilirlik fonksiyonu denklem (1.18) haline gelir.

$$l(\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\rho} | u_1, \dots, u_q, u_{q+1}, \dots, u_T) = - \sum_{t=q+1}^T \left[\frac{1}{2} \ln(h_t) + \frac{1}{2} \frac{u_t^2}{h_t} \right] \quad (1.18)$$

Bu fonksiyonu maksimum yapmak için gerekli birinci mertebe koşullar, yani $\partial l / \partial \boldsymbol{\alpha} = 0$ ve $\partial l / \partial \boldsymbol{\rho} = 0$, doğrusal olmayan fonksiyonlardır.

Logaritmik maksimum olabilirlik fonksiyonu belirlendikten sonra asimptotik etkin tahminleri elde edebilmek için en küçük kareler (OLS) ya da fizibil genelleştirilmiş en küçük kareler (FGLS) yönteminden faydalanan iteratif bir yaklaşım kullanılabilir. Ancak son yıllarda OLS veya GLS iteratif yaklaşımını kullanmaktansa pek çok ekonometrisyen olabilirlik fonksiyonunu maksimum yapacak numerik optimizasyon algoritmalarını kullanmaktadırlar. Bu algoritmalar hem koşullu ortalama hem de koşullu varyans parametrelerini eş anlı olarak araştırarak olabilirlik fonksiyonunu maksimum yapmaya çalışmaktadırlar (Harris ve Sollis 2003:227).

Logaritmik maksimum olabilirlik fonksiyonunun şekli ε_t 'nin dolayısıyla da u_t ve y_t 'nin varsayılan olasılık dağılımına bağlıdır. Denklem (1.15)' den denklem (1.18)'e kadar anlatılan tahmin prosedürü normallik varsayımı altında gerçekleştirilmiştir. Eğer gerçekte ε_t dağılımı dolayısıyla da koşullu u_t ve y_t dağılımı normal değilse, normallik varsayımı altında elde edilen koşullu ortalama ve koşullu varyans denkleminin maksimum olabilirlik tahminleri etkin değildir. Gerçekte dağılım normal olmadığı halde normal varsayılması durumunda maksimum olabilirlik tahminleri quasi-maksimum olabilirlik tahminleri olarak adlandırılırlar.

Bu tahmincilerin tutarlı, ancak etkin olmadıkları Weiss (1986), Bollerslev ve Wooldridge (1992) tarafından gösterilmiştir.

Finansal zaman serilerinde sıklıkla görülen basıklık ve çarpıklık gibi normallik varsayımını bozan durumlara çeşitli çözümler getirilebilir. Örneğin maksimum olabilirlik fonksiyonu oluşturulurken basıklığa izin verebilmek için student-t dağılımı kullanılabilir. Hem basıklık hem de çarpıklığa izin verebilmek içinse Fernandez ve Steel (1998) çarpık student-t (skewed student-t) dağılımını önermişlerdir.

1.3 GARCH Modelleri

ARCH modelini pratikte tahmin ederken karşılaşılan en önemli zorluklardan biri koşullu varyans için çok sayıda hata terimi karesi gecikmesinin istatistiksel olarak anlamlı çıkması, dolayısıyla koşullu varyans modellenirken çok sayıda parametreye ihtiyaç duyulmasıdır. Bu nedenle Bollerslev (1986) Engel' in orijinal çalışmasını ilerleterek, Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modelini geliştirmiştir.

1.3.1 Temel Özellikleri

Doğrusal ARCH(q) uygulamalarının çoğunda koşullu varyans denkleminin yeterli bir şekilde tanımlanabilmesi için gecikme sayısını oldukça büyük alınması gerekmektedir. Buna alternatif olarak daha esnek bir gecikme yapısını Bollerslev (1986) ortaya koymuştur. Bollerslev (1986), hata karelerinin gecikmeleri yanında koşullu varyansın gecikmelerini de koşullu varyans denklemine dahil ederek GARCH(q,s) modelini, yani koşullu varyans denklemini, aşağıdaki gibi sunmuştur.

$$\begin{aligned} u_t &= \varepsilon_t h_t^{1/2} \\ h_t &= \left(\alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j h_{t-j} \right) \end{aligned} \quad (1.19)$$

burada $\varepsilon_t \sim NID(0,1)$ ⁴ $s \geq 0$, $q > 0$, $\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$. Gecikme operatörü $L, (Lu_t = u_{t-1})$ kullanılarak denklem (1.19) düzenlenirse, denklem (1.20) elde edilir.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha(L)u_t^2 + \beta(L)h_t \quad (1.20)$$

burada $\alpha(L)$ ve $\beta(L)$ gecikme polinomları aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$\begin{aligned} \alpha(L) &= \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots + \alpha_q L^q \\ \beta(L) &= \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_s L^s \end{aligned}$$

Denklem (1.20)'da tekrar düzenlenirse

$$\begin{aligned} (1 - \beta(L))h_t &= \alpha_0 + \alpha(L)u_t^2 \\ h_t &= (1 - \beta(L))^{-1} \alpha_0 + (1 - \beta(L))^{-1} \alpha(L)u_t^2 \\ h_t &= \alpha_0 (1 - \sum_{j=1}^s \beta_j)^{-1} + \sum_{i=1}^{\infty} \omega_i u_{t-i}^2 \end{aligned} \quad (1.21)$$

elde edilir, burada $\omega_i = \alpha_i + \sum_{l=1}^n \beta_l \omega_{i-l}$, $i = 1, \dots, q$ ve $n = \min\{p, i-1\}$. Denklem (1.20)'deki işlemlerin yapılabilmesi için $1 - \beta(L) = 0$ denkleminin kökleri birim çemberin dışında olması gerekir. Yine bu denklem bize GARCH(q, s) sürecinin sonsuz uzunlukta bir ARCH süreci olarak ifade edilebileceğini göstermektedir. Bu sonuç durağan yüksek mertebeden bir ARCH süreci yerine en uygun q ve düşük mertebeden s seçilerek GARCH(q, s) modellemesi yapılabileceğini göstermektedir. Bollerslev (1986) GARCH(q, s) sürecinin sadece $\alpha(1) + \beta(1) < 1$ olması durumunda zayıf durağan olduğunu ispatlamıştır (Harris ve Sollis 2003:221).

GARCH modelleri ampirik modellemede oldukça kullanışlı olduğu için çoğu zaman ARCH modeline tercih edilmiştir. Ancak GARCH modellerinin finansal zaman serilerinin modellemesinde kusursuz olduğunu söylemek yanlış olacaktır. Nitekim Nelson (1991) GARCH modelinin bazı eksiklerini vurgulamıştır.

⁴ Sıfır ortalamalı ve 1 varyanslı bağımsız ve özdeş normal dağılımı ifade etmektedir.

GARCH modelleri hata terimlerinin sadece büyüklüğünün koşullu varyansı belirlediğini, negatif ya da pozitif olmasının önemli olmadığını varsaymaktadır. Denklem (1.19)'incelendiğinde bunu rahatlıkla gözlemek mümkündür. Çünkü koşullu varyans sadece u_t^2 ve h_t 'nin gecikmeli değerlerine bağlıdır. Bu da u_t 'nin işaretindeki değişimin koşullu varyansı kesinlikle etkilemeyeceğini göstermektedir. Burada belirleyici olan işaret değil büyüklüktür. Dolayısıyla GARCH modeli asimetric etkileri ihmal etmektedir. Özellikle hisse senedi fiyatlama ve finansal getirilerin modellenmesi çalışmalarında asimetric etkilere izin veren modellere ihtiyaç duyulmaktadır.

GARCH modelinde koşullu varyansın negatif olmaması koşulunu sağlamak için parametrelere kısıtlamaların uygulanması gerekliliği GARCH modellerinin tahminini zorlaştırmaktadır.

GARCH modelinin bir dezavantajı da şokların koşullu varyans üzerindeki ısrarcılığının (persistence) yorumlanmasıyla ilgilidir. Getiri volatilitésinin zaman serisi özellikleri arasında üzerinde durulması gereken en önemli noktalardan biri, şokların koşullu varyans üzerindeki etkilerini ne kadar süre devam ettirdikleridir. Eğer şoklar etkisini sonsuza kadar ya da çok uzun süre devam ettiriyorsa, bu şokların uzun ömürlü sermaye yatırımları üzerinde anlamlı etkileri olması mümkündür. Doğrusal modellerde şokların ısrarcılığını belirlemek kolay olsa da GARCH modelinde bu durum daha zordur. GARCH modelinin tipine göre şoklar bazen ısrarcı olurken bazen etkisini yitirebilir.

1.3.2 Parametre Tahminleri

GARCH modeli parametre tahminleri için izlenecek prosedür ARCH modeli tahminlerinin neredeyse aynıdır. $\varepsilon_t \sim NID(0,1)$ varsayımı sayesinde maksimum olabilirlik tahmini için olabilirlik fonksiyonunun belirlenmesi oldukça kolaydır. Logaritmik olabilirlik fonksiyonu, ARCH modeli için yapılan işlemler takip edilerek denklem (1.18) gibi bulunabilir. Bu denklem (1.22)'de tekrar sunulmuştur.

$$l(\mathbf{a}, \mathbf{p} | u_1, \dots, u_q, u_{q+1}, \dots, u_T) = - \sum_{t=q+1}^T \left[\frac{1}{2} \ln(h_t) + \frac{1}{2} \frac{u_t^2}{h_t} \right] \quad (1.22)$$

GARCH parametre tahmininde de amaç $l(\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\rho} | u_1, \dots, u_q, u_{q+1}, \dots, u_T)$ olabilirlik fonksiyonunu maksimum yapacak parametre kümesini bulmaktır. Bunun için çeşitli optimizasyon algoritmaları kullanılabilmesine rağmen ekonometri yazılımlarının en çok kullandığı algoritma Berndt, Hall, Hall ve Hausman (BHHH)'ın algoritmasıdır. Normallik varsayımının geçerli olmaması durumunda $l(\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\rho} | u_1, \dots, u_q, u_{q+1}, \dots, u_T)$ olabilirlik fonksiyonu, quasi-maksimum olabilirlik fonksiyonu adını alır. Bu durumda tahminler tutarlı olmaya devam ederler ancak artık etkin değildirler (Güneş ve Saltoğlu 1998: 85).

1.4 Diğer GARCH Tipi Modeller

ARCH ve GARCH modellerinin finansal ekonometri alanında çok kullanılan popüler yöntemler olmasının ardından bu modellere ait bazı eksiklikler giderilmeye çalışılmış ve bu modeller daha da geliştirilerek temeli ARCH ve GARCH modellerine dayalı çok sayıda yeni model ortaya çıkmıştır. Bütün bu modellere literatürde kısaca ARCH ailesi denmektedir. ARCH ailesi modelleri değişik sorunlarına getirdikleri çözümler dikkate alınarak sınıflandırılabilir. Bu modellerden bazıları şunlardır: ARCH-M (Ortalama içinde ARCH), E-GARCH (Üstel GARCH), GJR-GARCH veya TGARCH (Eşikli GARCH), TAR-GARCH (Eşikli Otoregresif GARCH), IGARCH (Bütünleşik Garch), ARFIMA-GARCH (Kesirli ARIMA-GARCH)⁵ ve CHARMA (Koşullu Heteroskedastik Autoregressive Hareketli Ortalama).

1.4.1 ARCH-M Modeli

İlk olarak Engle, Lilien ve Robins (1987), temel ARCH yöntemini geliştirerek, koşullu ortalamanın koşullu varyansa bağlı olabileceği bir çerçeveye izin veren ARCH-M (Ortalama içinde ARCH) modelini ortaya çıkarmışlardır. ARCH-M modelindeki “-M”, koşullu varyansın koşullu ortalama denklemindeki varlığını göstermektedir. Böyle bir model, getirilerin varyansının bir risk ölçüsü olarak düşünüldüğü hisse senedi piyasasında oldukça kullanışlı olmuştur. y_t 'nin hisse

⁵ Burada ARIMA otoregresif bütünleşik hareketli ortalama anlamına gelmektedir.

senedi getirisini gösterdiğini farz ederek ARCH(q)-M modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\begin{aligned}y_t &= \mu + ch_t + u_t \\u_t &= \varepsilon_t h_t^{1/2} \\h_t &= \left(\alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 \right)\end{aligned}\tag{1.23}$$

Burada μ koşullu ortalamayı göstermektedir. c parametresi literatürde risk primi olarak adlandırılır. Pozitif bir c parametresi hisse senedi getirisinin volatilitesiyle pozitif yönlü bir ilişki içinde olduğunu göstermektedir. ARCH-M yaklaşımı aynı mantıkla GARCH-M modeline de dönüştürülebileceği gibi diğer ARCH ailesi modellerinde de kullanılabilir.

1.4.2 Asimetrik ARCH Ailesi Modelleri

Finansal zaman serilerinde çok sık karşılaşılan ancak klasik ARCH ve GARCH modellerinin dikkate almadığı önemli etkilerden biri asimetri ya da kaldıraç etkisidir. Bu etki beklenmedik negatif şokların beklenmedik pozitif şoklara göre daha fazla volatiliteye yol açtığını savunmaktadır. ARCH ve GARCH modellerinin bu eksikliğini giderebilmek amacıyla değişik asimetrik volatilité modelleri geliştirilmiştir. Bunlar arasında en çok bilinenleri EGARCH, GJR-GARCH veya TGARCH, ve TAR-GARCH modelleridir.

1.4.2.1 Üstel GARCH (EGARCH)

Üstel GARCH (EGARCH) modeli ilk olarak Nelson (1991) tarafından önerilmiştir. Bu modelde koşullu varyans logaritmik bir biçimde tanımlanarak negatif değerler alması önlenmiştir. Ayrıca pozitif ve negatif şokların volatilitéye asimetrik bir katkıda bulunup bulunmadığını inceleme imkanı tanıdığı için klasik ARCH ve GARCH modellerine göre daha esnektir. Nelson (1991) tarafından önerilen EGARCH modeli koşullu varyans denklemi aşağıda gösterilmiştir:

$$\log h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \left[\frac{u_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} \right] + \sum_{i=1}^s \gamma_i \log h_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i \left[\frac{|u_{t-i}|}{\sqrt{h_{t-i}}} \right] \quad (1.24)$$

Denklem (1.24) negatif ve pozitif u değerlerinin koşullu varyansın belirlenmesinde asimetrik katkıda bulunduğunu göstermektedir. Denklem (1.24)'de α_i katsayısı anlamlı bir şekilde negatif ise negatif şokların pozitif şoklara göre daha fazla volatiliteye yol açtığını söylemek mümkündür. $|u_{t-1}|$ her koşulda pozitif olacağı için u_{t-1} 'in negatif olması durumunda, eğer α_i de negatif ise iki negatifin çarpımı pozitif olacağından koşullu varyans daha büyük bir değer alacaktır. α_i 'nin istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı olmaması durumunda asimetrik etkinin olmadığından söz edilebilir.

1.4.2.2 GJR-GARCH

EGARCH modeli asimetrik etkiyi incelerken koşullu varyansın logaritmasını kullanmakta, bu haliyle de standart GARCH iskeletinden farklılık göstermektedir. Standart GARCH iskeletini ve kukla değişkenleri kullanarak asimetrik etkiyi ölçmek amacıyla Glosten, Jagannathan ve Runkle (1993) bir model önermişlerdir. Literatürde kısaca GJR-GARCH olarak adlandırılan bu asimetrik volatiliteye bazı kaynaklarda Eşikli GARCH (TGARCH) olarak atıfta bulunmaktadır. Önerilen koşullu varyans denklemi (1.25)'de gösterilmiştir.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \gamma_1 u_{t-1}^2 I_{t-1} + \beta_1 h_{t-1} \quad (1.25)$$

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

Denklem (1.25) standart GARCH modelinden $\gamma_1 u_{t-1}^2 I_{t-1}$ 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 yapmaktadırlar. Bu tanımlama da doğru olmasına rağmen asimetrik etki araştırılır ve yorum yapılırken dikkatli olunması gerekmektedir (Haris ve Sollis 2003:237).

1.4.2.3 Eşikli Otoregresif GARCH (TAR-GARCH)

Bu model de yine finansal zaman serilerinin doğrusal olmayan karakteristiklerinden biri olan ve pratikte sıklıkla gözlenen asimetri özelliğini dikkate alabilmek için geliştirilmiştir. Denklem (1.26) TAR-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 (Tsay 2002:131).

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \gamma_j h_{t-j} + I(u_{t-d}) \left(\phi_0 + \sum_{i=1}^m \phi_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \delta_j h_{t-j} \right) \quad (1.26)$$

$$I(u_{t-d}) = \begin{cases} 1, & u_{t-d} > 0 \\ 0, & u_{t-d} \leq 0 \end{cases}$$

Denklem (1.26)'da d gecikme parametresini göstermektedir. u_{t-d} eşik değişkeni olarak kullanılmakta ve sıfırdan büyük olup olmadığı test edilmektedir. TAR-GARCH modeline göre koşullu varyans u_{t-d} in işaretine bağlı olarak farklı iki rejim sergilemektedir. 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. TAR-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 TAR-GARCH modeli hem u_{t-i}^2 hem de h_{t-j} katsayılarının asimetriye katkıda bulunmasına izin veren bir modeldir.

1.4.3 IGARCH ve ARFIMA-GARCH

Bölüm 1.3.1' deki GARCH(q,s) modeli koşullu varyans denklemi (denklem (1.19)) dikkate alındığında koşullu varyansın zayıf durağanlığı için $(\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^s \beta_j) < 1$ koşulu gerekmektedir. Bu durumda şokların h_t üzerindeki etkisi zamanla azalacaktır. $(\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^s \beta_j) = 1$ olması durumunda ise h_t birim kök süreci gibi davranacak ve şokların etkisi zamanla azalmayacaktır. Bu nedenle $(\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^s \beta_j) = 1$ kısıtlaması altındaki GARCH(q,s) modeli bütünleşik (integre) GARCH (IGARCH) olarak adlandırılır (Haris ve Sollis 2003:239).

Zaman serileri modellemesinde genellikle serilerin düzeyiyle ya da birinci farklarıyla çalışır. Ancak finansal zaman serileri modellenirken zaman zaman serilerin kesirli farklarının (fractional difference) alınması gerekebilir. Birinci mertebe düşünüldüğünde eğer serinin kesirli farkı durağansa, bu seri için kesirli bütünleşik ifadesi kullanılır. Bu durum denklem (1.27)' de görülmektedir.

$$(1-L)^d y_t = \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim IID(0,1) \quad (1.27)$$

Denklem (1.27)'de $d = 0$ ise y_t tipik bir durağan beyaz gürültü süreci izlemekte otokorelasyonları sifıra eşit olmaktadır. $d = 1$ olması durumunda y_t birim kök içerecektir ve otokorelasyonları “birim” olarak kalmaktadır. Bununla birlikte $0 < d < 1$ olması durumunda y_t 'nin otokorelasyonları yavaş bir şekilde sifıra düşmektedir. Bu nedenle bu seriler uzun-bellekli (long-memory) seriler olarak bilinirler. Standart ARIMA(p, d, q) terminolojisi, koşullu ortalamanın ARFIMA(p, d, q) olarak modellenmesinde kullanılabilir.

$$\phi(L)(1-L)^d y_t = \theta(L)\varepsilon_t \quad (1.28)$$

Denklem (1.28)'de $\phi(L)$ ve $\theta(L)$ gecikme polinomlarıdır. Yapılan ilk volatilité çalışmaları koşullu ortalamanın kesirli bütünleşik olarak modellenmesiyle ortaya çıkan ARFIMA-GARCH tipinde olsa da, daha sonra aynı kavram koşullu varyans denkleminde de uygulanmış kesirli bütünleşik GARCH (FIGARCH) modelleri geliştirilmiştir.

1.4.4 Koşullu Heteroskedastik Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri (CHARMA)

Koşullu Heteroskedastik Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri (CHARMA) koşullu heteroskedastisitei modellemesine yönelik alternatif yöntemlerden biridir. CHARMA modeli koşullu heteroskedastisiteyi belirlerken rassal katsayıları (random coefficients) kullanmaktadır. CHARMA modeli ARCH modeliyle aynı olmasa da bu iki modelin bazı özellikleri benzerdir. CHARMA modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Tsay 2002:107).

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + u_t \quad t = 1, \dots, T \\ u_t &= \sum_{i=1}^m \delta_i u_{t-i} + \eta_t \quad t = 1, \dots, T \end{aligned} \quad (1.29)$$

burada η_t , sıfır ortalama ve h_η varyanslı bir beyaz gürültü süreci, $\{\delta_t\} = \{(\delta_{1t}, \dots, \delta_{mt})'\}$ sıfır ortalamalı ve pozitif tanımlı kovaryans matrisine (Ω) sahip

bir IID rassal vektörü göstermektedir. $\{\delta_t\}, \{\eta_t\}$ 'den bağımsızdır. (1.29)'daki u_t matris notasyonu ile aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$u_t = \mathbf{u}'_{t-1} \delta_t + \eta_t \quad (1.30)$$

burada $\mathbf{u}_t = (u_{t-1}, \dots, u_{t-m})'$ u_t 'nin gecikmeli değerlerinden oluşan vektördür. Denklem (1.29)'de gösterilen CHARMA modelinin koşullu varyansı;

$$\begin{aligned} h_t &= h_\eta + \mathbf{u}'_{t-1} \text{kov}(\delta_t) \mathbf{u}_{t-1} \\ &= h_\eta + (u_{t-1}, \dots, u_{t-m}) \mathbf{\Omega} (u_{t-1}, \dots, u_{t-m})' \end{aligned} \quad (1.31)$$

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

ARCH ve CHARMA modellerini basitçe karşılaştırabilmek için öncelikle $m=1$ kabul edilirse denklem (1.31), (1.32) halini alır.

$$h_t = h_\eta + \omega_{11} u_{t-1}^2 \quad (1.32)$$

Denklem (1.32) standart ARCH(1) modelini göstermektedir. $m=2$ olarak alınırsa denklem (1.31), (1.33)'e dönüşür.

$$h_t = h_\eta + \omega_{11} u_{t-1}^2 + 2\omega_{12} u_{t-1} u_{t-2} + \omega_{22} u_{t-2}^2 \quad (1.33)$$

Denklem (1.33) incelendiğinde ortaya çıkan koşullu varyans denkleminin ARCH(2)' den farkının denklemdeki $u_{t-1} u_{t-2}$ çapraz çarpımları olduğu rahatlıkla görülebilir.

CHARMA modelinde $\mathbf{\Omega}$ kovaryans matrisi pozitifli tanımlı olduğundan, h_η pozitif olacağından, $h_t \geq h_\eta > 0$ bütün t değerleri için sağlanmaktadır. Bu durumda CHARMA modelinde koşullu varyansın pozitif olma koşulu otomatik olarak sağlanmaktadır.

ARCH ve CHARMA modellerinin en önemli farkı 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 (Tsay 2002:108).

1.5 Durağan ARMA-GARCH Modelleri

GARCH modellemesi yapılırken birçok arařtırmacı koşullu varyansın modellemesine odaklanırken koşullu ortalamanın modellemesini ihmal etmiştir. Ancak koşullu ortalamanın doğru bir şekilde tanımlanmaması durumunda ARCH sürecinin tutarlı tahminlerini elde etmek mümkün değildir. Bu nedenle volatilité birincil önemde olsa da koşullu ortalama denklemi de doğru bir şekilde tanımlanmalıdır. Bir çok arařtırmacı koşullu ortalama denkleminin otoregresif (AR) bir süreç izlediğini varsaymaktadır. Oysa koşullu ortalama denklemi pekala otoregresif hareketli ortalama (ARMA) süreci de izleyebilir. Öte yandan koşullu varyans sabit olmadığı için gerek AR gerekse ARMA modelini yaratan mekanizma geleneksel AR ve ARMA sürecindekinden biraz daha farklıdır.

1.5.1 Temel Özellikleri

Genel bir $ARMA(p,q)$ - $GARCH(r,s)$ modeli aşağıdaki (1.34) ve (1.35) denklemleri vasıtasıyla tanımlanabilir.

$$y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i u_{t-i} + u_t \quad (1.34)$$

$$u_t = \varepsilon_t h_t^{1/2}, \quad h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^s \beta_i h_{t-i} \quad (1.35)$$

Denklem (1.34)'den de anlaşılacağı gibi $s=0$ olması durumunda model ARMA-ARCH modeline indirgenmiş olur. $q = s = 0$ ve $r = 1$ durumunda ise model tipik bir AR(p)-ARCH(1) haline gelecektir.

ARMA-GARCH modelinin durağanlığı ele alınırsa; denklem (1.34) gecikme operatörü kullanılarak düzenlenirse $\phi(z) = z^p - \sum_{i=1}^p \phi_i z^{p-i}$ karakteristik denklemi elde edilir. Bu denklemin kökleri birim çemberin dışında olduğunda, u_t katı durağan ise y_t katı durağandır. u_t ikinci mertebeden durağansa y_t de ikinci mertebeden durağandır. Burada z , karmaşık bir değişkeni temsil etmektedir. Zira, $\phi(z)$ denkleminin bütün kökleri reel olmayabilir (Li, Ling ve McAleer 2002: 259).

1.5.2 Parametre Tahminleri

Denklem (1.34) ve (1.35) düşünüldüğünde iki grup parametre tahmin edilmelidir Bunlar koşullu ortalama parametreleri (\mathbf{m} diyelim) ve koşullu varyans parametreleridir (δ diyelim).

Bu parametrelerin olağan en küçük kareler (OLS) yöntemiyle tahminleri tutarlı ve asimptotik normal olsa da etkin değildir. Bu durumda maksimum olabilirlik yöntemini kullanmak gerekir. Maksimum olabilirlik yöntemi için ilk olarak logaritmik olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi belirlenir.

$$L(\mathbf{m}) = \sum_{t=1}^n -\frac{1}{2} \ln h_t - \frac{1}{2} \frac{u_t^2}{h_t} \quad (1.36)$$

Yukarıdaki olabilirlik fonksiyonunu maksimum yapan $\hat{\mathbf{m}}$ tahminleri, eğer ε_t normal olarak varsayılmamışsa \mathbf{m} 'nin quasi-maksimum olabilirlik tahminleri (QMLE) olurlar. Quasi maksimum olabilirlik tahminleri sadece ε_t normal olursa etkin olur. ε_t 'nin normal olmaması durumunda etkin tahmincileri elde edebilmek için adaptif tahmin yöntemini kullanmak faydalı olur (Li, Ling ve McAleer 2002: 260).

1.6 Durağan Olmayan ARMA-GARCH Modelleri

Durağan olmayan zaman serileri ekonometri literatüründe son zamanlarda büyük önem kazanmış bir konudur. Durağanlık koşulunu sağlamayan ARMA-GARCH modelleri de pratikte karşılaşılabilecek bazı finansal zaman serilerinin modellenmesinde kullanılır.

1.6.1 Temel Özellikleri ve Parametre Tahminleri

Denklem (1.34)'in gecikme operatörü kullanılarak düzenlenmesiyle elde edilen $\phi(z) = z^p - \sum_{i=1}^p \phi_i z^{p-i}$ karakteristik polinomunun birim çember içinde herhangi bir kökü varsa bu tür ARMA-GARCH modellerine durağan olmayan ARMA-GARCH modelleri adı verilir.

Durağan ARMA-GARCH modelleri için QMLE tahmincileri OLS tahmincilerinden daha etkin olurlar. Bu özelliği durağan olmayan ARMA-GARCH modelleri için genişletmek mümkündür. Standart istatistik teorisine göre etkin tahminciler genellikle daha güçlü testler sağlarlar. Bu nedenle QMLE' e dayanan birim kök testlerinin OLS' ye dayananlara göre daha güçlü olması beklenir (Li, Ling ve McAleer 2002: 261).

1.7 Çok Değişkenli ARCH Ailesi Modelleri

Birden çok değişkenin risk ilişkilerinin yönünü ve gücünü belirlemek de finansal ekonometrisyenlerin üzerinde durduğu önemli konulardan biridir. Bu değişkenlerin getiri volatilitelerinin uzun dönemli etkileşimlerini inceleyebilmek için kullanılan modellere çok değişkenli GARCH (Multivariate GARCH) modelleri adı verilmektedir (Güneş ve Saltoğlu 1998: 88).

1.7.1 Temel Özellikleri

İki finansal varlık getiri volatilitesi arasındaki ilişki ölçülmek istenirken uygulanabilecek yöntemlerden biri her iki değişkenin de endojen olması durumunda varlıklardan bir tanesinin getiri volatilitisini tahmin edip, bu tahmini diğer varlık getiri volatilitesi denkleminde açıklayıcı değişken olarak kullanmaktır. Ancak böyle

bir yöntem koşullu varyanslar arasında iki yönlü bir nedensellik olabileceği ihtimalini göz ardı etmektedir. Bu nedenle böyle bir durumda daha kullanışlı yöntem, modelde ilişkileri araştırılan N sayıda serinin hepsinin koşullu varyansını, ve seriler arasındaki koşullu kovaryansları eş anlamlı olarak tahmin eden çok değişkenli GARCH modelini kullanmaktır. Daha önceleri bazı çalışmalar olmakla beraber, çok değişkenli GARCH çalışmalarının en düzenli olanı Engle ve Kroner (1995) tarafından gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmanın temelleri ise Baba, Engle, Kraft ve Kroner (1990) tarafından hazırlanmış basılmamış bir makaleye dayanmaktadır. Bu nedenle de isimlerinin baş harflerinden oluşan (BEKK) tanımlaması olarak bilinir.

Çok değişkenli GARCH modelinde \mathbf{y}_t ($N \times 1$) boyutunda bir vektördür. $\boldsymbol{\mu}_t$ yine ($N \times 1$) boyutunda \mathbf{y}_t 'nin koşullu ortalamasını gösteren diğer vektörü temsil etmektedir. \mathbf{H}_t ise \mathbf{y}_t 'nin koşullu varyansını gösteren ($N \times N$) boyutunda bir matristir. \mathbf{H}_t 'nin köşegen elemanları varyans terimlerini, diğer elemanlar ise kovaryans terimlerini göstermektedir. Çok değişkenli GARCH modelinin birçok farklı gösterimi mevcuttur. Bunlardan en önemlileri *vech* (vector half), diagonal, BEKK ve Bollerslev(1990)'in önerdiği sabit korelasyon gösterimleridir.

Simetrik matrislerde *vech* (vector half) operatörü alt üçgen matrisini bir kolon vektöründe toplayan bir matris işlemidir. \mathbf{H}_t simetrik bir matris olduğundan çoklu değişken GARCH modelinin spesifikasyonunda *vech* dönüşümü kullanılabilir.

$$vech(\mathbf{H}_t) = vech(\mathbf{A}_0) + \sum_{i=1}^q \mathbf{A}_i vech(\boldsymbol{\varepsilon}_{t-i} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i}') + \sum_{i=1}^p \mathbf{B}_i vech(\mathbf{H}_{t-i}) \quad (1.37)$$

burada $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$ y_{1t} den y_{Nt} ye ilgili koşullu ortalama değişkenine ait hata terimleridir. \mathbf{A}_0 ($N \times N$) boyutlu pozitif tanımlı parametre matrisi, \mathbf{A}_i ve \mathbf{B}_i yine ($N(N+1)/2 \times N(N+1)/2$) boyutlu parametre matrisidir. 2 değişkenli ve $p = q = 1$ durumu düşünüldüğünde çok değişkenli GARCH aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}^0 \\ a_{12}^0 \\ a_{13}^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} \quad (1.38)$$

Denklem (1.38)'de $h_{11,t}$, y_{1t} ile ilişkili hatanın koşullu varyansı, $h_{22,t}$, y_{2t} ile ilişkili hatanın koşullu varyansı, $h_{12,t}$ hatalar arasındaki koşullu kovaryansı göstermektedir.

Diagonal gösterimde \mathbf{A}_i ve \mathbf{B}_i diagonal matrislerdir. Bu varsayım bireysel koşullu varyansların ve kovaryansın GARCH(p, q) şeklinde olmasını sağlar. İki değişken ve $p = q = 1$ durumunda çok değişenli GARCH modeli diagonal gösterimde aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}^0 \\ a_{12}^0 \\ a_{13}^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} \quad (1.39)$$

Baba, Engle, Kraft ve Kroner (1990) tarafından ortaya atılan BEKK gösterimi \mathbf{H}_t için şu modeli önermektedir.

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{A}_0 + \sum_{i=1}^q \mathbf{A}_i^* \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' \mathbf{A}_i^{*'} + \sum_{i=1}^p \mathbf{B}_i^* \mathbf{H}_{t-i} \mathbf{B}_i^{*'} \quad (1.40)$$

burada \mathbf{A}_i^* ve \mathbf{B}_i^* ($N \times N$) boyutunda parametreler matrisini göstermektedir. 2 değişken ve $p = q = 1$ durumunda çok değişenli GARCH modeli BEKK gösteriminde;

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}^0 & a_{12}^0 \\ a_{21}^0 & a_{22}^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{21}^* \\ a_{12}^* & a_{22}^* \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} b_{11}^* & b_{12}^* \\ b_{21}^* & b_{22}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{12,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11}^* & b_{21}^* \\ b_{12}^* & b_{22}^* \end{bmatrix} \quad (1.41)$$

olur.

Bir başka gösterim yöntemi de sabit korelasyon yöntemidir. Bollerslev (1990)'in önerdiği bu yöntemde aşağıdaki gibi bir \mathbf{R} matrisi tanımlanır.

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} 1 & \cdots & \rho_{1N} \\ \vdots & \cdots & \vdots \\ \rho_{N1} & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

\mathbf{R} matrisinde ρ_{ij} i değişkeni ile j değişkeni arasındaki korelasyonu ölçen korelasyon katsayısıdır. Koşullu varyans matrisi \mathbf{H}_t denklem (1.42)'de tanımlanmıştır.

$$\mathbf{H}_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \dots, \sqrt{h_{NN,t}}) \mathbf{R} \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \dots, \sqrt{h_{NN,t}}) \quad (1.42)$$

Burada $\text{diag}(\cdot)$, (\cdot) içindeki elemanların ana köşegeni oluşturduğu diagonal matrisi göstermektedir. 2 değişken ve $p = q = 1$ durumunda koşullu varyans matrisi,

$$\mathbf{H}_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{bmatrix} \quad (1.43)$$

Denklem (1.42)'de $h_{11,t}$ ve $h_{22,t}$ bireysel GARCH(1,1) süreçlerinden elde edilmiştir. Bu gösterimde eğer uygun parametre kısıtlamaları yerleştirilirse, \mathbf{H}_t 'nin pozitif tanımlı olması sağlanabilir (Haris ve Sollis 2003:224).

Asimetrik GARCH modelleri gibi GARCH ailesinin diğer üyeleri de çok değişkenli hale getirilerek modelleme yapılabilir. Uygulamada böyle çalışmalara rastlamak mümkündür.

1.7.2 Parametre Tahminleri

Basit çok değişkenli GARCH modellerinin tahmininde dahi tahmin edilmesi gereken parametre sayısı oldukça fazladır. Örneğin *vech* gösteriminde 2 değişkenli bir model için 21 parametrenin tahmin edilmesi söz konusudur. Teoride çok sayıda parametrenin tahmin edilmesi elde yeterince büyük örneklem olması durumunda problem teşkil etmemektedir. Parametrelerin maksimum olabilirlik yöntemiyle etkin

tahminlerini yapabilmek için olabilirlik fonksiyonunun numerik maksimizasyonu gerekmektedir. Pratikte çok sayıda parametrenin tahmin edilmesi durumu söz konusu olduğunda tipik optimizasyon algoritmalarının yakınsaklığını sağlamak oldukça zordur. Ayrıca diğer GARCH modellerinde olduğu gibi çok değişenli GARCH modellerinde de koşullu varyansın negatif olmamasını garanti edebilmek için bazı kısıtlar kullanmak gereklidir. Bunu yapmak ise pratikte oldukça zordur. Çok değişenli GARCH modelinin diagonal gösterimiyle ifade edilmesi durumunda daha az sayıda parametre tahin edilmektedir. 2 değişenli durumda tahmin edilmesi gereken parametre sayısı 21' den 9'a düşmektedir. Bu durumda ise bireysel koşullu varyans ve kovaryanslar arasındaki ilişki gibi bazı bilgiler kaybedilmektedir. Diagonal gösterimde de koşullu varyansın pozitif tanımlı olmasını sağlamak için yine bazı kısıtlamalar gerekmektedir (Haris ve Sollis 2003:225).

BÖLÜM 2

FİNANSAL PİYASALARDA İKTİSADİ KRİZLERİN VE TAKVİMSEL FAKTÖRLERİN VOLATİLİTE VE GETİRİ ÜZERİNE ETKİSİ

2.1 Giriş

Son yıllarda bilgi teknolojilerindeki gelişmelere paralel olarak, finansal verilerin depolanması ve yayınlanmasında da büyük aşamalar kaydedilmiş, bu sayede yüksek frekanslı verilerle çalışma imkânı doğmuştur. Verileri elde etmenin kolaylaşması finansal varlıkların getirileri ve volatilitesi üzerine yapılan ampirik çalışmaların sayısını hızla arttırmıştır. Engle (1982), Bollerslev (1986); Bollerslev, Chou ve Kroner (1992)'in çalışmalarıyla ön plana çıkan ARCH-GARCH yöntemleri finansal zaman serileri volatilitésinin modellenmesinde başarılı sonuçlar vermiştir. Bu yöntemlerin başarıyla kullanımı, volatilite üzerine yapılan çalışmalara da derinlik kazandırmıştır.

Bu çalışma, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası İMKB100 endeksi getirisinin ve getiri volatilitésinin ekonomik ve finansal krizlerden, takvimsel ve mevsimsel faktörlerden nasıl etkilendiğini ve negatif şokların pozitif şoklara göre volatiliteyi farklı etkileyip etkilemediğini araştırmaktadır. Araştırmada İMKB100 endeksinin 1990–2004 yılları arası günlük verileri kullanılmıştır. Şokların asimetrik etkisini ve risk getiri ilişkisini araştırmak için ARMA-EGARCH ve ARMA-EGARCH-M modelleri tahmin edilmiştir. Tahmin edilen modeller aynı zamanda işlem hacminin getiri ve volatilite üzerindeki etkisini dikkate almaktadır.

Araştırma kapsadığı uzun dönem, şokların asimetrik etkisini dikkate alma, Türkiye'nin yaşadığı üç önemli iktisadi krizin, takvimsel faktörlerle birlikte, hem getiri hem de volatilite üzerindeki etkisini ele alma açısından literatüre katkı sağlamaktadır.

2.2 Literatür

Hisse senedi getiri ve volatilitelerini etkileyen temel faktörler pek çok araştırmacı tarafından ele alınmıştır. Davis ve Kutan (2003), Liljeblom ve Stenius (1997), makro ekonomik değişkenlerin hisse senedi getirileri ve volatiliteler üzerindeki açıklayıcı gücünü ortaya koymuşlardır. Kalev, Liu, Pham ve Jarnecic (2004); Kutan ve Aksoy (2003), kamuya açık bilgi akışının volatiliteler üzerine etkisini araştırmışlar, Xing ve Howe (2003), volatiliteler ve getiri arasındaki ilişkiyi göstermişlerdir. Hsin, Guo, Tseng ve Luo (2003), spekülasyon işlemlerinin getiri volatiliteleri üzerine etkisini belirlemeye çalışmışlar, Brooks (1998); Park, Switzer ve Bedrossian (1999) ve Salman (2002), işlem hacminin volatiliteleri açıklamada kullanılabilecek bir değişken olduğunu göstermişlerdir. Oğuzsoy ve Güven (2003), Demirel ve Karan (2002), volatilitelerde gün etkisini araştırmışlardır. Gökçe ve Sarıoğlu (2004), İMKB’ de gün içi seanslar arasında getirilerin farklı olup olmadığını incelemişlerdir.

Finansal piyasalarda getiri volatilitelerinin krizlerle nasıl değiştiğini gösteren değişik çalışmalar bulunmaktadır. Schwert (1990), hisse senedi getiri volatilitelerinin 1987 krizinde ve kriz sonrasında önemli ölçüde arttığını göstermiştir. Cheng, Fung ve Chan (2000), opsiyon ve endeks vadeli sözleşmelerinin arbitraj kârlarının ve bu kârların standart sapmalarının Asya krizinde yükseldiğini yaptıkları analizlerle göstermişlerdir. Polasek ve Ren (2001), US, Almanya ve Japonya hisse senedi getirilerine ait 2 yıllık günlük verileri kullanarak 1997 Asya krizinde bu zaman serilerinin volatilitelerinin birbirlerini ve hisse senedi getirilerini nasıl etkilediğini araştırmışlardır. Fang (2001), Tayvan günlük hisse senedi verilerini kullanarak, Asya krizinin volatiliteler üzerine etkisini incelemiş, kriz dönemlerinde getiri volatilitelerinin arttığı yönündeki benzer sonuçlara ulaşmıştır. Blair, Poon ve Taylor (2001), 1987 krizinin S&P 100** endeksinin zaman serisi özelliklerinde ne gibi etkiler yaptıklarını araştırmışlardır. Muradoğlu, Berument ve Metin (1999), makroekonomik değişkenleri kullanarak İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında (İMKB) risk ve getiriyi birlikte modellemişler, önemli krizler öncesi ve sonrasında risk ve getiri

** Standard&Poor’s 100 Amerikan hisse senedi piyasasındaki önde gelen büyük 100 şirketin hisse senetlerinin dahil olduğu endekstir

belirleyicilerini incelemişler, ekonominin rejim deęiřtirmesi durumunda risk-getiri iliřkisinin ve risk belirleyicilerinin deęiřtięini gstermiřlerdir.

Volatilite alıřmalarında gn etkisi, tatil etkisi, Ocak ayı etkisi veya mevsimsel etki gibi bazı takvimsel hareketlenmeler de pek ok alıřmada dikkate alınmıřtır. Salman (2002), İMKB’ de getirilerin Pazartesi ve Salı gn daha dřk dięer gnler daha yksek olduęunu gstermiřtir. Oęuzsoy ve Gven (2003), İMKB’de gn etkisini incelemiřler ve İMKB 30 endeksindeki hisse senetlerinin byk bir kısmının getirilerinin Cuma gn daha fazla, volatiliteilerinin de Pazartesi gn yksek olduęunu belirlemiřlerdir. Demirer ve Karan (2002) da alıřmalarında cuma gn getirilerin daha yksek olduęu sonucuna ulařmıřlar, Pazartesi gn ise getirilerin daha dřk olduęu ynnde anlamlı bir bulguya ulařamamıřlardır. Bildik (2003), alıřmasında Cuma gn getirilerin dięer gnlere gre daha fazla olduęunu bulmuř, Pazartesi getirilerin en dřk, volatilitenin ise en yksek olduęunu gstermiřtir. Ayrıca Bildik (2003), Ocak ayının getiriler zerindeki etkisini de arařtırarak getirilerin Ocak ayında daha yksek olduęunu bulmuřtur. Balaban, Bayar ve Kan (2001), gn etkisinin lkeden lkeye ve gne gre byk farklılıklar gsterebileceęine iřaret etmektedirler. Chen ve Zhou (2001), ortalama getiri volatilitesinin yaz aylarında daha dřk olduęunu ortaya koymuřlardır. Holden, Thompson ve Ruangrit (2005), Tayland hisse senedi gnlk verilerini kullanarak Asya krizinin hisse senedi getirilerine etkisini incelemiřler ve gn etkisi, ay etkisi tatil ncesi ve sonrası etkileri arařtırmıřlardır.

Literatrde volatilitiyi lmek iin farklı yaklařımlar izlenmiřtir. Mc Millan, Speight ve Apgwilym (2000), UK hisse senedi piyasasında volatilitiyi deęiřik yntemlerle lmř ve bu yntemlerin ngr performanslarını karřılařtırmıřlardır. Volatilite llrken, tarihsel ortalama, hareketli ortalama, rassal yryř, stel dzleme, stel aęırlıklı ortalama, basit regresyon ve ARCH-GARCH yntemlerini kullanmıřlardır. Brooks (1998), sinir aęlarını kullanarak volatilitiyi lm yapmıřtır. Gneř ve Saltoęlu (1998) da İMKB getirilerinin volatilitesini GARCH tipi modellerle lmřlerdir. Bařı, zyıldırım ve Erdoęan (1996), hisse sendi fiyatlarıyla iřlem hacmi arasında pozitif bir iliřki olduęunu gstermiřlerdir. Salman

(2002), GARCH yöntemiyle hisse senedi fiyatıyla işlem hacmi arasındaki ilişkiyi incelemiş, işlem hacmiyle temsil edilen bilgi akışının pazardaki mevcut riske katkısı olabileceğini, bunun da getirileri etkileyebileceğini saptamıştır. Kutlar ve Dönek (2001), İMKB için en uygun GARCH modelini belirlemeye çalışmışlardır.

2.3 Ekonometrik Model

Volatilite ölçüm yöntemi olarak GARCH tipi modeller temel alınmıştır. Temel GARCH modeli, negatif ve pozitif getiri değişimlerinin volatiliteye aynı ölçüde etki ettiğini varsaymaktadır. Oysa negatif bir getiri değişimi volatilitiyi pozitif getiri değişimine kıyasla daha fazla etkileyebilir. Böyle bir durumun varlığını da sınavabilmek için bu çalışmada ARMA-EGARCH-M modeli kullanılmıştır. Model şöyle ifade edilebilir:

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i u_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_j + \pi h_t^{1/2} + u_t \quad (2.1)$$

$$u_t = h_t^{1/2} \varepsilon_t \quad (2.2)$$

$$\ln h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \left[\frac{u_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} \right] + \sum_{i=1}^s \gamma_i \ln h_{t-i} + \sum_{j=1}^k \psi_j X_j + \sum_{i=1}^m \delta_i \left[\frac{|u_{t-i}|}{\sqrt{h_{t-i}}} \right] \quad (2.3)$$

Burada r_t , İMKB100 endeksinin t günündeki logaritmik getirisini, μ_t ve h_t sırasıyla r_t 'nin koşullu ortalamasını ve koşullu varyansını, X_i açıklayıcı değişkenleri, u_t serisel olarak korelasyonsuz ortalama-düzeltilmeli endeks getirisini, ε_t birbirinden bağımsız ve özdeş olarak dağılan rassal değişkenleri ve p , q , k , m ve s negatif olmayan tamsayıları temsil etmektedir. Denklem (1) endeks getirisinin, r_t , ortalama endeks getirisi, μ_t artı serisel olarak korelasyonsuz fakat bağımlı endeks getirisi, u_t , şeklinde iki bileşene ayrılabilceğini belirtmektedir.⁶ Ortalama getiri,

⁶ Burada ortalama endeks getirisi, $\mu_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i u_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_j + \pi h_t^{1/2}$ olarak ifade edilmektedir.

içine açıklayıcı değişkenler katılmış bir durağan ARMA(p, q) modeli ile temsil edilmektedir. $u_t = h_t^{1/2} \varepsilon_t$ denklemi endeks getirisinin koşullu varyansa (daha doğrusu koşullu standart sapmaya) bağımlılığını göstermektedir. Denklem (3), EGARCH-M(m) modelini yansıtmaktadır. u_t 'nin koşulsuz varyansının sonlu olmasını garantilemek için α_i katsayılarının bazı düzen koşullarını tatmin etmesi gerekmektedir (Tsay 2002: 93).

Kullanılan EGARCH modeli birkaç yönüyle klasik GARCH metodundan ayrılmaktadır. İlk olarak, EGARCH modeli logaritmik koşullu varyans kullanmaktadır. Bu da varyans denklemi katsayılarının pozitif olması kısıtını gevşetmektedir. Bu modele göre, pozitif ve negatif u_t gecikme değerleri koşullu varyansın belirlenmesine asimetrik katkıda bulunmaktadır. Başka deyişle, model negatif ve pozitif u_t gecikmelerine asimetrik olarak tepki vermektedir. Bir hisse senedinin getirisi volatilitesiyle, yani riskiyle, ilişkilidir. Riski arttığında hisse senedinin getirisinin de artması beklenmektedir. Bu ilişkiyi GARCH-M (GARCH in Mean) modelleri dikkate almaktadır. Buradaki “M” koşullu varyans (ya da standart sapma) değişkeninin ortalama denkleminde de yer aldığına işaret etmektedir. Ortalama denkleminde yer alan bu değişkenin katsayısı risk primi olarak adlandırılır. Varyans denkleminde yer alan $u_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$ değişkeninin katsayısı anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı olduğunda, asimetrik etkinin varlığından söz edilir. $|u_{t-1}|/\sqrt{h_{t-1}}$ değişkeni ise klasik ARCH etkisini göstermektedir.

Etkisi araştırılan açıklayıcı değişkenlerden, yani X_i 'lerden, biri işlem hacmi, *GHACİM*, değişkenidir. *GHACİM*, piyasada bilgi akışını temsil eden bir gölge değişken olarak ortalama denkleminde ve işlem hacmindeki değişmelerin volatilité üzerindeki etkisini incelemek için koşullu varyans denkleminde katılmıştır. Türkiye'nin yaşadığı üç önemli iktisadi kriz döneminin etkilerini incelemek için *D94*, *DRUSYA* ve *D2001*, yaz mevsimi ve ocak ayı etkilerini test etmek için *DYAZ* ve *DOCAK*, haftanın ilk günü ve son günü etkilerini araştırmak için *DPTESİ* ve *DCUMA*, kukla değişkenleri hem ortalama getiri, hem de koşullu varyans denkleminde yerleştirilmiştir. Ayrıca kukla değişkenlerin karşılıklı etkilerini, örneğin

işlem hacminin kriz dönemlerindeki etkisinin normal dönemlerden farklı olabileceğini, dikkate almak için modele etkileşim değişkenleri eklenmiştir.

2.4 Değişkenler ve Veriler

Çalışmada 02.01.1990 ve 29.12.2004 tarihleri arası İstanbul Menkul Kıymetler Borsası, İMKB100 endeksi günlük kapanış fiyatları ve günlük işlem hacmi verileri kullanılmıştır. Bu veriler İstanbul Menkul Kıymetler Borsasından sağlanmıştır. Borsanın kapalı olduğu günler için bir önceki işlem günü kapanış fiyatı kullanılmıştır. Örnekleme her bir zaman serisi için 3912 gözlem bulunmaktadır. İMKB100 getirisi, logaritmik getiri, r_t , olarak

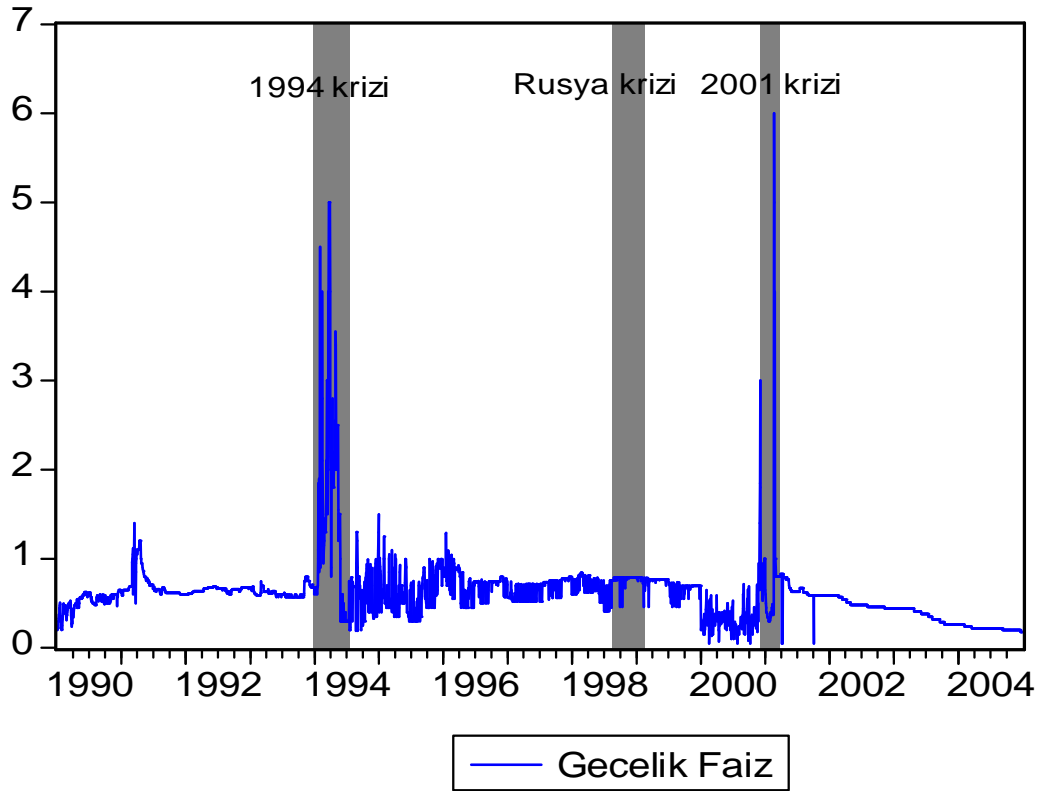
$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (2.4)$$

şeklinde hesaplanmıştır, burada P_t , t günündeki İMKB100 kapanış endeksini göstermektedir. İMKB100 endeksi günlük işlem hacmi değişim oranı, $GHACİM_t$,

$$GHACİM_t = \ln(HACİM_t) - \ln(HACİM_{t-1}) \quad (2.5)$$

logaritmik değişim olarak elde edilmiştir, burada $HACİM_t$ değişkeni t günündeki günlük işlem hacmini bin lira olarak göstermektedir.

Kriz dönemlerinin başlangıç ve son gününü belirlemek için en önemli kriz göstergelerinden biri olan bankalar arası gecelik faiz oranı baz alınmıştır. Şekil 2.1' den görüldüğü gibi özellikle 1994 ve 2001 kriz dönemlerinin başlangıç ve sona erme tarihleri gecelik faiz oranı serisi incelenerek tespit edilebilmektedir. 1998'deki Rusya krizi ise özel yapısı gereği Rusya ile doğrudan ya da dolaylı olarak ticari ilişkiler içinde bulunan şirketleri etkilemiştir. Bu nedenle Rusya krizi başlangıç ve sona erme günlerini gecelik faiz oranından çıkarmak mümkün değildir. Rusya'nın 90 günlük moratoryum ilan ettiği tarih Rusya krizinin başlangıç tarihi olarak alınmıştır. Rusya krizinin sona erme tarihi moratoryumun sona erdiği tarihten 60 gün sonraki tarih olarak belirlenmiştir. 1994 krizi için burada belirlenen başlangıç ve sona erme tarihleri Muradoglu, Berument ve Metin (1999) ile uyumludur. Rusya krizinin başlangıç ve sona erme tarihleri ise Khalid ve Gulasekeran (2005) ile uyumludur.



Şekil 2.1: Gecelik Faiz Hadleri ve Krizler

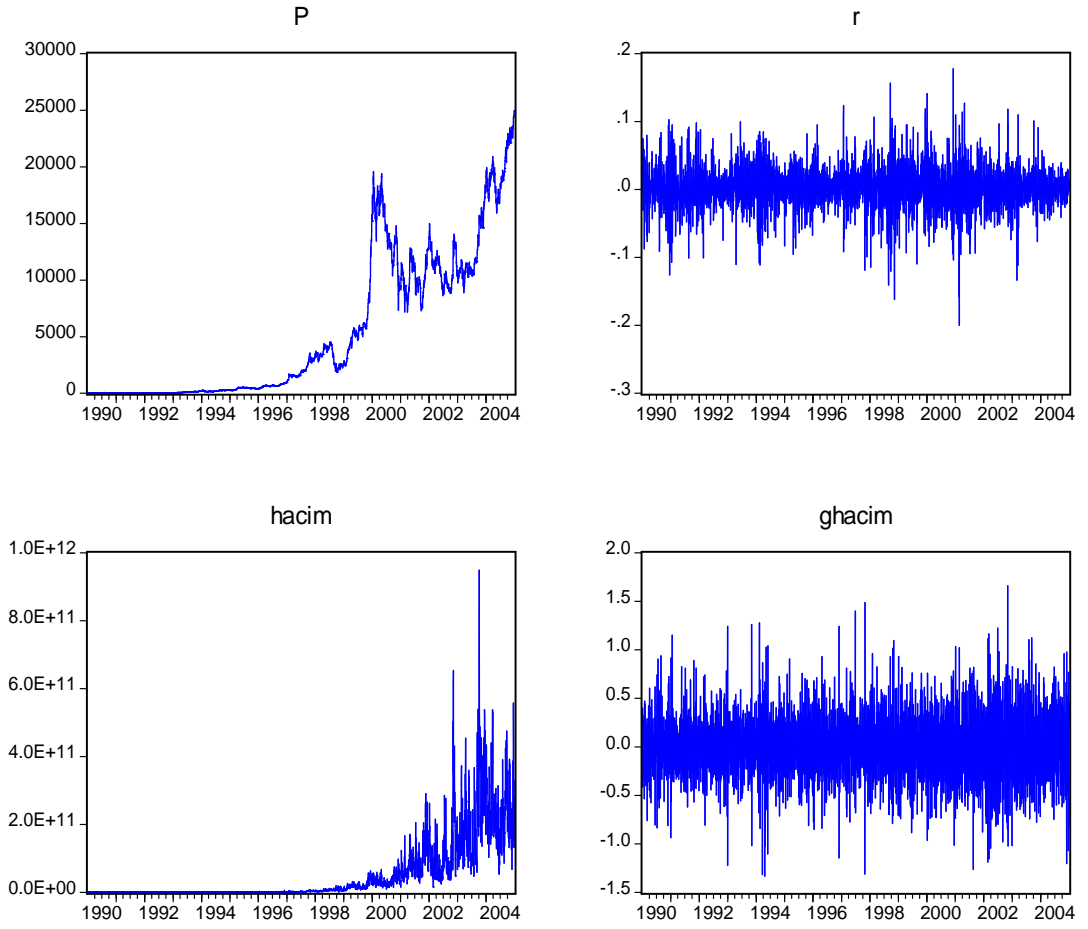
Tablo 2.1: Kukla Değişkenlerin Tanımları

D_{94}	: 94 krizi kukla değişkeni	$D_{94} = \begin{cases} 1, & 23.12.1993 - 29.07.1994 \text{ arası} \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$
$DRUSYA$: Rusya krizi kukla değişkeni	$DRUSYA = \begin{cases} 1, & 17.08.1998 - 26.02.1999 \text{ arası} \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$
D_{2001}	: 2001 krizi kukla değişkeni	$D_{2001} = \begin{cases} 1, & 01.12.2000 - 30.03.2001 \text{ arası} \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$
$DYAZ$: Yaz mevsimi kukla değişkeni	$DYAZ = \begin{cases} 1, & \text{Haziran, Temmuz, Ağustos ayları} \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$
$DOCAK$: Ocak ayı kukla değişkeni	$DOCAK = \begin{cases} 1, & \text{Ocak ayı} \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$

Kriz kukla deęişkenlerinin ve dięer kukla deęişkenlerin tanımları Tablo2.1’de gösterilmiştir. $P_t, r_t, HACİM_t$ ve $GHACİM_t$ serileri Şekil 2.2’de grafik olarak gösterilmiş ve bu serilere ilişkin özet istatistiksel bilgiler Tablo 2.2’de verilmiştir. Getiri r_t , ve işlem hacmi deęişim oranı, $GHACİM_t$, serilerinin duraęanlığını sınamak için ADF birim test kökleri uygulanmış ve sonuçlar Tablo2.3 ve Tablo2.4’de verilmiştir. Bu bulgulara göre getiri ve işlem hacmi deęişim oranı serileri için birim kökün varlığı hipotezleri reddedilmektedir, yani her iki seri de duraęandır.

Tablo 2.2: Sürekli Deęişkenlere İlişkin Özet İstatistiksel Bilgiler

	P_t	r_t	$Hacim_t$	$Ghacim_t$
Gözlem Sayısı	3912	3911	3912	3911
Ortalama	5358,106	0,001786	$4,72.10^{10}$	0,003101
Minimum	23,11930	-0,199785	0	-1,330502
Maksimum	24971,68	0,177736	$9,49.10^{11}$	1,659693
Standart Sapma	6464,491	0,030356	$8,98.10^{10}$	0,316469
Çarpıklık	1,002929	-0,046377	2,874238	0,127858
Basıklık	2,793463	6,198622	14,26473	4,494967



Şekil 2.2: Fiyat, Getiri, İşlem Hacmi ve İşlem Hacmi Logaritmik Değişimi Serileri

Tablo 2.3: İMKB100 Getiri Serisi ADF Testi Sonuçları

	(1)	(2)	(3)
ADF	-56,95153*	-57,12217*	-57,11995*
AR(1)	-0,906636*	-0,909751*	-0,909846*
Sabit terim		0,001613*	0,002085**
Trend			-2,41.10 ⁻⁷
Gözlem sayısı	3910	3910	3910

*0,01 güven düzeyinde anlamlıdır. **0,05 güven düzeyinde anlamlıdır.

(1): Kesme ve Trend içermeyen denklem tahmini

(2): Kesmeli trend içermeyen denklem tahmini

(3): Hem kesme hem de trend içeren denklem tahmini

Tablo 2.4: İMKB100 İşlem Hacmi Değişim Serisi ADF Testi Sonuçları

	(1)	(2)	(3)
ADF	-30,07531*	-30,12364*	-30,12319*
AR(1)	-2,617027*	-2,624785*	-2,625288*
Sabit terim		0,007652	0,011001
Trend			-1,71.10 ⁻⁶
Gözlem sayısı	3903	3903	3903

*0,01 güven düzeyinde anlamlıdır.

(1): Kesme ve Trend içermeyen denklem tahmini

(2): Kesmeli trend içermeyen denklem tahmini

(3): Hem kesme hem de trend içeren denklem tahmini

2.5 Tahmin Sonuçları

Günlük getiri denklemi ARMA yapısını teşhis edebilmek için, seriye önce AR ve sonra MA modelleri uydurularak, bunların mertebeleri belirlenmiştir. Örneklem otokorelasyon fonksiyonu MA(10) modelinin ve örneklem kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PACF) ile Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri AR(10) modelinin, getiri verilerinin dinamik yapısını açıklamaya yeterli olduğuna işaret etmektedir. Daha sonra, gerçekleştirilen çeşitli model yeterlilik testleri ile, getiri serisini otokorelasyondan arındırmaya en uygun ARMA yapısının ARMA(1,1) olduğunu saptanmıştır.

Modelde ARCH'ın mertebesini belirlemek için h_t 'nin örneklem tahmini \hat{u}_t^2 'nin örneklem kısmi otokorelasyon fonksiyonundan (PACF) yararlanılmıştır. GARCH(m,s)'in mertebesi s'yi belirlemek için literatürdeki benzer uygulamalara paralel olarak düşük mertebeli GARCH(1,1), GARCH(2,1) ve GARCH(1,2) modelleri test edilmiştir.

Tahmin sonrası yapılan ARCH-LM ve Ljung-Box testleri getiri serisinden otokorelasyonu arındırmada ve varyans denkleminde ARCH etkisini gidermede en

uygun modellerin ARMA(1,1)-EGARCH(1,1) ve ARMA(1,1)-EGARCH-M(1,1) olduğunu belirtmektedir.

Her iki model en çok olabilirlik yöntemiyle tahmin edilmiş ve anlamlı deterministik değişkenleri içeren tahminler Tablo2.5'te sunulmuştur. Karşılaştırma amacıyla, getiri denklemindeki π katsayısına sıfır sınırlaması konarak alternatif ARMA-EGARCH modeli tahmin edilmiş ve tahmin sonuçları ayrı bir sütun halinde listelenmiştir. İki yanlı p -değerleri, yani marjinal anlamlılık düzeyleri, köşeli ayraçlar arasında gösterilmiştir. Diğer benzer çalışmalarda olduğu gibi, ε_t 'nin standart normal dağılıma sahip olduğu varsayılmıştır.⁷ Varyans denklemindeki GARCH parametrelerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Yine E-GARCH parametreleri de istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 2.5: ARMA-EGARCH ve ARMA-EGARCH-M Modellerin Tahmin Sonuçları

(a) Ortalama Denklemi Tahminleri		
Değişkenler	ARMA(1,1)-EGARCH(1,1)	ARMA(1,1)-EGARCH-M(1,1)
<i>Sabit Terim</i>	-0,001009 [0,086]	-0,008904 [0,000]
r_{t-1}	0,850845 [0,000]	0,864105 [0,000]
u_{t-1}	-0,806045 [0,000]	-0,814981 [0,000]
<i>GHACİM</i>	0,016918 [0,000]	0,013637 [0,000]
<i>DPTESİ</i>	-0,002925 [0,002]	-0,004042 [0,000]
<i>DCUMA</i>	0,004416 [0,000]	0,005035 [0,000]
$h_t^{1/2}$	-	0,395554 [0,000]

⁷ Karşılaştırma amacıyla ε_t 'nin student-t dağılımına sahip olduğu varsayılarak da tahmin yapılmış benzer sonuçlara ulaşılmıştır.

(b) Varyans Denklemi Tahminleri

Değişkenler	ARMA(1,1)-EGARCH(1,1)	ARMA(1,1)-EGARCH-M(1,1)
<i>Sabit Terim</i>	-1,194899 [0,000]	-1,388911 [0,000]
$\ln h_{t-1}$	0,883719 [0,000]	0,858457 [0,000]
$\frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$	-0,098163 [0,000]	-0,103615 [0,000]
$\frac{ u_{t-1} }{\sqrt{h_{t-1}}}$	0,240640 [0,000]	0,251965 [0,000]
<i>DPTESİ</i>	0,735451 [0,000]	0,711682 [0,000]
<i>DOCAK</i>	0,068679 [0,000]	0,067075 [0,000]
<i>DYAZ</i>	-0,026026 [0,000]	-0,032470 [0,000]
<i>D94</i>	0,107588 [0,000]	0,115344 [0,000]
<i>DRUSYA</i>	0,564188 [0,000]	0,532479 [0,000]
<i>D2001</i>	0,180037 [0,000]	0,176749 [0,000]
<i>GHACİM</i>	1,363437 [0,000]	1,401322 [0,000]
<i>DPTESİ*DRUSYA</i>	-1,081558 [0,018]	-1,027055 [0,027]
<i>DCUMA*DRUSYA</i>	-1,105505 [0,000]	-0,968227 [0,007]
<i>DOCAK*DRUSYA</i>	-0,129323 [0,005]	-0,125366 [0,009]
<i>DOCAK*D2001</i>	-0,266225 [0,026]	-0,280302 [0,018]
<i>GHACİM*D94</i>	-1,791763 [0,000]	-1,817798 [0,000]

(c) Model Yeterliliği Başarım Testleri

Testler	ARMA(1,1)-EGARCH(1,1)	ARMA(1,1)-EGARCH-M(1,1)
Ljung- Box Q(5)	6,3848 [0,179]	3,6211 [0,305]
Ljung- Box Q(10)	8,9050 [0,350]	8,1869 [0,415]
Ljung- Box Q(20)	17,585 [0,483]	17,787 [0,470]
Ljung- Box Q(30)	26,035[0,571]	26,637 [0,538]
ARCH-LM(5)	4,4578 [0,485]	5,971 [0,309]
ARCH-LM(10)	9,9903 [0,441]	10,011 [0,439]
ARCH-LM(20)	23,7123 [0,255]	22,194 [0,330]
ARCH-LM(30)	27,4401 [0,600]	26,9230 [0,627]

EGARCH(1,1) ve EGARCH-M(1,1) modellerinde $u_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$ deęişkeninin katsayısı negatiftir ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu getiri denklemindeki negatif ya da pozitif u_t deęerlerinin volatiliteye anlamlı bir asimetrik katkıda bulunduęunu göstermektedir. Bir başka deyişle, negatif getiri şoku volatilitiyi, pozitif getiri şokuna kıyasla daha fazla etkilemektedir. Bu durum Şekil 2.3 ve Şekil 2.4’ de gösterilen haber etki eğrilerinden (news impact curve) de izlenebilmektedir.

ARMA(1,1)-EGARCH-M(1,1) modelinde getiri-risk ilişkisini gösteren $h_t^{1/2}$ deęişkeni katsayısının tahmini pozitifdir ve marjinal anlamlılık düzeyi sifıra çok yakındır. Bu, getiri ile risk arasında pozitif yönlü istatistiksel olarak çok anlamlı bir ilişki olduęuna işaret etmektedir.

İşlem hacmindeki deęişmeler hem getiriye, hem de volatilitiyi pozitif olarak etkilemektedir. Her iki tahminin marjinal anlamlılık düzeyi sifıra çok yakındır. Yani İMKB’de işlem hacmi deęişimi ile getiri arasında pozitif ve istatistiksel olarak çok anlamlı bir ilişki vardır. Keza işlem hacmindeki deęişmeler volatilité üzerinde pozitif, anlamlı bir etkiye sahiptir.

Önceden beklendięi gibi, varyans denklemlerinde kriz dönemlerini temsil eden kukla deęişkenlerin katsayıları pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olarak tahmin edilmiştir. Bu bize, kriz dönemlerinde volatilitenin normal dönemlere göre daha yüksek olduęunu göstermektedir. Öte yandan, kriz kuklaları ortalama denklemine katıldığında istatistiksel olarak anlamlı sonuçlara ulaşılammıştır. Bu Türkiye’de iktisadi krizlerin ortalama getiri üzerinde etkili olmadığını göstermektedir.

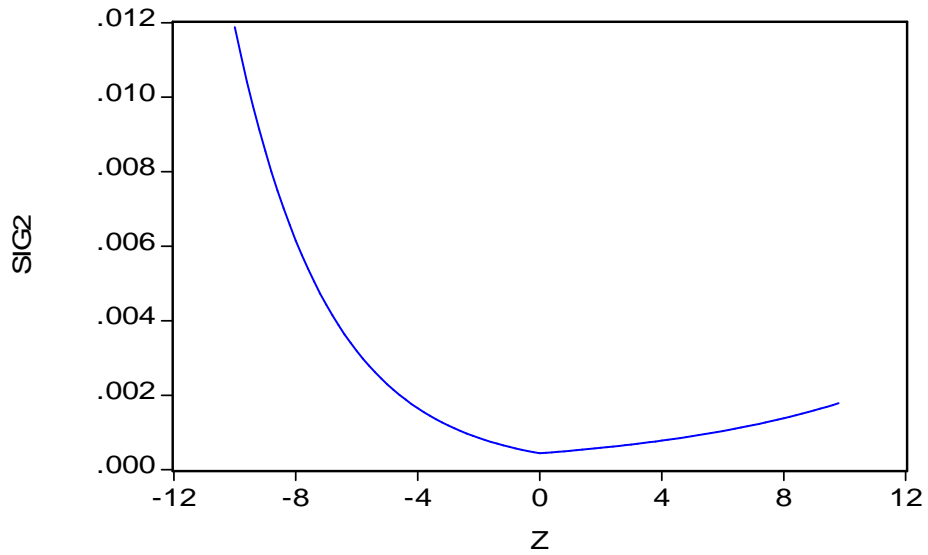
Yine beklendięi gibi yaz aylarını temsil eden DYAZ kukla deęişken katsayıları her iki varyans denkleminde de negatif olarak tahmin edilmiştir ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuç yaz aylarında hisse senedi getiri volatilitésinin dięer aylara kıyasla daha düşük olduęuna işaret etmektedir. Öte yandan, Ocak ayında volatilitenin dięer aylara kıyasla daha yüksek olduęu görölmektedir; DOCAK deęişkeni katsayı tahminleri istatistiksel olarak anlamlıdır.

Mevsimsel faktörlerin, yani yaz aylarının ve Ocak ayının, ortalama getiri üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığı gözlenmiştir.

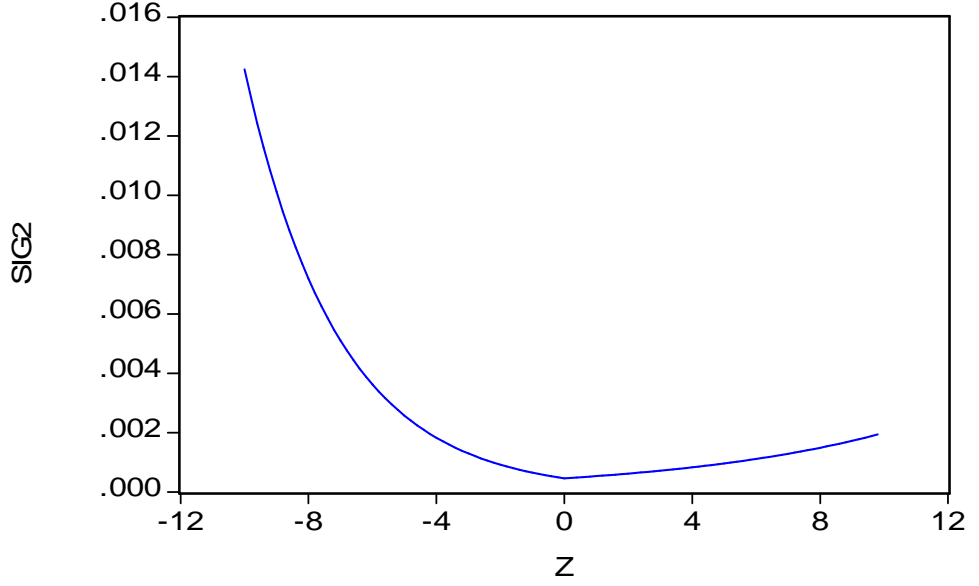
Gün kuklalarının anlamlı katsayı tahminleri, İMKB100 de getirilerin Pazartesi günü, diğer hafta günlerine kıyasla göre daha düşük, Cuma günü ise diğer günlere göre daha yüksek olduğunu göstermektedir. Bu sonuç, Salman (2002), Oğuzsoy ve Güven (2003) ve Bildik (2003)'in bulguları ile uyumludur. Öte yandan volatilité denkleminde sadece Pazartesi günü için anlamlı bir pozitif gün etkisi tespit edilmiştir; İMKB'de Pazartesi günü volatilitésinin diğer günlere kıyasla daha yüksek olduğu saptanmıştır.

Etkileşim kuklaları 1994 yılı krizi sırasında hacim değişmelerinin volatilité üzerindeki etkisinin azaldığına işaret etmektedir. Benzer şekilde kriz dönemlerinde volatilité üzerindeki Ocak ayı ve gün etkilerinde de azalma olduğu gözlenmiştir.

EGARCH(1,1) ve EGARCH-M(1,1) modelleri karşılaştırıldığında, log-olabilirlik değerin ikinci modelde daha yüksek olduğu görülmektedir. Bu sonuç İMKB'de getiri ve volatilitenin EGARCH-M modeli ile daha iyi açıklanabileceği izlenimi vermektedir.



Şekil 2.3: EGARCH Modeli Haber Etki Eğrisi



Şekil 2.4: EGARCH-M Modeli Haber Etki Eğrisi

2.6 Sonuç

Bu çalışmada 1990 – 2004 yılları arası İMKB100 günlük verileri kullanılarak 1994, Rusya ve 2001 krizlerinin hisse senedi getiri volatilitesi üzerine etkisi araştırılmıştır. Çalışmada, literatürdeki bazı eleştirilere rağmen, işlem hacmi değişimi bilgi akışını temsil etmek amacıyla modellere dahil edilmiştir. Risk getiri ilişkisini dikkate almak için EGARCH-M modeli oluşturulmuş ve tahmin edilmiştir. Ayrıca iktisadi krizlerin, yaz mevsiminin, Ocak ayının ve haftanın günlerinin hisse senedi getirisi ve getiri volatilitesi üzerindeki etkileri araştırılmıştır.

Tahminler, kriz dönemlerinde hisse senedi getiri volatilitésinin arttığını göstermektedir. Bu durum riskli sevmeyen yatırımcılar için olumsuz bir durum olarak görülebilirken, spekülâtif işlemler yapan yatırımcılar için de oldukça önemli bir fırsat olabilmektedir. Negatif ve pozitif şokların getiri volatilitésini üzerinde asimetric bir etkiye sahip olduğu saptanmıştır. Bu hem iyi, hem de kötü haberlerin volatilitéyi aynı şekilde etkilemediğini işaret etmektedir. İMKB100’de negatif şoklar pozitif şoklara nazaran daha fazla volatilitéye yol açmaktadır.

Etkin piyasa hipotezi borsada oluşacak fiyatların önceden tahmin edilemeyeceğini ileri sürmektedir. Öte yandan borsada kolay bir şekilde açıklanamayan fakat sürekli tekrarlanan bazı davranışlar bulunmaktadır. Yaz mevsiminde volatilitenin diğer mevsimlere göre daha düşük olduğu saptanmıştır. Bu durum “yaz mahmurluğu” şeklinde özetlenebilir. Ocak ayında ise getiri volatilitesi artmaktadır. Balaban (1995 b)’a göre bu etki yatırımcılar arası bilgi asimetrisinden kaynaklanmaktadır.

Çalışma sonuçları İMKB100 getirilerinin Pazartesi günü daha düşük, Cuma günü ise daha yüksek olduğunu göstermektedir. Salman (2002), böyle bir durumu İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında ödemelerin 2 iş günü sonra yapılmasına bağlamaktadır. Perşembe ve Cuma günü alım yapan bir yatırımcı ödemesini Pazartesi ve Salı günü yapacak, dolayısıyla ödeme için ilave gün kazanmış olacaktır. Bu nedenle de satın alımlar Perşembe ve Cuma günü artmaktadır. Pazartesi günü ise önceki kârların gerçekleşmeleri olacağından satışlar artacaktır. Volatilitenin açısından bakıldığında ise Pazartesi günü volatilitenin diğer günlere kıyasla daha yüksek olduğu bulunmuştur.

Bu çalışmada elde edilen sonuçlar, portföy oluşturma amacıyla yorumlanırsa; portföyün mutlaka Perşembe ya da Cuma günü oluşturulup, Pazartesi veya Salı günü satılması gerektiği gibi bir yanılgıya düşülmemelidir. Nitekim portföy oluştururken dikkat edilmesi gereken pek çok kriter bulunmaktadır. Ancak, diğer bütün kriterler göz önüne alındıktan sonra, gün/ay etkisi, mevsim etkisi de ihmal edilmemelidir. Ayrıca farklı dönemler kullanılarak yapılan çalışmalarda bu tür etkilerin de farklı şekillerde ortaya çıktığı göz ardı edilmemelidir. Çalışmanın literatür kısmında farklı dönemler kullanılarak, farklı etkilerin bulunduğu çalışmalar gösterilmiştir. Kriz dönemlerinde portföy oluşturan yatırımcıların getirilerdeki dalgalanmanın bu dönemlerde arttığını dikkate alması gerekir. Bu dönemler, risk olarak fiyat hareketlerinden kazanç sağlamaya çalışan spekülâtorler için fırsat olabilir. Ancak kriz dönemlerinde alınan pozisyonların, yüksek kazançlar sağlayabileceği gibi, büyük zararlara yol açabileceği de unutulmamalıdır

BÖLÜM 3

İKTİSADİ KRİZLERİN VE TAKVİMSEL FAKTÖRLERİN BİREYSEL HİSSE SENETLERİNİN GETİRİSİ VE VOLATİLİTESİ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ

3.1 Giriş

Hisse senetleri getiri ve volatilitésinin iktisadi kriz dönemlerinde diđer dönemlere nazaran daha farklı olması beklenen bir durumdur. Bu farklılıklar borsada riski seven ve riskten kaçan yatırımcılar için deęişik fırsatlar ve tehditler yaratabilmektedir. Yine borsada kolay bir şekilde açıklanamayan fakat hisse senedi getiri ve volatilitelerinde sürekli tekrarlanan bazı takvimsel hareketlenmeler bulunmaktadır. Borsada fiyatları ve volatiliteyi etkileyen diđer bütün faktörler dikkate alındıktan sonra, bu takvimsel hareketlenmeler de ihmal edilmemesi gereken faktörlerdir. Öte yandan gerek krizlerin, gerekse takvimsel faktörlerin deęişik sektörlerle mensup hisse senetlerinde farklı etkilere yol açması da olasıdır. Bunda şirketin bilanço yapısı, ihracat ağırlıklı veya iç pazar ağırlıklı çalışması, firmanın dışa bağımlılığı, firma isminin güvenilirliği, firmanın ürün ve hizmetlerine olan bağımlılık gibi nedenler rol oynayabilir.

Bu çalışma takvimsel faktörlerin, iktisadi krizlerin ve bilgi akışının deęişik sektörlerde yer alan bireysel hisse senetlerinin günlük getirisi ve getiri volatilitési üzerindeki etkilerini araştırmaktır. Araştırmada İMKB100 kapsamında bulunan, İMKB Ulusal Sınaî, İMKB Ulusal Mali ve İMKB Ulusal Hizmetler endekslerinin herhangi birinin hesaplanmasında kullanılan ve Rusya krizinden önce işlem görmeye başlamış hisse senetlerinin günlük verileri kullanılmıştır. Modelleme yapılırken en uygun modeli bulabilmek için deęişik GARCH sınıfı modeller kullanılmıştır. Öncelikle EGARCH-M metoduyla tahminler yapılmıştır. Daha sonra risk faktörünün ve asimetrik etkilerinin varlığına göre sırasıyla EGARCH, GARCH-M ve GARCH metotlarıyla tahminler yapılmıştır. Tahmin edilen modeller için parametrelerin

anlamlılıklarına bakılmış ve çeşitli başarımlar testleri uygulanmıştır. Bu testler sonucunda her bir hisse senedi için en uygun GARCH sınıfı modele karar verilmiştir.

Bu çalışma, takvimsel faktörlerin ve Türkiye'nin yaşadığı önemli iktisadi krizlerin değişik sektörlerdeki etkilerini bireysel hisse senetlerinin uzun dönemli günlük verilerini kullanarak incelemeye çalışması açısından literatüre katkıda bulunmaktadır. Ayrıca çalışma bireysel hisse senetlerinin en uygun GARCH sınıfı modelleriyle test edilerek, işlem hacmi-volatilite, getiri-risk ilişkilerini incelemesi açısından da katkı sağlamaktadır.

3.2. Literatür

Finans literatüründe krizlerin finansal piyasalara etkileri araştırılırken genellikle endeks bazlı çalışılmış, endeksi oluşturan hisse senetlerinin bireysel davranışları çok fazla inceleme konusu yapılmamıştır. Fang (2001), Holden, Thompson ve Ruangrit (2005), Tayvan günlük endeks verilerini kullanarak Asya krizinin hisse senedi getirilerine etkisini incelemişlerdir. Blair, Poon ve Taylor (2001), 1987 krizinin S&P 100** endeksinin zaman serisi özelliklerinde ne gibi etkiler yaptıklarını araştırmışlardır. Polasek ve Ren (2001), US, Almanya ve Japonya endeks getirilerine ait 2 yıllık günlük verileri kullanarak 1997 Asya krizinde bu zaman serilerinin volatilitelerinin birbirlerini ve hisse senedi getirilerini nasıl etkilediğini araştırmışlardır. Mishkin (1998), Meksika Finansal krizinin etkisini incelemiş, Lim (1999), Asya krizinin etkilerini incelemeye çalışmıştır. Herhangi bir ülke finansal piyasasının krizlerden nasıl etkilendiği pek çok çalışmaya konu olmasına rağmen aynı krizden bazı ülkelerin etkilenip diğerlerinin etkilenmemesi çok fazla çalışılmamıştır. Bu konuda Sachs, Tornell ve Velasco (1997), bir çalışma yapmış ve 1995 yılı boyunca neden bazı gelişmekte olan ülkelerin finansal krizlerden etkilenirken bazılarının etkilenmediği sorusuna yanıt aramışlardır.

Yapılan ampirik çalışmalarda endekslerin kullanılıp bireysel hisse senetlerinin kullanılmamasının en önemli nedenlerinden biri, her bir hisse senedinin farklı bir yapıya sahip olması nedeniyle çalışılan hisse senedi sayısı kadar farklı

** Standard&Poor's 100 Amerikan hisse senedi piyasasındaki önde gelen büyük 100 şirketin hisse senetlerinin dahil olduğu endekstir

modelleme yapılması zorunluluğudur. Bu nedenle bireysel hisse senetleriyle yapılan çalışmaların sayısı sınırlı olmaktadır. Yaşanan krizlerin değişik sektörlerle hatta aynı sektördeki değişik şirketlere olan farklı etkileri literatürde ampirik olarak fazla incelenmemiş bu konuda bir boşluk oluşmuştur. Bu konuda ender çalışmalardan biri Kocaman (2003) tarafından yapılmıştır. Kocaman (2003), ihracat yapan firmalarla yapmayanların krizlerden aynı şekilde etkilenip etkilenmediğini araştırmıştır.

Literatürde piyasa bilgi akışının volatilité üzerindeki etkisi de önemle incelenen konulardan biri olmuştur. İlk olarak Clark (1973), Dağılım Karışımı Hipotezini, (Mixture of Distributions Hypothesis, MDH) ortaya atmıştır. MDH, getiri varyansının piyasaya gelen bilgiyle orantılı olduğunu öne sürmektedir. Daha sonra bu konuyla ilgili ampirik çalışmalar birbirini izlemiştir. Lamoureux ve Lastrapes (1994) işlem hacmini bilgi akışını temsil eden bir gölge değişken olarak kullanarak modelleme yapmışlardır. Andersen (1996) de MDH'nin ampirik modellemesi olarak volatilité-işlem hacmi ilişkisini incelemiştir. Kalev, Liu, Pham, ve Jarnecic (2004), bilgi akışı volatilité ilişkisini hisse senedi gün içi getirilerini kullanarak araştırmışlardır.

Finans literatüründe takvimsel faktörlerin getiri ve volatilité üzerine etkisi de araştırılmıştır. Salman (2002), İMKB' de getirilerin Pazartesi ve Salı günü daha düşük diğer günler daha yüksek olduğunu göstermiştir. Demirer ve Karan (2002) da çalışmalarında Cuma günü getirilerin daha yüksek olduğu sonucuna ulaşmışlar, Pazartesi günü ise getirilerin daha düşük olduğu yönünde anlamlı bir bulguya ulaşamamışlardır. Bildik (2003), çalışmasında Cuma günü getirilerin diğer günlere göre daha fazla olduğunu bulmuş, Pazartesi getirilerin en düşük, volatilitenin ise en yüksek olduğunu göstermiştir. Ayrıca Bildik (2003), Ocak ayının getiriler üzerindeki etkisini de araştırarak getirilerin Ocak ayında daha yüksek olduğunu bulmuştur. Balaban, Bayar ve Kan (2001), gün etkisinin ülkeden ülkeye ve güne göre büyük farklılıklar gösterebileceğine işaret etmektedirler. Chen ve Zhou (2001), ortalama getiri volatilitésinin yaz aylarında daha düşük olduğunu ortaya koymuşlardır. Holden, Thompson ve Ruangrit (2005), Tayland hisse senedi günlük verilerini kullanarak Asya krizinin hisse senedi getirilerine etkisini incelemişler ve gün etkisi,

ay etkisi tatil öncesi ve sonrası etkileri araştırmışlardır. Takvimsel faktörlerin getiri ve volatilité üzerindeki etkisini araştıran çalışmaların çok büyük bir kısmı endeksleri kullanmışlardır. Bireysel hisse senetlerini kullanarak takvimsel faktörlerin etkisini araştıran çalışmaların sayısı çok daha azdır. Oğuzsoy ve Güven (2003), İMKB’de gün etkisini incelemişler ve İMKB 30 endeksindeki hisse senetlerinin büyük bir kısmının getirilerinin Cuma günü daha fazla, volatilitelerinin de Pazartesi günü yüksek olduğunu belirlemişlerdir.

3.3 Ekonometrik Model

Çalışmada volatilité ölçüm yöntemi olarak Engle (1982), Bollerslev (1986); Bollerslev, Chou ve Kroner (1992) in çalışmalarıyla ortaya çıkmış ve geliştirilmiş olan GARCH tipi modeller temel alınmıştır. Modeller (3.1), (3.2), (3.3), (3.4), (3.5) ve (3.6) nolu genel denklemler ışığında oluşturulmuş ve tahmin edilmiştir. (3.1), (3.2) ve (3.3) no lu denklemler EGARCH-M modelini, (3.4), (3.5) ve (3.6) nolu denklemler GARCH-M modelini temsil etmektedir. İlk olarak EGARCH-M modeli tahmin edilmiş ve π katsayısının anlamlılığı test edilmiştir. Bu katsayının anlamsız olduğu denklemler için $\pi = 0$ kısıtı konularak model EGARCH haline getirilmiştir. EGARCH modelinde $u_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$ değişkeni katsayısının anlamlılığı test edilerek negatif ve pozitif getiri değişimlerinin volatilitéyi aynı şekilde etkileyip etkilemediği belirlenmiştir. Bu katsayının anlamsız olduğu hisse senetleri için (3.4), (3.5) ve (3.6) nolu denklemler vasıtasıyla GARCH-M modeli tahmin edilmiş ve π katsayısının anlamlılığı test edilmiştir. π katsayısının anlamsız olması durumunda $\pi = 0$ kısıtı vasıtasıyla model GARCH haline getirilmiştir.

EGARCH-M MODELİ

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i u_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_j + \pi h_t^{1/2} + u_t \quad (3.1)$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad (3.2)$$

$$\ln h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \left[\frac{u_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} \right] + \sum_{i=1}^s \gamma_i \ln h_{t-i} + \sum_{j=1}^k \psi_j X_j + \sum_{i=1}^m \delta_i \left[\frac{|u_{t-i}|}{\sqrt{h_{t-i}}} \right] \quad (3.3)$$

GARCH-M MODELİ

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i u_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_j + \pi h_t^{1/2} + u_t \quad (3.4)$$

$$u_t = h_t^{1/2} \varepsilon_t \quad (3.5)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \gamma_j h_{t-j} + \sum_{j=1}^k \psi_j X_j \quad (3.6)$$

Denklemlerde r_t ilgili hisse senedinin t günündeki logaritmik getirisini μ_t ⁸ ve h_t sırasıyla r_t 'nin koşullu ortalamasını ve koşullu varyansını, X_i açıklayıcı değişkenleri, u_t serisel olarak korelasyonsuz ortalama-düzeltilmeli endeks getirisini, ε_t birbirinden bağımsız ve özdeş olarak dağılan rassal değişkenleri ve p , q , k ve s negatif olmayan tamsayıları temsil etmektedir. Denklem (3.1) ve (3.4) hisse senedi getirisinin, r_t , ortalama hisse senedi getirisi, μ_t , artı serisel olarak korelasyonsuz fakat bağımlı hisse senedi getirisi, u_t , şeklinde iki bileşene ayrılabilceğini belirtmektedir; ortalama getiri, içine açıklayıcı değişkenler katılmış bir durağan ARMA(p, q) modeli ile temsil edilmektedir. $u_t = h_t^{1/2} \varepsilon_t$ denklemi hisse senedi getirisinin koşullu varyansa (daha doğrusu standart sapmaya) bağımlılığını göstermektedir. Denklem (3.3), EGARCH-M(m) modelini ve denklem (3.6) GARCH-M(m) modelini yansıtmaktadır. u_t 'nin koşulsuz varyansının sonlu olmasını garantilemek için α_i katsayılarının bazı düzen koşullarını tatmin etmesi gerekmektedir (Tsay, 2002: 93).

⁸ Burada ortalama endeks getirisi, $\mu_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i u_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_j + \pi h_t^{1/2}$ olarak ifade edilmektedir

EGARCH modeli birkaç yönüyle klasik GARCH metodundan ayrılmaktadır. İlk olarak, EGARCH modeli logaritmik koşullu varyans kullanmaktadır. Bu da varyans denklemi katsayılarının pozitif olması kısıtını gevşetmektedir. Bu modele göre pozitif ve negatif u_t gecikme değerleri koşullu varyansın belirlenmesine asimetrik katkıda bulunmaktadır. Başka deyişle, model negatif ve pozitif u_t gecikmelerine asimetrik olarak tepki vermektedir. Bir hisse senedinin getirisi volatilitesiyle, yani riskiyle, ilişkilidir; riski arttığında hisse senedinin getirisinin de artması beklenmektedir. Bu ilişkiyi GARCH–M (GARCH in Mean) modelleri dikkate almaktadır. Buradaki “M” koşullu varyans (ya da standart sapma) değişkeninin ortalama denkleminde de yer aldığına işaret etmektedir. Ortalama denklemlerinde yer alan bu değişkenin katsayısı risk primi olarak adlandırılır. (3.3) denkleminde yer alan $u_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$ değişkeninin katsayısı anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı olduğunda, asimetrik etkinin varlığından söz edilir. $|u_{t-1}|/\sqrt{h_{t-1}}$ değişkeni ise klasik ARCH etkisini göstermektedir.

Etkisi araştırılan açıklayıcı değişkenlerden, yani X_t ’lerden, biri işlem hacmi, *GHACİM*, değişkenidir. *GHACİM*, piyasada bilgi akışını temsil eden bir gölge değişken olarak ortalama denkleminde ve işlem hacmindeki değişmelerin volatilité üzerindeki etkisini incelemek için koşullu varyans denkleminde katılmıştır. Türkiye’nin yaşadığı üç önemli iktisadi kriz döneminin etkilerini incelemek için *D94*, *DRUSYA* ve *D2001*, yaz mevsimi ve ocak ayı etkilerini test etmek için *DYAZ* ve *DOCAK*, haftanın ilk günü ve son günü etkilerini araştırmak için *DPTESİ* ve *DCUMA*, kukla değişkenleri hem ortalama getiri, hem de koşullu varyans denkleminde yerleştirilmiştir. Ayrıca kukla değişkenlerin karşılıklı etkilerini, örneğin işlem hacminin kriz dönemlerindeki etkisinin normal dönemlerden farklı olabileceğini, dikkate almak için modele etkileşim değişkenleri eklenmiştir.

3.4 Değişkenler ve Veriler

Çalışmada İstanbul Menkul Kıymetler Borsası, İMKB100 endeksi içinde bulunan, 1997 Rusya krizinden önce işlem görmeye başlamış, aynı zamanda İMKB Sınâî, İMKB Mali ve İMKB Hizmetler endekslerinin herhangi birinde bulunan hisse

senetlerinin günlük verileri ile İMKB100 endeksi işlem hacmi günlük verileri kullanılmıştır. Bu sayede hisse senetleri sınaî, mali ve hizmet olmak üzere 3 temel kategoriye ayrılmış ve krizlerin bu üç kategoriye etkileri incelenerek farklılıkların olup olmadığı belirlenmeye çalışılmıştır. Bu veriler İstanbul Menkul Kıymetler Borsasından sağlanmışır. Ham verilerde borsanın çeşitli nedenlerle işlem yapmadığı günler için bazı düzeltmeler yapılmıştır. Borsanın kapalı olduğu günler için bir önceki işlem günü kapanış fiyatı kullanılmışır. Modellerde yer alacak olan bazı değişkenler için hesaplamalar yapılmıştır. P_{it} , t günündeki i hisse senedinin kapanış değeri olmak üzere t günündeki i hisse senedinin logaritmik getirisi r_{it} ;

$$r_{it} = \ln(P_{it}) - \ln(P_{it-1}) \quad (3.7)$$

ifadesiyle hesaplanmışır. İMKB100 endeksi günlük işlem hacmi değişim oranı, $GHACİM_t$,

$$GHACİM_t = \ln(HACİM_t) - \ln(HACİM_{t-1}) \quad (3.8)$$

logaritmik değişme olarak elde edilmiştir, burada $HACİM_t$ değişkeni t günündeki günlük işlem hacmini bin lira olarak göstermektedir.

Kriz dönemlerinin başlangıç ve son gününü belirlemek için en önemli kriz göstergelerinden biri olan bankalar arası gecelik faiz oranı temel alınmıştır. Şekil 2.1 den görüldüğü gibi özellikle 1994 ve 2001 kriz dönemlerinin başlangıç ve sona erme tarihleri gecelik faiz oranı serisi incelenerek tespit edilebilmektedir. 1998'deki Rusya krizi ise özel yapısı gereği Rusya ile doğrudan ya da dolaylı olarak ticari ilişkiler içinde bulunan şirketleri etkilemiştir. Bu nedenle Rusya kriz başlangıç ve sona erme günlerini gecelik faiz oranından çıkarmak mümkün değildir. Rusya'nın 90 günlük moratoryum ilan ettiği tarih Rusya krizinin başlangıç tarihi olarak alınmıştır. Rusya krizinin sona erme tarihi moratoryumun sona erdiği tarihten 60 gün sonraki tarih olarak belirlenmiştir. 1994 krizi için burada belirlenen başlangıç ve sona erme tarihleri Muradoglu, Berument ve Metin (1999) ile Rusya krizinin başlangıç ve sona

erme tarihleri ise Khalid ve Gulasekeran (2005) ile uyumludur. Kriz kukla değişkenlerinin tanımları Tablo 2.1’de gösterilmiştir.

Çalışmada kullanılan bütün zaman serilerine ADF testi yapılmış ve bütün serilerin durağan olduğu belirlenmiştir.⁹ Hisse senetlerine ait verilerin periyotları ve gözlem sayıları Ek1 de özetlenmiştir.

3.5 Tahmin Sonuçları

Günlük getiri denklemini ARMA yapısını teşhis edebilmek için, seriye önce AR ve sonra MA modelleri uydurularak, bunların mertebeleri belirlenmiştir. Bu amaç için örneklem otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarından yararlanılmıştır. Daha sonra, gerçekleştirilen çeşitli model yeterlilik testleri ile getiri serilerini otokorelasyondan arındırmaya en uygun ARMA yapısı belirlenmiştir.

Modellerde ARCH’ın mertebesini belirlemek için h_t ’nin örneklem tahmini \hat{u}_t^2 ’nin örneklem kısmi otokorelasyon fonksiyonundan (PACF) yararlanılmıştır. GARCH(m,s)’in mertebesi s ’yi belirlemek için literatürdeki benzer uygulamalara paralel olarak düşük mertebeli GARCH(1,1), GARCH(2,1) ve GARCH(1,2) modelleri test edilmiştir. Ancak buna rağmen bazı hisse senetlerinde ARCH etkisi giderilememiş ve söz konusu hisselerde m ve s mertebeleri uzatılarak bu problem ortadan kaldırılmıştır. Uygulamadaki birçok çalışmaya paralel olarak, ε_t ’nin standart normal dağılıma sahip olduğu varsayılmıştır.¹⁰

Analize dahil edilen her bir hisse senedi için EGARCH-M, EGARCH, GARCH-M, GARCH, modelleri arasından en uygunu (3.1), (3.2), (3.3), (3.4), (3.5) ve (3.6) no lu denklemler yardımıyla oluşturularak maksimum olabilirlik yöntemiyle tahmin edilmiş ve özet sonuçlar Tablo3.1’ de gösterilmiştir. Bu özet tabloda ortalama denklemini ARMA katsayıları ve varyans denklemindeki ARCH ve GARCH terimlerinin katsayıları gösterilmemiş¹¹, onun yerine krizlerin hisse senedi getiri volatilitesi üzerine etkisini yorumlamak amacıyla krizlerin katsayıları, anlamlı

⁹ Bu test sonuçları Ek5 de gösterilmiştir.

¹⁰ Karşılaştırma amacıyla student-t dağılımına sahip olduğu varsayımı da yapılmış benzer sonuçlar elde edilmiştir

¹¹ İstenildiğinde yazardan temin edilebilir.

takvimsel faktörlerin katsayıları ve işlem hacmi değişim değişkeninin katsayıları gösterilmiştir. Bunun yanında tabloda her bir hisse senedi için uygun bulunan modelin tipi, ortalama denkleminin otokorelasyondan arındırılıp arındırılmadığını göstermek için Q istatistikleri, varyans denkleminin spesifikasyonunun doğruluğunu göstermek için Q^2 istatistikleri ve varyans denkleminde seçilen gecikmelerin ARCH etkisini giderip gidermediğini gösterebilmek amacıyla ARCH-LM test istatistikleri raporlanmıştır. Bu istatistik sonuçlarına göre kullanılan modellerde ortalama ve varyans denklemlerinin spesifikasyonları doğru yapılmış ve modeller sayesinde ARCH etkisi yok edilebilmiştir.

Hisse senedi getiri ve volatilitesi modellenirken EGARCH-M, EGARCH, GARCH-M, GARCH modelleri arasından her bir hisse senedi için en uygun olanı seçilmiştir. Bu seçim yapılırken anlamlı bir getiri- risk ilişkisinin var olup olmadığı ve şokların varyans üzerinde anlamlı bir asimetric etkisinin olup olmadığı, yani negatif ve pozitif şokların aynı etkiyi yapıp yapmadığı dikkate alınmıştır. Risk-getiri ilişkisini dikkate almak amacıyla GARCH-M ve EGARCH-M modelleri test edilmiştir. Risk parametresinin anlamlı bulunamadığı modellerde bu değişken düşürülerek GARCH ve EGARCH modelleri tahmin edilmiştir. Anlamlı bir risk değişkeni katsayısı bulunan modellerde bu katsayının işareti incelendiğinde beklendiği gibi pozitif bir işaret elde edilmiştir. Bu, hisse senedinin riski arttığında ortalama getirisinin de artacağını göstermektedir. Asimetric etkinin varlığını belirlemek için de EGARCH ve EGARCH-M modellerinde $u_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$ değişkeni katsayısının anlamlılığı test edilmiştir. Bu katsayının anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı olduğu modellerde asimetric etkinin var olduğu belirlenmiş, anlamsız olanlarda ise GARCH ve GARCH-M modelleri tahmin edilmiştir.

Çalışmada piyasadaki bilgi akışını temsilen İMKB100 işlem hacmi logaritmik getirisi varyans ve ortalama denklemlerine dahil edilmiştir. Tahmin sonuçlarına göre bu değişkenlerin katsayıları incelendiğinde ortalama denkleminde ve varyans denkleminde İMKB100 işlem hacmi logaritmik değişimi tüm modellerde anlamlı bulunmuştur. Varyans denklemlerinde işlem hacmi değişkeninin katsayıları pozitif elde edilmiştir. Bu işlem hacmi artışının volatilitayı de arttıracığını göstermektedir.

Sonuçlar Dağılım Karışımı Hipotezinin (Mixture of Distribution Hypothesis) İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında geçerli olduğuna işaret etmektedir. Öte yandan işlem hacminin piyasa bilgi akışını temsilen kullanılması bazı yazarlar tarafından eleştirilmektedir. Bu yazarlar işlem hacminin tek başına bilginin gürültülü bir ölçüsü olduğunu iddaa etmekte ve sadece bilginin işlem hacmine yol açmadığını, işlem hacmini etkileyen başka faktörlerin de olduğunu öne sürmektedirler. Bu eleştirilere rağmen uygulamadaki birçok çalışmada işlem hacmi bilgi akışını temsilen kullanılmaktadır ve bu çalışmada da kullanılmıştır.

Tahmin edilen denklemlerin sonuçları Tablo3.2’de sınıflandırılarak sunulmuştur. Tablo3.2’deki sonuçlar incelendiğinde öncelikle ortalama getiri denkleminin sabit terimlerine bakılarak uzun vadede pozitif getiri sağlayan hisse senetleri belirlenmiştir. Sabit terimi pozitif olan hisse senetleri ne olursa olsun uzun vadede pozitif getiri sağlayacaktır. Bu sonuçlar borsada uzun vadede kazanç hedefleyen yatırımcılar için faydalı olabilecek bilgilerdir. Sektörel olarak sonuçlara bakıldığında uzun vadede kazanç sağlayan hisselerin daha çok sınaî hisse senetleri olduğu görülmektedir.

Ortalama getirinin kriz dönemlerinde nasıl değişiklik gösterdiğini belirlemek için ortalama denklemlerine dahil edilen kriz kuklaları incelendiğinde 94 krizinde sadece mali hisse senetlerinden Doğan Holding’de anlamlı bir düşüş gözlenmiştir. Rusya krizinde sınaî hisse senetlerinden İhlas Ev Aletleri ve Tofaş, mali hisse senetlerinden ise sadece Sabancı Holding’de anlamlı bir getiri azalması belirlenmiştir. 2001 krizinde ise sınaî hisse senetlerinden Otokar ve Turcas, mali hisse senetlerinden Doğan Holding, İhlas Holding, Şekerbank, hizmet hisselerinden Migros ve Gima getirileri anlamlı bir azalma göstermiştir.

Takvimsel faktörlerin ortalama getiri üzerindeki etkisine bakıldığında en belirgin sonuç her üç sektörde de birkaç hisse senedi dışında Cuma günü getirilerin artış göstermesidir. Pazartesi günü ise sınaî hisse senetlerinden Beko, Doğangazete, İhlas ev aletleri, Otokar, Tat ve Ülker, mali hisse senetlerinden Algmyo, Koç Holding, Sabancı Holding ve Şekerbank hizmet hisselerinden Migros, Boyner, Gima, Thy getirilerinde anlamlı bir azalma meydana gelmektedir. Böyle bir sonuç

İMKB’de valör etkisinden kaynaklanmaktadır. Yaz aylarının ve ocak ayının getiriler üzerindeki etkisi incelendiğinde ise Aksigorta, Global, Şekerbank ve Marmaris hisse senetlerinde yaz aylarında getirinin anlamlı bir şekilde düştüğü, İhlas ev aletlerinde ise yükseldiği belirlenmiştir. Ocak ayı için sadece İhlas ev aletleri için anlamlı bir pozitif etki gözlenmiştir.

Krizlerin ve takvimsel faktörlerin volatilité üzerindeki etkilerini belirlemek için modellerin varyans denklemleri tahminleri incelenmiştir. Tablo3.2 hangi krizin hangi hisse senedi üzerinde nasıl etkisi olduğunu özetlemektedir. 94 krizi genel olarak anlamlı olduğu hisse senetlerinde volatilitéyi arttırıcı bir etki göstermiştir. Sadece mali hisse senetlerinden Nettur volatilitesi anlamlı bir şekilde 94 krizinde azalmıştır. Benzer etki Rusya ve 2001 krizlerinde de gözlenmiştir. Rusya krizinde diğer hisse senetlerinden farklı olarak Bosch ve Usaş da volatilité azalmıştır. 2001 krizinde ise Adana, Bosch, Karton, Kordsa, Tüpraş, Finansbank, Global, İhlas Holding, İŞC ve Netholding hisse senetleri volatiliteleri azalmış, bu kriz kuklasının anlamlı olduğu diğer hisse senetlerinde ise volatilité artmıştır. Genel olarak her 3 sektörde de Rusya krizi, volatilitesi artan hisse senedi sayısının en fazla olduğu krizdir. Bunu 94 krizi izlemektedir. 2001 krizi ise volatilitesi azalan hisselerin en fazla olduğu krizdir.

Varyans denkleminde takvimsel faktörler açısından en dikkat çekici sonuç, Pazartesi günü etkisidir. Pazartesi günü her 3 sektördeki hisse senetlerinin büyük bir bölümünde volatilité daha yüksektir. Sınai hisse senetlerinden Aksa ve Bosch ise istisnadır. Bu iki hisse senedinde Pazartesi günü volatilité daha düşüktür. Cuma günü etkisi ise daha az sayıda hisse senedinde görülmektedir. Cuma günü kukla katsayısının anlamlı olduğu hisse senetlerinden büyük bölümünde bu katsayı negatiftir. Yani bu hisse senetlerinde Cuma günü volatilité daha düşüktür. Sınâî hisse senetlerinden Aksa, Karton, Otokar, Tire, mali hisse senetlerinden Akbank, hizmet hisse senetlerinden Tansaş ve Usaş Cuma günü volatilitenin daha yüksek olduğu hisse senetleridir. Her 3 gruptaki hisse senetlerinin büyük bölümünün volatilitesinde daha önceden beklendiği gibi anlamlı bir yaz etkisi belirlenmiştir. Yaz aylarında volatilité anlamlı olarak düşmektedir. Ocak ayı içinse belirgin bir sonuca

ulaşılamamıştır. Banvit, Bosch, Döktaş, Eczacıyapı, Nettur hisse senetlerinde ocak ayında volatilité daha düşük, İhlas ev aletleri, Akbank, Finansbank, İhlas Holding ve Gima hisse senetlerinde daha yüksek bulunmuştur.

Kukla deęişkenlerin karşılıklı etkilerini dikkate alabilmek için etkileşim deęişkenleri modellere eklenmiş ve bunlardan anlamlı olanları Tablo3.1’de raporlanmıştır. Bu sonuçlara göre bütün hisse senetlerinde ya da hisse senetlerinin büyük bir bölümünde dikkat çeken anlamlı bir etkileşim deęişkeni belirlenememiştir. Her bir hisse senedi için farklı etkileşim deęişkenleri anlamlı bulunmuş, bunların işaretlerinde de bir tutarlılık gözlenmemiştir.

3.6 Sonuç

Bu çalışmanın temel amacı takvimsel faktörlerin, iktisadi krizlerin ve bilgi akışının İstanbul Menkul Kıymetler Borsası İMKB100 içinde yer alan mali, sınaî ve hizmet sektörlerine mensup bireysel hisse senetlerinin günlük getirisi ve getiri volatilitesi üzerindeki etkilerini araştırmaktır. Çalışmada bireysel hisse senetlerinin günlük fiyat ve işlem hacmi verilerinden yararlanılmış, 1994, Rusya ve 2001 iktisadi krizleri ile Pazartesi ve Cuma günü etkileri, yaz etkisi ve ocak ayı etkisi araştırılmıştır. Bütün bunları araştırmak için her bir hisse senedi getiri ve varyansı EGARCH-M, EGARCH, GARCH-M ve GARCH modellerinden en uygun olanıyla modellenmiştir. Ayrıca çalışma sonunda uzun vadede pozitif getiri sağlayacak hisse senetleri belirlenmiştir.

Borsada uzun vadede kazanç elde etmek isteyen sabırlı yatırımcılar için hangi hisse senetlerinin en uygun olacağı sorusuna bu çalışma sonunda cevap verilmeye çalışılmıştır. Tablo 3.2’ de özetlenen sonuçlar ortalama denklemi sabit terimi pozitif olan hisse senetlerini göstermektedir. Riski sevmeyen ve uzun vadeli düşünen yatırımcılar bu hisse senetlerini portföylerine alarak uzun vadede pozitif getiri elde edebilirler. Spekülatif işlem yapan yatırımcılar içinse kriz dönemleri fırsat doğurmaktadır. Çalışma sonunda 1994, Rusya ve 2001 iktisadi krizlerinin hangi hisse senetlerinde volatilitéye yol açtığı belirlenmiştir. Dolayısıyla riske katlanarak kısa vadede kazanç elde etmek isteyen yatırımcılar krizlerde portföylerinde yüksek volatilité sergileyen hisse senetlerini bulundurabilirler.

Gün, ay, mevsim etkisi gibi takvimsel etkiler portföy oluşturulurken ilk akla getirilen etkiler olmasa da böyle etkilerin var olabileceği de ihmal edilmemelidir. Nitekim sonuçlar hisse senetlerinin büyük bir bölümünün Cuma günü daha yüksek getiri sağladığını, Pazartesi günü de daha fazla volatiliteye sahip olduğunu göstermektedir. Ortalama getirinin yaz aylarında ve ocak ayında anlamlı bir şekilde değiştiği yönünde bir yargıya bu sonuçlara bakarak varmak mümkün değildir. Çünkü oldukça az sayıda hisse senedinde yaz etkisi ve ocak etkisi gözlenmiştir. Öte yandan hisse senedi volatilitésinin yaz aylarında diğer aylara göre daha düşük olduğunu bu çalışma sonucunda söyleyebiliriz.

Sonuçlar hisse senedi getirilerinin ve getiri koşulu varyanslarının bilgi akışından etkilendiğini göstermektedir. Bunu test etmek amacıyla ortalama ve varyans denklemlerine konulan işlem hacmi logaritmik değişim değişkenleri modellerde anlamlı tahmin edilmiştir. Bu sonuç pazar bilgi akışının hem getiriye hem de volatiliteyi etkilediğini göstermektedir.

Risk faktörünün hisse senedi getirilerindeki rolü de ortalama denklemine standart sapma değişkeni yerleştiren model seçimiyle test edilmiştir. Risk katsayısının anlamlı bulunduğu bütün hisse senetlerinde getirilerle risk arasında pozitif bir ilişki bulunmuştur. Bu sonuç önsel beklentilerimize uygundur. Riski seven yatırımcılar bu hisse senetlerine yatırım yapabilirler ve bu sayede getirilerini arttırabilirler.

Tablo3.1: Bireysel Hisse Senetleri İçin Tahmin Sonuçları
(a) Smaı Hisse Senetleri Ortalama Denklemleri

Hisse Senedi	Model	SABİT	GHACİM _t	σ_t	D94	DRUSYA	D2001	DPTESİ	DCUMA	DYAZ	DOCAK
Adana	ARMA(2,8)- GARCH(2,1)	-0,00003	0,01777*	-	-	-	-	-	0,00373*	-	-
Aksa	ARMA(1,1)-GARCH-M(1,1)	-0,00927*	0,01548*	0,28883*	-	-	-	-	-	-	-
Andlefs	ARMA(1,1)-GARCH(1,1)	0,00074	0,01565*	-	-	-	-	-	0,00502*	-	-
Arçelik	ARMA((1,2),(12)-GARCH-M(2,1)	-0,00632*	0,01793*	0,19468*	-	-	-	-	0,00526*	-	-
Aygaz	ARMA((1,1)- GARCH-M(1,1)	-0,00705*	0,01680*	0,21909*	-	-	-	-	0,00534*	-	-
Beko	ARMA(2,2) –GARCH(3,1)	0,00103	0,01745*	-	-	-	-	-0,00296**	0,00268*	-	-
Bnvt	ARMA((4,5),4)- GARCH(1,2)	0,00066	0,00498*	-	-	-	-	-	0,00325*	-	-
Bolu	MA(3)-GARCH-M(3,1)	-0,00548*	0,01255*	0,16924*	-	-	-	-	0,00444*	-	-
Borusan	C- GARCH-(1,2)	0,00003	0,01142*	-	-	-	-	-	0,00537*	-	-
Bosh	C- EGARCH(1,1)	0,00205*	0,02035*	-	-	-	-	-	-	-	-
Bossa	ARMA(2,7) –GARCH(1,2)	-0,00023	0,01149*	-	-	-	-	-	0,00406*	-	-
Ceytas	C-GARCH(1,1)	0,00028	0,01122*	-	-	-	-	-	-	-	-
Cimsa	ARMA(2,2)- GARCH(1,1)	0,00066	0,01396*	-	-	-	-	-	0,00323	-	-
Demrdk	ARMA((2,4),4)-GARCH-M(2,2)	-0,00389**	0,01346*	0,11299*	-	-	-	-	0,00540*	-	-
Deva	ARMA((1,1)- GARCH(2,1)	0,00041	0,01659*	-	-	-	-	-	-	-	-
Dngztt	ARMA((1,1)- EGARCH-M(2,1)	-0,01225*	0,01678*	0,29324*	-	-	-	-0,00868*	0,00494*	-	-
Döktas	ARMA(2,4) –GARCH(2,1)	-0,00001	0,01536*	-	-	-	-	-	0,00597*	-	-
Eczyapı	C -GARCH-(2,1)	-0,00049	0,01557*	-	-	-	-	-	0,00308*	-	-
Ereğli	ARMA(2,2)-GARCH(1,2)	0,00010	0,02180*	-	-	-	-	-	0,00516*	-	-
Ford	ARMA(2,2)-GARCH(1, 1)	0,00043	0,01906*	-	-	-	-	-	0,00527*	-	-
Hektas	C –GARCH(2,1)	0,00085	0,01441*	-	-	-	-	-	-	-	-
Hürriyet	ARMA(2,2)-GARCH(2,1)	0,00188*	0,02026*	-	-	-	-	-	-	-	-
Ihlev	ARMA((1,4),1)-EGARCH-M(1,1)	-0,01485*	0,00683*	0,35811*	-	-0,01241*	-	-0,01134*	0,00543*	0,00349**	0,00509**
İzdemir	C –GARCH(9,2)	-0,00125	0,02276*	-	-	-	-	-	0,00584*	-	-
Karton	AR(1)- GARCH(2,1)	0,00080	0,00866*	-	-	-	-	-	0,00303*	-	-
Kordsa	ARMA(3,3)- GARCH(1,2)	-0,00033	0,01748*	-	-	-	-	-	0,00529*	-	-
Otokar	MA(3)- GARCH(1,1)	0,00126	0,01288*	-	-	-	-0,01200*	-0,00538*	0,00580*	-	-
Petrofs	ARMA(2,(2,4)) GARCH-M(2,1)	-0,00487*	0,01794*	0,12157*	-	-	-	-	0,00714*	-	-
Pınar	AR(1)-GARCH(1,1)	0,00188*	0,01112*	-	-	-	-	-	-	-	-
Tat	ARMA(2,2)- GARCH-M(2,1)	-0,00428**	0,01042*	0,16742*	-	-	-	-0,00405*	0,00409*	-	-
Tire	MA(7) - GARCH(2,1)	0,00054	0,01246*	-	-	-	-	-	0,00455*	-	-
Tofaş	AR,(2)-GARCH(9,1)	0,00026	0,01777*	-	-	-0,01033**	-	-	0,00663*	-	-
Trkcam	ARMA((2,7)(2,7))GARCH-M (7,2)	0,00096	0,01527*	-	-	-	-	-	0,00225*	-	-
Turcas	ARMA((1,7),(1,7))-GARCH(1,1)	0,00156*	0,01689*	-	-	-	-0,01192*	-	-	-	-
Tüpraş	ARMA(2,2) GARCH(1,1)	0,00069	0,02337*	-	-	-	-	-	0,00472*	-	-
Ülker	AR(1,1) –GARCH-M(1,1)	-0,00680**	0,00908*	0,23721*	-	-	-	-0,00579*	0,00590*	-	-
Vestel	C- GARCH(3,1)	-0,00027	0,01924*	-	-	-	-	-	0,00662*	-	-

(b) Mali Hisse Senetleri Ortalama Denklemleri

Hisse Senedi	Model	SABİT	$GHACİM_t$	σ_t	D94	DRUSYA	D2001	DPTESİ	DCUMA	DYAZ	DOCAK
Akbnk	AR(1)-GARCH-M(1,1)	-0,00825*	0,02057*	0,23482*	-----	-	-	-	-	-	-
Aksgr	C-GARCH (1,1)	0,00208*	0,02015*	-	-	-	-	-	0,00416*	-0,00362**	-
Algmyo	AR(1,8)- EGARCH-M(1,1)	-0,00665*	0,01319*	0,22865*	-	-	-	-0,00317**	0,000478*	-	-
Alhol	ARMA(1,1)- EGARCH-M(3,1)	-0,00724*	0,01458*	0,21880*	-	-	-	-	0,00580*	-	-
Brsyat	ARMA(4,4)- GARCH (1,2)	0,00120	0,01142*	-	-	-	-	-	-	-	-
Dgnhol	ARMA(2,2)- GARCH-M(1,1)	-0,01038*	0,02485*	0,27745*	-0,01736*	-	-0,0140**	-	0,00737*	-	-
Dışbnk	ARMA(2,2) -GARCH(3,1)	0,00028*	0,01906*	-	-	-	-	-	0,00353*	-	-
Ecz yat	ARMA((10,2)-GARCH(1,2)	-0,000008	0,01852*	-	-	-	-	-	0,00554*	-	-
Finsbnk	ARMA(1,1)- GARCH-M(1,1)	-0,00379	0,01793*	0,13684**	-	-	-	-	0,00459*	-	-
Garanti	C-GARCH(1,1)	-0,00004*	0,02162*	-	-	-	-	-	0,00743*	-	-
Global	C-GARCH-M(2,1)	-0,00051	0,02246*	-	-	-	-	-	0,00528*	-0,00419*	-
İhlas hol	ARMA(1,1) –GARCH(1,1)	-0,00137	0,01040*	-	-	-	-0,01035*	-	0,00839*	-	-
İşç	MA(2)- GARCH(2,1)	0,00006	0,02310*	-	-	-	-	-	0,00466*	-	-
Koçhol	MA(2) GARCH-M(1,1)	-0,00051**	0,01707*	0,17132*	-	-	-	-0,00283**	0,00509*	-	-
Nethol	ARMA(8,4) –GARCH-M(2,1)	-0,00767*	0,01578*	0,16362*	-	-	-	-	0,00466*	-	-
Sahol	ARMA(3,(2,3)) -EGARCH-M(1,1)	-0,01061*	0,01036*	0,37307*	-	-0,01036*	-	-0,00384	0,00607*	-	-
Skrbnk	AR(1) -GARCH-M(1,1)	-0,00422	0,00914*	0,21851*	-	-	-0,01233*	-0,00984*	-	-0,00628*	-
Yapıkredi	AR(1) –GARCH(9,1)	0,00030	0,02553*	-	-	-	-	-	0,00686*	-	-

(c) Hizmet Hisse Senetleri Ortalama Denklemleri

Hisse Senedi	Model	SABİT	$GHACİM$	σ_t	D94	DRUSYA	D2001	DPTESİ	DCUMA	DYAZ	DOCAK
Migros	C- GARCH-M(1,1)	-0,00169	0,01426*	0,14366*	-----	-----	-0,00906*	-0,00444*	0,00228**	-----	-----
Boyner	ARMA((1,1) -GARCH(1,1)	0,00170	0,01342*	-----	-----	-----	-----	-0,00728*	-----	-----	-----
Gima	ARMA(1,1)- GARCH-M(1,1)	-0,00639*	0,01205*	0,18324*	-----	-----	-0,01274*	-0,00370*	0,00777*	-----	-----
Marmar	ARMA(1,1)- EGARCH(1,1)	0,00090	0,01701*	-----	-----	-----	-----	-----	0,00388*	-0,00518*	-----
Nettur	ARMA((1,1)-EGARCH-M(1,1)	-0,01348*	0,01705*	0,27730*	-----	-----	-----	-----	0,00698*	-----	-----
Tansaş	ARMA(1,1)- EGARCH-M(1,1)	-0,00379*	0,01119*	0,11518**	-----	-----	-----	-----	0,00393*	-----	-----
Thy	C- EGARCH-M(1,1)	-0,01244*	0,01357*	0,30247*	-----	-----	-----	-0,00441*	0,00423*	-----	-----
Usas	ARMA(1,1)- GARCH(2,1)	0,00007*	0,01088*	-----	-----	-----	-----	-----	0,00571*	-----	-----

(d)Smai Hisse Senetleri Varyans Denklemleri

Hisse Senedi	Model	SABİT	GHACİM	D94	DRUSYA	D2001	DPTESİ	DCUMA	DYAZ	DOCAK	DPTESİ* D2001	DPTESİ* DRUSYA	DPTESİ* D94	DOCAK* DRUSYA	RİMKB* D2001
Adana	ARMA(2,8)- GARCH(2,1)	0,00003*	0,00037*	0,00008	0,00002	-0,00057*	-	-	-0,00009*	-	0,00295*	-	-	-	-
Aksa	ARMA(1,1)-GARCH-M(1,1)	0,00006*	0,00050*	0,00005	0,000002	0,00003	-0,00057*	0,00054*	-0,00001*	-	-	-	-	-	-
Andlefs	ARMA(1,1)-GARCH(1,1)	0,00020*	0,00068*	0,00041*	0,00038*	0,00026**	0,00073*	-	-	-	-	-	-	-0,00047*	-
Arçelik	ARMA((1,2),(12)-GARCH-M(2,1)	-0,00001	0,00058*	-0,00014	0,00039*	0,00008**	0,00031*	-	-	-	-	-0,00174*	0,00127*	-	0,00215*
Aygaz	ARMA((1,1)- GARCH-M(1,1)	0,00005*	0,00051*	0,00011	0,00009*	0,00003	--	-	-0,00001*	-	-	-	-	-	-
Beko	ARMA(2,2) –GARCH(3,1)	-0,00003	0,00043*	0,00052*	0,00001	0,00008	0,00028*	-	-	-	-	-	-	-	-
Bnvt	ARMA((4,5),4)- GARCH(1,2)	0,00044*	0,00078*	0,00004	0,00055*	0,00012**	-	-0,00024*	-0,00008*	-0,00004*	-	-	-	-	-
Bolu	MA(3)-GARCH-M(3,1)	0,00002*	0,00036*	0,00010*	0,00003*	0,00003**	0,000261*	-0,00019*	-	-	-	-	-	-	-
Borusan	C- GARCH-(1,2)	0,00009*	0,00048*	-	0,00017*	0,00020	0,00047*	-0,00013*	-0,00007*	-	-	-	-	-0,00025*	-
Bosh	C- EGARCH(1,1)	-0,3165*	-0,8135*	0,0145	-0,0504*	-0,0353*	-0,23211*	-0,66406*	-0,10760*	-0,12075*	-	-	-	-	1,79411*
Bossa	ARMA(2,7) –GARCH(1,2)	0,00027*	0,0006*	-	0,00039*	0,00024*	0,00017*	-0,00024*	-0,00007*	-	-	-	-	-	-
Ceytas	ARMA((1,3),3)-GARCH(1,2)	0,00038*	0,00084*	-	0,00044*	0,00075*	-	-	-0,00014*	-	-	-	-	-0,00065*	-
Cimsa	ARMA(2,2)- GARCH(1,1)	0,00004*	0,00051*	0,00013*	0,00007	-0,00001	0,00039*	-	-	-	--	-	-	-	-
Demrdk	ARMA(2,4,4)- GARCH-M(2,2)	-0,00001	0,00051*	0,00005*	0,00004*	0,00002	0,00026*	-	-	-0,00004*	-	-	-	-	-
Devra	ARMA((1,1)- GARCH(2,1)	-0,00003	0,00071*	0,00019*	0,00043*	0,00005	0,00074*	-	-	-	-	-0,00208*	-	-	-
Dngztl	ARMA((1,1)-EGARCH-M(2,1)	-0,7558*	1,06703*	0,08825*	0,08784*	0,03977	0,35593*	-0,36436*	-0,02835*	-	-	-	-	-0,18504*	-
Döktas	ARMA(2,4) –GARCH(2,1)	0,00012*	0,00007*	0,00030*	0,00013*	0,00007	0,00044*	-	-0,00004*	-0,00006*	-	-	-	-	-
Eczyapı	C –GARCH-(2,1)	0,00011*	0,00038*	-	0,00016*	0,00013**	0,00024*	-0,00020*	-0,00004	-0,00004*	-	-	-	-	-
Ereğli	ARMA((2,2)-GARCH(1,2)	0,00010*	0,00066*	0,00053*	0,00014*	0,00030*	0,00041*	-	-	-	-	-	-	-	-
Ford	ARMA(2,2)-GARCH(1, 1)	0,00003*	0,00058*	0,00011*	0,00005	0,00006	0,00026*	-	-	-0,00002*	-	-	-	-	-
Hektas	C –GARCH(2,1)	-0,00002	0,00052*	0,00029*	0,00006*	0,00005	0,00040*	-	-	-	-	-	-	-	-
Hürriyet	ARMA(2,2)-GARCH(2,1)	0,00008*	0,00071*	0,00009*	0,00001	0,00005*	-	-0,00030*	-	-	--	-	-	-	-
Ihlev	ARMA((1,4),1)-EGARCH-M(1,1)	-4,3626*	1,05767*	-	0,57149*	-0,17386	0,20466*	-	-0,18333*	0,80684*	-	-	-	-	-1,5289*
İzdemir	C –GARCH(9,2)	0,00123*	0,00078*	0,00107*	0,00006	0,00025	-	-0,00033*	-0,00035*	-	-	-	--	-	-
Karton	AR(1)- GARCH(2,1)	0,00003*	0,00031*	0,00016*	0,00007*	-0,00004*	0,00029*	0,00010*	-0,00003*	-	-0,00059*	-	-	-	-0,0002*
Kordsa	ARMA(3,3)- GARCH(1,2)	0,00001*	0,00049*	0,00025*	0,00004	-0,00076*	0,00033*	-0,00008*	-	-	-	-	-	-	-
Otokar	MA(3)- GARCH(1,1)	0,00021*	0,00079*	-	0,00008	-0,00003	-	0,00021*	-	-	-	-	-	-	-
Petrofs	ARMA(2,(2,4)) GARCH-M(2,1)	0,00048*	0,00082*	0,00024*	0,00041*	0,00001	0,00034*	-	-	-	-	-	-	-	-
Pınar	AR(1)-GARCH(1,1)	0,00006*	0,00069*	0,00039*	0,00037*	0,00021*	0,00067*	-0,00013*	-0,00002*	-	-	-0,00169*	-	-	-
Tat	ARMA(2,2)- GARCH-M(2,1)	0,00009*	0,00012*	0,00012*	0,00004	-	-	-0,00002*	-0,00184*	-	-	-	-	-	-
Tire	MA(7) - GARCH(2,1)	0,00032*	0,00060*	0,0010*	0,00047*	0,00007	0,00040*	0,00008**	-	-	-	-	-	-0,00051*	-
Tofaş	AR,(2)-GARCH(9,1)	0,00053*	0,00094*	0,00072*	0,00035*	0,00061*	0,00050*	-	-0,00010*	-	-	-	-	-	-
Trkcam	ARMA((2,7)(2,7)) GARCH-M (7,2)	0,00010*	0,00054*	0,00019*	0,00021*	0,00009	0,00014*	-0,00011*	-	-	-	-	-	-	-
Turcas	ARMA((1,7),(1,7))- GARCH(1,1)	0,00027*	0,00058*	0,00060*	0,00028*	0,00035*	0,00032*	-	-0,00009*	-	-	-	-	--	-
Tüpraş	ARMA(2,2) GARCH(1,1)	0,00003*	0,00071*	0,00021*	0,000009	-0,00039*	0,00027*	-0,00008*	-	-	0,00227*	-	-	-	-
Ülker	AR(1,1) –GARCH-M(1,1)	0,00020*	0,00066*	-	0,00020*	0,00002	0,00015*	-	-0,00004*	-	-	-	-	-	-
Vestel	C- GARCH(3,1)	0,00019*	0,00079*	0,00065*	0,00064*	0,00005	0,00056*	-0,00006*	-0,00004*	-	-	-	-	-	-

(e) Mali Hisse Senetleri Varyans Denklemleri

Hisse Senedi	Model	SABİT	GHACİM	D94	DRUSYA	D2001	DPTESİ	DCUMA	DYAZ	DOCAK	DPTESİ* D2001	DPTESİ* DRUSYA	RVİMKB* D2001	DCUMA* DRUSYA	DOCAK* DRUSYA
Akbnk	AR(1)-GARCH-M(1,1)	0,00081*	0,00090*	0,00075*	0,00061*	0,00041*	0,00024*	0,00037*	-0,00023*	0,00014**	-				
Aksgr	C-GARCH (1,1)	0,00027*	0,00084*	-	0,00014	0,00024*	0,00021*	-	-0,00004*	-	-				-
Algmyo	AR(1,8)- EGARCH-M(1,1)	-2,44558*	0,88587*	-	0,38143*	0,29808*	0,30521*	-	-0,10356*	-		-0,83625*	-0,78559*		
Alhol	ARMA(1,1)-EGARCH-M(3,1)	-0,27551*	0,84012*	0,01454	0,22701*	-0,00420	0,52223*	-	-0,01412*	-	-	-		-1,09862*	-
Brsyat	ARMA(4,4)- GARCH (1,2)	0,00006	0,00067*	-	0,00019*	0,00025*	0,00065*	-	-	-	-	-	-	-	-0,00030*
Dgnhol	AR(2,2)- GARCH-M(1,1)	0,00018*	0,00092*	0,00036*	0,00011*	0,00016	0,00017*	-0,00027*	-	-	-	-	-	-	-
Dışbnk	ARMA(2,2) -GARCH(3,1)	0,00004*	0,00034*	0,00005*	-0,00001	0,00001	-	-0,00010*	-0,00001*	-	-	-	-	-	-
Ecz yat	ARMA((10,2)-GARCH(1,2)	0,00011*	0,00061*	0,00030*	0,00077*	0,00008	0,00038*	-0,00020*	-0,00002*	-	-	-0,00263*	-	-	-
Finsbnk	ARMA(1,1)- GARCH-M(1,1)	0,00006*	0,00065*	0,00016*	0,00005*	-0,00046*	-	-	-	0,00005*	0,00267*	-	-	-	-
Garanti	C-GARCH(1,1)	0,00022*	0,00090*	0,00037*	0,00080*	-0,00025	0,00017*	-0,00014*	-0,00005*		0,00218*			-0,00280*	
Global	C- GARCH(2,1)	0,00007*	0,00097*	-	0,00015*	-0,00065*	-	-	-	-	0,00344*				
İhlas hol	ARMA(1,1) –GARCH(1,1)	0,00076*	0,00082*	-	0,00063*	-0,00024*	0,00024*	-0,00010*	-0,00027*	0,00164*	0,00144*		-0,00084*	-0,00109*	-0,00218*
İşç	MA(2)- GARCH(2,1)	0,00008*	0,00076*	0,00018*	0,00005	-0,0003**	0,00026*	-	-0,00003*	-	0,00199*	-	-	-	-
Koçhol	MA(2) GARCH-M(1,1)	0,00002*	0,00063*	0,00020*	0,00003	0,00005	0,00025*	-	-0,00001*	-	-	-	-	-	-
Nethol	ARMA(8,4) –GARCH-M(2,1)	0,00060*	0,00115*	0,00129*	0,00037*	-0,00016*	-	-0,00020*	-0,00008*	-	-	-	-	-	-
Sahol	ARMA(3,(2,3))-EGARCH-(1,1)	-0,50599*	1,29297*	-	0,02459	0,01698	0,47394*	-	-	-					-0,00109*
Skrbnk	AR(1) -GARCH-M(1,1)	0,00054*	0,00076*	-	0,00079*	0,00015	0,00072*	-	0,00056*	-	-	-	-	-	-
Yapıkd	AR(1) –GARCH(9,1)	0,00071*	0,00096*	0,00090*	0,00073*	0,00056*	0,00057*	-	-0,00025*	-	-	-	-	-	-

(f) Hizmet Hisse Senetleri Varyans Denklemleri

Hisse Senedi	Model	SABİT	GHACİM _t	D94	DRUSYA	D2001	DPTESİ	DCUMA	DYAZ	DOCAK	DCUMA* D94	DOCAK* D2001	DCUMA* DRUSYA	DPTESİ* D2001	DOCAK* DRUSYA
Migros	C- GARCH-M(1,1)	0,00008*	0,00048*	0,00090*	0,00015*	0,00007	0,00030*	-----	-0,00003		-0,00287*		0,00110*		-0,00049*
Boyner	ARMA((1,1) -GARCH(1,1)	0,00025*	0,00082*	-----	0,00110*	0,00024*	-----	-0,00018*	-----		-----		-0,00364*		-----
Gima	ARMA(1,1)- GARCH-M(1,1)	0,00018*	0,00036*	-----	0,00012*	0,00012*	-----	-0,00058*	-0,00002*	0,00004*	-----	-0,00032*	-----		-0,00023*
Marmaris	ARMA(1,1)- EGARCH(1,1)	-1,54708*	0,45408*	0,07884	0,02480	0,11821*	0,35669*	-----	-0,07316*	-----	-----	-----	-----		-----
Nettur	ARMA((1,1)-EGARCH-M(1,1)	-0,11676*	0,97300*	-0,17851*	0,00334	-0,20032	-----	-0,69226*	-0,03669*	-0,05338*	1,06033*			1,07558*	
Tansaş	ARMA(1,1)- EGARCH-M(1,1)	-0,56320*	0,90485*	-----	0,19438*	0,03117	-----	0,18467*	-0,05056*					-0,82731*	
Thy	C- EGARCH-M(1,1)	-0,94791*	1,01199*	0,11965*	-0,00232	0,07634*	0,47670*	-----	-0,01934*				-0,25659*		
Usas	ARMA(1,1)- GARCH(2,1)	-0,00003*	0,00039*	0,00027*	-0,00001*	-0,00002	0,00034*	0,00020*	-----	-----	-----	-----			

(g) Smaı Hisse Senetleri Model Yeterlilięi Başarım Testleri

Hisse Senedi	Model	$Q(5)$	$Q(10)$	$Q(15)$	$Q(20)$	$Q^2(5)$	$Q^2(10)$	$Q^2(15)$	$Q^2(20)$	ARCH-LM(5)	ARCH LM(10)	ARCH LM(15)	ARCH LM(20)
Adana	ARMA(2,8)- GARCH(2,1)	4,758	9,345	15,428	25,327	4,022	7,812	11,204	20,635	4,039	7,602	11,304	20,238
Aksa	ARMA(1,1)-GARCH-M(1,1)	5,822	7,624	10,162	12,276	2,633	4,002	5,486	6,292	2,704	3,987	5,411	6,172
Andlefs	ARMA(1,1)-GARCH(1,1)	5,353	14,558	19,311	28,543	1,370	1,552	1,857	2,176	1,368	1,546	1,855	2,174
Arçelik	ARMA((1,2),(12)-GARCH-M(2,1)	6,822	13,564	14,624	18,710	4,173	6,478	11,652	17,403	4,129	6,298	11,843	18,015
Aygaz	ARMA((1,1)- GARCH-M(1,1)	4,014	9,059	16,407	22,082	5,669	13,878	17,222	21,582	5,683	13,597	16,566	23,970
Beko	ARMA(2,2) –GARCH(3,1)	3,363	13,064	18,437	19,132	5,446	12,336	15,401	20,737	5,602	13,278	16,826	21,399
Bnvt	ARMA((4,5),4)- GARCH(1,2)	8,151	8,642	12,168	17,748	1,647	5,888	8,772	14,699	1,651	5,843	8,763	14,146
Bolu	MA(3)-GARCH-M(3,1)	10,918	14,387	22,215	26,615	4,641	5,851	9,046	11,972	4,674	6,120	9,242	12,579
Borusan	C- GARCH-(1,2)	5,347	10,153	12,433	15,201	6,885	8,987	16,142	23,485	6,903	8,904	15,720	23,067
Bosh	C- EGARCH(1,1)	6,023	6,879	8,573	12,128	0,121	0,265	0,356	2,933	0,120	0,265	0,360	2,887
Bossa	ARMA(2,7) –GARCH(1,2)	5,056	10,754	16,216	25,258	2,333	16,942	19,970	27,445	2,355	17,147	19,719	25,880
Ceytas	ARMA((1,3),3)-GARCH(1,2)	9,805	17,273	22,561	26,846	4,494	6,009	14,676	23,111	4,407	5,880	14,344	22,242
Cimsa	ARMA(2,2)- GARCH(1,1)	4,898	5,698	17,453	23,910	2,537	5,076	8,400	11,277	2,527	5,221	8,480	11,508
Demrdk	ARMA((2,4),4)- GARCH-M(2,2)	2,180	6,505	11,754	15,158	3,021	5,241	7,624	15,643	3,019	5,257	7,838	15,543
Deva	ARMA((1,1)- GARCH(2,1)	9,117	15,751	21,075	29,880	2,510	6,418	9,278	12,460	2,529	6,381	9,362	12,589
Dgngzt	ARMA((1,1)-EGARCH-M(2,1)	5,242	12,396	18,318	20,111	3,676	9,918	17,021	20,154	3,691	9,846	17,164	19,816
Döktas	ARMA(2,4) –GARCH(2,1)	4,731	14,694	20,243	22,353	3,167	4,965	6,588	9,848	3,138	4,912	6,633	10,187
Eczyapı	C -GARCH-(2,1)	5,620	12,882	18,756	25,051	4,229	7,107	7,533	9,582	4,213	6,684	6,889	9,065
Ereęli	ARMA((2,2)-GARCH(1,2)	3,525	9,405	18,403	22,325	4,313	6,278	13,351	17,129	4,352	6,221	13,264	16,249
Ford	ARMA(2,2)-GARCH(1, 1)	2,749	5,172	19,266	24,354	3,431	13,627	15,079	19,850	7,379	14,096	15,584	19,879
Hektas	C –GARCH(2,1)	2,321	7,004	17,961	22,401	1,127	4,898	6,782	10,939	1,152	4,948	6,883	10,695
Hürriyet	ARMA(2,2)-GARCH(2,1)	6,932	11,071	18,162	22,904	6,374	13,674	18,519	20,676	6,403	15,966	17,519	20,153
Ihlev	ARMA((1,4),1)-EGARCH-M(1,1)	4,493	10,800	15,924	18,127	0,248	0,300	0,407	0,509	0,246	0,297	0,401	0,497
İzdemir	C –GARCH(9,2)	7,583	15,665	26,333	29,953	1,219	3,825	6,072	8,036	1,219	3,786	5,899	7,751
Karton	AR(1)- GARCH(2,1)	7,389	10,371	13,555	19,007	1,996	8,634	11,960	12,458	1,882	8,590	11,717	12,118
Kordsa	ARMA(3,3)- GARCH(1,2)	4,367	16,114	19,900	24,107	8,747	13,088	18,481	27,317	8,262	12,941	18,651	28,478
Otokar	MA(3)- GARCH(1,1)	7,072	16,623	19,159	22,381	1,101	4,878	11,805	13,405	1,088	4,868	11,676	13,818
Petrofs	ARMA(2,(2,4) GARCH-M(2,1)	2,367	4,358	8,570	18,292	2,512	8,508	11,078	17,174	2,541	8,482	11,161	17,796
Pınar	AR(1)-GARCH(1,1)	4,381	10,075	20,134	20,966	2,652	3,695	10,408	15,183	2,594	3,566	10,043	15,444
Tat	ARMA(2,2)- GARCH-M(2,1)	7,029	11,151	15,943	21,296	2,283	7,052	20,245	24,290	2,325	7,237	20,346	23,840
Tire	MA(7) - GARCH(2,1)	7,246	10,331	16,513	20,744	0,965	10,679	18,670	21,802	0,983	10,584	18,291	22,386
Tofaş	AR,(2)-GARCH(9,1)	6,574	13,285	18,639	20,178	1,511	4,233	13,560	20,706	1,475	4,272	13,484	20,099
Trkcam	ARMA((2,7)(2,7)) GARCH-M (7,2)	6,356	11,911	13,411	16,081	0,0588	6,7901	10,848	12,399	0,063	6,788	10,578	12,614
Turcas	ARMA((1,7),(1,7))-GARCH(1,1)	4,373	12,496	14,649	16,920	1,340	4,556	9,623	21,475	1,316	4,250	9,265	21,164
Tüpraş	ARMA(2,2) GARCH(1,1)	5,660	9,445	13,456	19,385	3,372	6,018	7,364	9,906	3,311	5,904	6,853	10,444
Ülker	AR(1,1) –GARCH-M(1,1)	2,942	8,513	9,632	17,829	1,754	10,447	15,944	19,714	1,739	9,906	16,261	19,584
Vestel	C- GARCH(3,1)	10,083	12,345	19,478	20,182	7,541	8,268	12,141	19,897	7,557	8,133	11,717	20,170

(h) Mali Hisse Senetleri Model Yeterliliği Başarım Testleri

Hisse Senedi	Model	$Q(5)$	$Q(10)$	$Q(15)$	$Q(20)$	$Q^2(5)$	$Q^2(10)$	$Q^2(15)$	$Q^2(20)$	ARCH-LM(5)	ARCH LM(10)	ARCH LM(15)	ARCH LM(20)
Akbnk	AR(1)-GARCH-M(1,1)	3,619	8,212	8,548	14,416	0,321	1,288	1,440	1,778	0,193	6,059	6,890	9,743
Aksgr	C-GARCH (1,1)	3,191	5,238	9,181	15,085	3,191	5,238	9,181	15,085	0,616	1,671	1,948	2,148
Algmyo	AR(1,8)- EGARCH-M(1,1)	5,718	14,631	19,532	24,551	4,696	7,957	17,901	19,120	4,609	7,835	17,540	18,303
Alhol	ARMA(1,1)-EGARCH-M(3,1)	5,357	14,565	16,910	23,203	11,966	12,701	14,195	19,877	11,583	12,227	13,708	17,562
Brsyat	ARMA(4,4)- GARCH (1,2)	2,798	10,500	14,926	17,775	6,565	8,776	10,917	12,739	6,332	8,457	10,583	12,100
Dgnhol	ARMA(2,2)-GARCH-M(1,1)	3,050	12,194	20,710	24,294	6,307	16,318	19,335	20,421	6,323	16,831	18,809	20,002
Dıřbnk	ARMA(2,2) -GARCH(3,1)	10,923	17,413	21,843	26,311	4,680	6,919	19,204	21,183	4,663	7,168	19,690	21,876
Ecz yat	ARMA((10,2)-GARCH(1,2)	9,688	10,955	16,563	20,447	2,739	5,409	10,468	12,735	2,837	5,269	10,518	13,610
Finsbnk	ARMA(1,1)-GARCH-M(1,1)	3,636	5,355	17,544	19,515	3,974	9,105	9,568	11,510	4,223	9,024	9,323	11,248
Garanti	C-GARCH(1,1)	7,288	11,319	13,006	13,461	8,409	18,483	19,976	23,741	8,529	18,146	19,846	23,994
Global	C-GARCH-M(2,1)	10,074	18,741	19,765	22,042	2,663	4,467	6,671	8,291	2,692	4,399	6,728	8,007
İhlas hol	ARMA(1,1) –GARCH(1,1)	3,727	11,483	18,221	22,511	0,485	8,348	14,978	16,580	0,487	8,233	14,685	15,705
İřç	MA(2)- GARCH(2,1)	10,767	14,573	17,967	21,957	2,595	10,758	18,968	22,995	2,540	10,723	18,826	22,408
Koçhol	MA(2) GARCH-M(1,1)	6,055	10,022	23,376	28,209	4,096	7,618	11,229	15,794	4,106	7,403	10,640	15,222
Nethol	ARMA(8,4) –GARCH-M(2,1)	8,228	12,517	13,600	15,641	3,165	9,559	14,817	19,327	3,025	9,636	14,539	18,199
Sahol	ARMA(3,(2,3))-EGARCH-M(1,1)	4,371	9,026	12,523	19,045	3,905	7,692	10,493	11,261	3,837	7,717	10,605	11,391
Skrbnk	AR(1) -GARCH-M(1,1)	3,634	6,254	8,466	15,813	0,204	1,532	4,087	5,197	0,212	1,505	3,922	4,385
Yapıkredi	AR(1) –GARCH(9,1)	9,801	15,633	18,192	27,638	0,400	6,350	7,297	21,469	0,406	6,404	7,355	20,567

(i) Hizmet Hisse Senetleri Model Yeterliliği Başarım Testleri

Hisse Senedi	Model	$Q(5)$	$Q(10)$	$Q(15)$	$Q(20)$	$Q^2(5)$	$Q^2(10)$	$Q^2(15)$	$Q^2(20)$	ARCH-LM(5)	ARCH LM(10)	ARCH LM(15)	ARCH LM(20)
Migros	C- GARCH-M(1,1)	3,776	9,664	17,035	18,060	2,565	7,397	14,090	30,775	2,471	7,067	14,017	22,215
Boyner	ARMA((1,1) -GARCH(1,1)	4,184	10,793	15,999	18,580	1,548	5,540	6,812	13,841	1,488	5,520	6,885	13,845
Gima	ARMA(1,1)- GARCH-M(1,1)	8,121	9,124	12,294	22,092	0,915	9,164	10,154	12,294	0,904	8,886	9,874	11,985
Mrmaris	ARMA(1,1)- EGARCH(1,1)	5,532	15,930	23,099	26,712	1,932	3,265	6,034	8,072	1,947	3,246	5,741	8,275
Nettur	ARMA((1,1)-EGARCH-M(1,1)	5,391	13,363	21,174	25,870	0,024	0,064	0,099	0,203	0,024	0,062	0,098	0,202
Tansař	ARMA(1,1)- EGARCH-M(1,1)	3,268	4,424	9,300	21,829	1,523	7,074	11,915	14,073	1,501	7,033	12,171	14,193
Thy	C- EGARCH-M(1,1)	3,973	8,521	11,378	15,989	8,046	14,097	16,062	20,400	8,187	14,901	17,179	26,747
Usas	ARMA(1,1)- GARCH(2,1)	5,011	8,483	12,807	14,926	6,266	7,816	15,588	17,114	6,551	8,108	14,863	30,941

*: %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı ** :%5anlamlılık düzeyinde anlamlı

Tablo 3.2 Bireysel Hisse Senetleri Tahmin Sonuçları Özet Bilgileri

	Sınai Hisseler	Mali Hisseler	Hizmet Hisseleri
Getiri Denkleminde Pozitif Sabit Terim	Andefes, Beko, Banvit, Borusan, Bosch, Ceytaş, Çimsa, Deva, Ereğli, Ford, Hektaş, Hürriyet, Karton, Otokar, Pınar, Tire, Tofaş, Trakyacam, Turcas, Tüpraş	Aksigorta, Borusan Yatırım, Dışbank, İş(C), Yapı Kredi	Boyner, Marmaris, Usaş
Ortalama Denklemde Anlamli 94 Krizi ve İşareti		Doğan Holding (-)	
Ortalama Denklemde Anlamli Rusya Krizi ve İşareti	İhlas Ev Aletleri(-) Tofaş(-)	Sabancı Holding(-)	
Ortalama Denklemde Anlamli 2001 Krizi ve İşareti	Otokar(-) Turcas(-)	Doğan Holding(-) İhlas Holding(-) Şekerbank (-)	Migros(-) Gima(-)
Ortalama Denklemde Anlamli DPTESİ ve İşareti	Beko(-), Doğan gazete(-), İhlev(-), Otokar(-), Tat(-), Ülker(-)	Algmyo(-), Koçholding(-), Sabancı Holding(-), Şekerbank(-)	Migros(-), Boyner(-), Gima(-), Thy(-)
Ortalama Denklemde Anlamli DCUMA ve İşareti	Aksa, Bosch, Ceytaş, Deva, Hektaş, Hürriyet, Pınar, Turcas dışındaki tüm hisseler(+)	Akbank, Borusan Yatırım ve Şekerbank dışındaki bütün hisseler(+)	Boyner dışındaki bütün hisseler (+)
Ortalama Denklemde Anlamli DYAZ ve İşareti	İhlas ev aletleri(+)	Aksigorta(-), Global(-), Şekerbank(-)	Marmaris(-)
Ortalama Denklemde Anlamli DOCAK ve İşareti	İhlas ev aletleri(+)		
Ortalama Denklemde Anlamli Standart Sapma ve İşareti	Aksa, Arçelik, Aygaz, Bolu, Demirdöküm, Doğan Gazete, İhlas ev aletleri, Petrolofisi, Tat, Ülker (+)	Akbank, Algmyo, Alhol, Doğanhol, Finbnk, Kochol, Nethol, Sabancıhol, Şekerbank (+)	Migros, Gima, Nettur Tansaş, Thy (+)
Varyans Denklemde Anlamli 94 Krizi ve İşareti	Andefes (+),Beko(+), Bolu(+), Cimsa(+), Demirdöküm(+), Deva(+), DgnGazete(+), Döktaş(+),Ereğli(+), Ford(+), Hektaş(+), Hürriyet (+), İzdemir(+), Karton(+), Kordsa(+), Petrolofisi(+), Pınar(+), Tat(+), Tire(+), Tofaş(+), Trkcam(+), Turcas(+), Tupras(+), Vestel(+),	Akbnk(+),Dgnhol(+), Dışbank(+),Eczyat(+), Finansbank(+), Garanti(+),İşC(+), Koçhol(+),Nethol(+),Yapıkredi(+)	Migros(+), Nettur (-), Thy(+), Usas(+)
Varyans Denklemde Anlamli Rusya Krizi ve İşareti	Andefes(+), Arçelik(+), Aygaz(+), Bnvt(+),Bolu(+), Borusan(+), Bosch(-), Bossa(+), Ceytaş(+), Dmdrdkm(+), Deva, Dngazet(+), Doktaş(+), Eczyapı(+), Ereğli(+), Hektaş(+), İhlev(+), Katon(+), Petof(+), Pınar(+), Tire(+), Tofaş(+), Trkcam(+), Turcas(+), Ülker(+), Vestel(+)	Akbnk(+), Algmyo(+),Alhol(+),Brşyat(+),Dgnhol(+), Eczyat(+), Finansbnk(+),Garanti(+), Global(+), İhlas Holding(+), Nethol(+), Şkrbnk(+), Yapıkredi(+)	Migros(+), Boyner(+),Gima(+), Tansaş(+), Usaş(-)
Varyans Denklemde Anlamli 2001 Krizi ve İşareti	Adana(-), Andefes(+), Arcelik(+), Banvit(+), Bolu(+), Bosch(-), Bossa(+), Ceytaş(+), Eczyapı(+), Ereğli(+), Hürriyet(+), Karton(-), Kordsa(-), Pınar(+), Tofaş(+), Turcas(+), Tüpras(-)	Akbnk(+), Aksgr(+), Algmyo(+), Brşyat(+), Fnsbank(-) Global(-), İhlas Holding(-), İşC(-), Nethol (-) Yapı Kredi(+)	Boyner(+), Gima(+), Marmaris(+), Thy(+)
Varyans Denklemde Anlamli DPTESİ ve İşareti	Aksa(-), Bosch(-), Andefes(+), Arcelik(+), Beko(+), Bolu(+), Borusan(+), Bossa(+), Cimsa(+), Demirdöküm(+), Devav, Dogangzt(+), Doktaş(+), Eczyapı(+), Ereğli(+), Ford(+), Hektaş(+), İhlev(+), karton(+), Kordsa(+), Petof(+), Pınar(+), Tire(+), Tofaş(+), Trkcam(+), Turcas(+), Tupraş(+), Ülker(+), Vestel(+)	Dışbank, Finansbank, Global,Nethol dışındaki tüm hisseler (+)	Migros, Marmaris, Thy, Usaş (+)
Varyans Denklemde Anlamli DCUMA ve İşareti	Aksa(+), Karton(+), Otokar(+), Tire(+), Banvit(-), Bolu(-), Borusan(-), Bosch(-), Bossa(-), Dngaz(-), Eczyapı(-) Hürriyet(-), İzdemir(-), Kordsa(-), Pınar(-), Tat(-), Trkcam(-), Tüpraş(-), Vestel(-)	Akbnk(+), Doganol (-), Dışbnk(-), EczYat(-),Garanti(-), İhlashol(-), Nethol(-)	Boyner(-), Gima(-), Nettur(-), Tansaş(+),Usaş(+)
Varyans Denklemde Anlamli DYAZ ve İşareti	Adana, Aksa, Aygaz, Banvit, Borusan, Bosch, Bossa, Ceytaş, Demrdkm,Dnggaz, Döktaş Eczyapı, Ford, İhlev, izdemir Karton, Pınar, Tat, Tofaş, Turcas, Ülker, Vestel (-)	Brşyat, Dgnhol, Fnsbnk, Global Sahol dışındaki tüm hisseler (-)	Gima, Marmaris,Nettur, Tansaş,Thy (-)
Varyans Denklemde Anlamli DOCAK ve İşareti	Banvit(-), Bosch(-), Doktaş(-), Eczyapı(-), İhlev(+)	Akbnk, Finansbank, İhlashol (+)	Gima(+), Nettur(-)

BÖLÜM 4

İMKB'DE TAR-GARCH İLE ASİMETRİK VOLATİLİTE MODELLEME UYGULAMASI

4.1 Giriş

Yatırım kararlarının alınmasında ve portföy seçiminde hisse senetlerinin getiri volatilitésinin yapısını bilmek oldukça önemlidir. Araştırmacıların çoğu hisse senedi getiri volatilitésinin pozitif ve negatif şoklara farklı şekillerde tepki verdiğini düşünmektedir. Böyle bir asimetrik etkinin ekonometrik olarak modellenmesi için genellikle asimetrik GARCH (EGARCH, GJR-GARCH vb.) modelleri kullanılmaktadır. TAR (Threshold autoregressive) modelleri ise zaman serilerinin asimetri gibi bazı doğrusal olmayan özelliklerini inceleyebilmek için ortaya çıkmış ekonometrik modellerdir. Tsay (1989) yılında TAR modelleri için bir test ve modelleme prosedürü önermiştir. Son yıllarda ise TAR modelleri ve uygulamalarıyla ilgili çok sayıda çalışma yapılmıştır.

Bu çalışmanın amacı Türkiye Hisse Senedi piyasasında negatif ve pozitif şokların volatilite üzerindeki asimetrik etkisini doğrusal olmayan modellerden biri olan TAR-GARCH ile araştırmaktır. Bu çalışma 15 yıl gibi uzun periyotlu günlük verileri ve TAR-GARCH modelini kullanarak Türkiye Hisse Senedi piyasasında asimetrik volatiliteyi inceleyen ilk çalışmadır.

4.2 Literatür

Finansal ekonomi literatüründe çok sayıda çalışma asimetrik hisse senedi getiri volatilitésini kendisine konu edinmiştir. Christie (1982), French, Schwert, ve Stambaugh (1987), Nelson (1991), ve Schwert (1990) aynı büyüklükteki negatif bir şokun pozitif şoka göre daha fazla getiri volatilitésine yol açtığını belirlemiştir. Engle ve Ng (1993) farklı asimetrik volatilite modellerini karşılaştırarak en iyi olanı bulmaya çalışmıştır. Shields (1997), Doğu Avrupa'da iki gelişmekte olan ülke pazarını ele alarak volatilite üzerindeki asimetrik etkileri incelemiştir ancak her ikisinde de anlamlı bir asimetrik etkiye ulaşamamıştır. Henry (1998), Hong Kong

borsasındaki günlük verilerle asimetrik volatilitiyi incelemiştir. Bekaert ve Wu (2000), ise sadece pazardaki asimetrik volatilitiyi değil aynı zamanda şirket düzeyindeki asimetrik volatilitiyi de çalışmasında incelemiştir. Chiang ve Doong (2001), Asya'da 6 hisse senedi piyasasında getirilerin zaman serisi özelliklerini incelemiş, TAR-GARCH modeli kullanarak günlük verilerle bu piyasalarda asimetrik volatilitiyi tesbit etmiştir. Wu (2001), asimetrik volatilitenin belirleyicilerini araştırmış ve kaldıraç etkisi ile volatilitenin geri beslemesinin asimetrik volatilitenin önemli belirleyicileri olduğunu belirlemiştir. Balaban, Bayar ve Kan (2001), 19 ülkede günlük getiri volatilitelerinin asimetrik etkiye sahip olup olmadığını araştırmış ve 6 tanesinde anlamlı asimetrik etki bulmuştur. Blair, Poon ve Taylor (2002), Amerikan hisse senetlerinin negatif ve pozitif getirilere asimetrik tepki verip vermediğini araştırmış ve hisse senetlerinin büyük çoğunluğunun negatif getirilere pozitif getirilerden daha fazla tepki verdiğini göstermiştir. McMillan ve Speight (2003), FTSE -100 endeks gelecek sözleşmelerinde yüksek frekanslı veri kullanarak asimetrik volatilitiyi asimetrik GARCH modelleriyle incelemiştir. Chen, Chiang ve So (2003), hisse senedi getirisi ve volatilitelerinin geçmiş bilginin asimetrik fonksiyonu olduğu hipotezini test etmiş ve bu hipotezi destekleyen güçlü kanıtlar bulmuştur. Chen, So ve Gerlach (2005), 5 önemli finansal pazarı incelemiş ve hangi finansal getirilerin Amerikan pazarındaki ve yerel pazardaki geçmiş bilgiye hem ortalamada hem de volatilitede asimetrik tepki verdiğini bulmaya çalışmıştır.

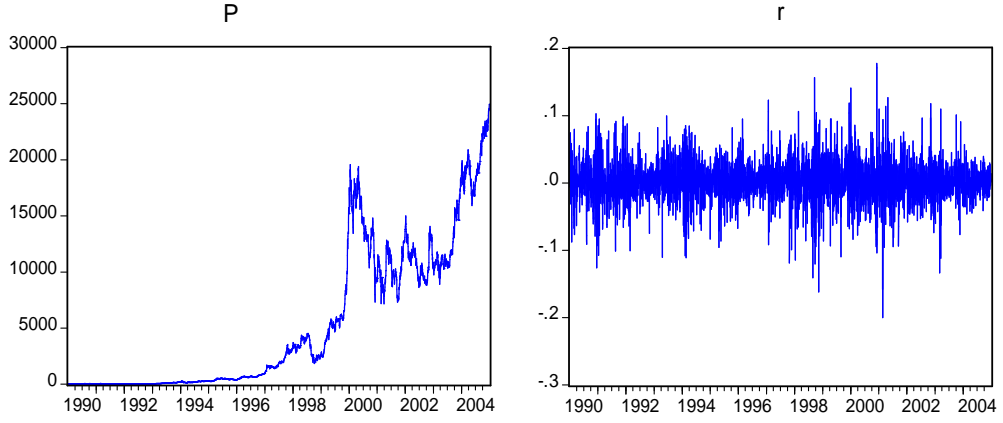
4.3 Veri ve Yöntem

Bu çalışmada İstanbul Menkul Kıymetler Borsasındaki İMKB100 endeksi günlük kapanış verileri kullanılmıştır. Veri 2 Ocak 1990 ve 29 Aralık 2004 tarihleri arasındaki kapanış değerlerini kapsamaktadır ve İMKB'den elde edilmiştir. İMKB100 endeksi logaritmik getirisi aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

$$r_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1}) \quad (4.1)$$

Denklem (4.1)'de r_t ve P_t sırasıyla İMKB100 logaritmik getirisini ve t zamanındaki endeks kapanış değerini göstermektedir. Şekil 4.1 bu serileri göstermektedir. Tablo 2.3' de gösterilen ADF birim kök testi sonuçları İMKB100

logaritmik getirisinin birim kökü olmadığını dolayısıyla durağan olduğunu göstermektedir.



Şekil 4.1: İMKB100 Günlük Kapanış ve Logaritmik Getiri Serileri

Denklem (4.2) ve (4.3) de ifade edilmiş TAR-GARCH volatilité modeli negatif ve pozitif şokların asimetrik etkisini dikkate alabilmek amacıyla kullanılmıştır.

$$r_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i r_{t-i} + u_t \quad (4.2)$$

$$u_t = \varepsilon_t h_t^{1/2}, \varepsilon_t \sim IID(0,1)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \gamma_j h_{t-j} + I(u_{t-1}) \left(\phi_0 + \sum_{i=1}^k \phi_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \delta_j h_{t-j} \right) \quad (4.3)$$

$$I(u_{t-1}) = \begin{cases} 1, & u_{t-1} > 0 \\ 0, & u_{t-1} \leq 0 \end{cases} \quad (4.4)$$

Denklem (4.2) ve (4.3)'de r_t bir AR(q) ve u_t GARCH (m, s) süreci takip etmektedir.

Denklem (4.2) de r_t İMKB 100 endeksi logaritmik getirisini göstermektedir. u_t

logartimik getirinin koşullu bekleyişinden sapmasını gösteren otokorelasyonsuz sapma terimidir. Varyans denklemi (4.3)'de h_t koşullu varyanstır. u_{t-1} eşik değişkeni olarak kullanılmıştır ve sıfırdan büyük olup olmadığı test edilmiştir. TAR-GARCH modeline göre koşullu varyans u_{t-1} in işaretine bağlı olarak farklı iki rejim sergilemektedir. Eğer $u_{t-1} \leq 0$ ise $I(u_{t-1})$ değeri sıfır olacak ve koşullu varyans tipik bir GARCH modeli olacaktır. Diğer durumda ise $I(u_{t-1})$ bir olacak ve u_{t-i}^2 ve h_{t-j} ' in 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 imkanı tanyacaktır.

4.4. Tahmin Sonuçları

Denklem (4.2) ve (4.3)'de sunulan TAR-GARCH modeli maksimum olabilirlik yöntemiyle çözülmüş ve sonuçlar Tablo 4.1 de gösterilmiştir. Bütün parametreler istatistiksel olarak anlamlıdır. Model yeterliliği başarımlı testleri modelin serisel bağımlılığı ve koşullu heteroskedastisiyi modellemede yeterli olduğunu göstermektedir. Bu sonuçlar volatilitenin negatif ve pozitif şoklara farklı tepkiler verdiğini göstermektedir.

$$h_t = \begin{cases} 0.000058 + 0.1464u_{t-1}^2 + 0.8431h_{t-1} & \text{if } u_{t-1} \leq 0 \\ 0.000058 + 0.1464u_{t-1}^2 + 0.7386h_{t-1} & \text{if } u_{t-1} > 0 \end{cases} \quad (4.5)$$

Denklem (4.5) pozitif ve negatif sapmalar için volatilité denklemlerini göstermektedir. İki denklem arasındaki anlamlı tek fark koşullu varyansın bir gecikmesinin katsayısıdır. Bu katsayı $u_{t-1} > 0$ iken daha büyüktür. u_{t-1}^2 katsayısında anlamlı bir fark gözlenememiştir.

Tablo 4.1 TAR-GARCH Modeli Tahmin Sonuçları

Ortalama Denklemi		
Parametreler	Değerler	p-değerleri
β_0	0.0013	0.0008
β_1	0.1066	0.0000
Varyans Denklemi		
α_0	0.000058	0.0000
α_1	0.1464	0.0000
γ_1	0.8431	0.0000
δ_1	-0.1045	0.0000
Tanı Testleri		
$L-B Q(10)$	18.325	0.061
$L-B Q(20)$	26.381	0.153
$L-B Q(30)$	38.832	0.129
$L-B^2 Q(10)$	17.764	0.059
$L-B^2 Q(20)$	32.915	0.053
$L-B^2 Q(30)$	42.994	0.058

$L-B Q(\cdot)$: Kalıntılar için Ljung-Box Q istatistiği $L-B^2 Q(\cdot)$: Kalıntı kareler için Ljung-Box Q istatistiği

4.5 Sonuç

Çalışmada doğrusal olmayan volatilité modellerinden biri olan TAR-GARCH kullanılarak Türkiye hisse senedi piyasasında getiri volatilitésinin negatif ve pozitif şoklara nasıl tepki verdiđi araştırılmıştır. Bulgular volatilitenin negatif ve pozitif şoklara farklı şekillerde tepki verdiđini açıkça göstermektedir. Koşullu ortalamadan negatif sapmalar pozitif sapmalardan çok daha fazla volatilitéye yol açmaktadır. Sonuçlar Türkiye hisse senedi piyasasında hisse senedi getirilerinin geçmiş bilgilere bir gecikmede asimetrik tepki verdiđini ortaya koymaktadır.

BÖLÜM 5

GELİŞMEKTE OLAN BİR PİYASA OLARAK İMKB'DE CHARMA MODELLEME UYGULAMASI

5.1 Giriş

Gelişmekte olan piyasalarda volatilitenin modellenmesiyle ilgili pek çok ampirik çalışma bulunmaktadır. Gelişmekte olan piyasalar olgun piyasalara göre çok daha fazla koşullu volatilitelik özellikleri gösterdiğinden bu piyasalar için yapılan volatilitelik çalışmaları genellikle ARCH modellerini kullanmaktadır. Santis ve Imrahoroglu (1997), gelişmekte olan piyasalarda getiri ve volatilitelik dinamiklerini GARCH modeliyle incelemişler ve sonuçları gelişmiş pazarlarla karşılaştırmışlardır. Bekaert ve Harvey (1997), gelişmekte olan piyasalardaki volatilitelikle karakterize etmeye çalışmışlar, volatilitelikle etkileyen faktörlerle ilgilenmişlerdir. Cunado, Biscarri ve Gracia (2006), gelişmekte olan piyasalarda volatilitelik değişimlerini modellemeye çalışmışlardır. Aggarwal, Inclan ve Leal (1999), gelişmekte olan piyasalarda büyük volatilitelik kaymalarına neden olan olayları incelemişlerdir. Huang ve Young (1999); Kim ve Singal (2000), finansal liberalizasyonun gelişmekte olan piyasalarda hisse senedi volatilitelikle etkilerini araştırmışlardır. Salman (2002), gelişmekte olan bir piyasa olan İMKB de risk-getiri-hacim ilişkisini araştırmıştır. Shin (2005), 14 uluslararası gelişmekte olan piyasayı inceleyerek hisse senedi ve getiri arasındaki ilişkiyi GARCH-M modeli kullanarak belirlemeye çalışmıştır. Pezzo ve Uberti (2006), gelişmekte olan piyasalarda getiri ve volatilitelikle çeşitli yöntemlerle öngörmeye çalışmış ve bu yöntemlerin öngörü performanslarını karşılaştırmışlardır. Selcuk (2005), günlük hisse senedi volatilitelikle bazı gelişmekte olan piyasalarda asimmetrik stokastik volatilitelik modelini kullanarak araştırmıştır. Caner ve Onder (2005), gelişmekte olan piyasalarda volatilitelikle kaynaklarını VAR kullanarak araştırmışlardır.

CHARMA; Tsay (1987), tarafından önerilmiş ARCH ailesi üyesi bir volatilitelik modelidir. CHARMA koşullu heteroskedastisite üretiminde rassal katsayılar kullanan

bir modeldir. Wong ve Li (1997), çok deęişenli CHARMA modelini, Li, Long ve Wong (2001), duraęan olmayan CHARMA modelini alıřmalarında kullanmıřlardır.

Bu alıřmada İMKB100, 50 ve 30 indeksleri getiri ve volatilitesi CHARMA kullanılarak modellenmeye alıřılmıřtır. Bazı ARCH ailesi volatilitte modelleri İMKB'ye uygulanmıř olmasına karřın, řimdiye kadar yapılan hi bir alıřmada getiri ve volatilitteyi incelemek iin CHARMA modeli kullanılmamıřtır. Bu model aracılıęı ile gemiřte gzlenen ortalama getiriden sapmaların etkileřiminin volatilitteye olan etkisi incelenmektedir. CHARMA modeli aracılıęı ile aynı zamanda Pazartesi ve Cuma gn etkisi, yaz mevsimi etkisi, ocak ayı etkisi, 1994, Rusya ve 2001 iktisadi krizlerinin etkileri ve iřlem hacminin, getiri ve volatilitte zerindeki etkileri arařtırılmaktadır.

5.2 CHARMA Modeli

Tahminlerde kullanılan CHARMA modeli denklem (5.1), (5.2) ve (5.3)' de gsterilmiřtir. Denklemlerde r_t , ilgili endeksin logaritmik getirisini, μ_t kořullu ortalamayı, h_t kořullu varyansı gstermektedir. η_t sıfır ortalama ve sabit varyanslı Gaussian beyaz grlt srecidir. X_t etkisi arařtırılan aıklayıcı deęiřkenleri temsil etmektedir. u_t , kendi gecikmeli deęerlerine baęlıdır ve δ_{jt} katsayıları zamanla deęiřen rassal katsayılardır. p, q, s ve k negatif olmayan sonlu tamsayılardır. Kořullu ortalama sreci, μ_t sabit katsayılı ARMA iken, yenilik serisi, u_t , rassal katsayılı daęıtılmıř gecikmedir. Bu model gemiř hataların hem karesini hem de apraz arpımlarını iermektedir. Bu nedenle standart ARCH modellerinden daha zengin bir kořullu volatilitte modellemesine imkan vermektedir. apraz arpım terimleri gemiř getirilerin etkileřimlerini gstermektedir. řphesiz ki hisse senedi getiri volatilitesi bu tr etkileřimlere baęlı olabilir. Ayrıca modelin hem ortalama hem de varyans denklemine etkisini incelemek istedięimiz aıklayıcı deęiřkenler yerleřtirilmiřtir. Standart CHARMA modelinden farklı olarak spesifikasyon hatası yapmamak iin kořullu varyans denklemine GARCH terimi de dahil edilmiřtir.

$$r_t = \mu_t + u_t, \quad \mu_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \sum_{l=1}^k \beta_l X_l \quad (5.1)$$

$$u_t = \sum_{j=1}^q \delta_j u_{t-j} + \eta_t \text{ veya } u_t = \mathbf{u}'_{t-1} \boldsymbol{\delta}_t + \eta_t \quad (5.2)$$

burada $\mathbf{u}_t = (u_{t-1}, u_{t-2}, \dots, u_{t-q})$, u_t 'nin gecikmeli değerlerinden oluşan vektördür.

Dolayısı ile koşullu varyans,

$$\begin{aligned} h_t &= h_\eta + \mathbf{u}'_{t-1} \text{kov}(\boldsymbol{\delta}_t) \mathbf{u}_{t-1} \\ &= h_\eta + (u_{t-1}, u_{t-2}, \dots, u_{t-q}) \boldsymbol{\Omega} (u_{t-1}, u_{t-2}, \dots, u_{t-q})' \end{aligned}$$

veya

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \sum_{j=1}^q \omega_{ij} u_{t-i} u_{t-j} + \sum_{j=1}^s \gamma_j h_{t-j} + \sum_{l=1}^k \psi_l X_l \quad (5.3)$$

şeklinde ifade edilebilir, burada $\boldsymbol{\Omega}$ matrisinin (i, j) elementi ω_{ij} ile gösterilmiştir.

CHARMA modeli standart GARCH modelinden bir kaç yönüyle farklıdır. Bunlardan ilki CHARMA modelinde GARCH'dan farklı olarak koşullu varyans denkleminde u_t hata terim gecikmelerinin çapraz çarpımları yer alır. Diğer önemli fark da CHARMA modelinde u_t hata terimi gecikmeleri katsayılarının sabit değil rassal katsayılar olmasıdır.

5.3 Veri ve Yöntem

Tahminlerde İMKB100, İMKB50 ve İMKB30 endekslerinin günlük kapanış ve İMKB100 günlük işlem hacmi verileri kullanılmıştır. İMKB100 için veriler 8 Ocak 1990 tarihinden, İMKB50 için 8 Ocak 2000 tarihinden, İMKB30 için 8 Ocak 1997 tarihinden başlamakta ve her 3 endeks için de 29 Aralık 2004 tarihine kadar sürmektedir. Veriler İstanbul Menkul Kıymetler Borsasından temin edilmiştir. Endekslerin logaritmik getirileri denklem (5.4) kullanılarak hesaplanmıştır.

$$r_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1}) \quad (5.4)$$

Burada r_t ve P_t sırasıyla ilgili endeksin t anındaki logaritmik getirisini ve kapanış fiyatını göstermektedir. Şekil 5.1 ve Tablo 5.1 verileri ve verilerin bazı temel istatistiksel özelliklerini göstermektedir. İMKB100 endeksi günlük işlem hacmi değişim oranı, $GHACİM_t$,

$$GHACİM_t = \ln(HACİM_t) - \ln(HACİM_{t-1}) \quad (5.5)$$

şeklinde logaritmik değişme olarak elde edilmiştir, burada $HACİM_t$ değişkeni t günündeki günlük işlem hacmini bin TL olarak göstermektedir.

Tablo 5.1: İMKB100, İMKB50 ve İMKB30 Verilerinin Bazı Temel İstatistikleri

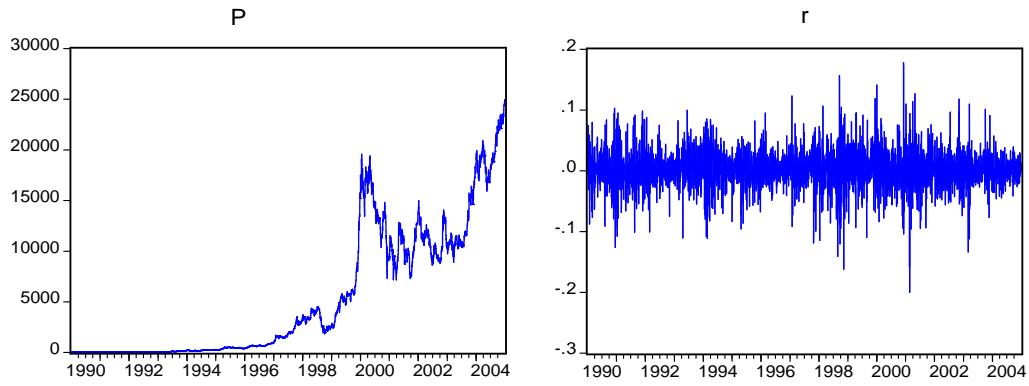
	İMKB100		İMKB50		İMKB30	
	P_t	r_t	P_t	r_t	P_t	r_t
Gözlem	3908	3908	1298	1298	2081	2081
Ortalama	5363.563	0.00177	13386.832	0.00036	12417.163	0.00162
Standart Hata	6465.544	0.03035	4089.700	0.03008	7626.888	0.03305
Minimum	25.182	-0.19978	7039.430	-0.20017	1135	-0.20067
Maksimum	24971.680	0.17773	24988.27	0.177092	32152.87	0.17646

Tablo 5.2’de gösterilen ADF birim kök testi sonuçlarına göre bütün endeks getirileri durağandır. İMKB100 işlem hacmi logaritmik değişimine ait birim kök testi sonuçları çalışmanın 2. bölümünde Tablo2.4’de gösterilmiştir. Tablo2.4 işlem hacmi logaritmik değişim serisinin de durağan olduğunu göstermektedir.

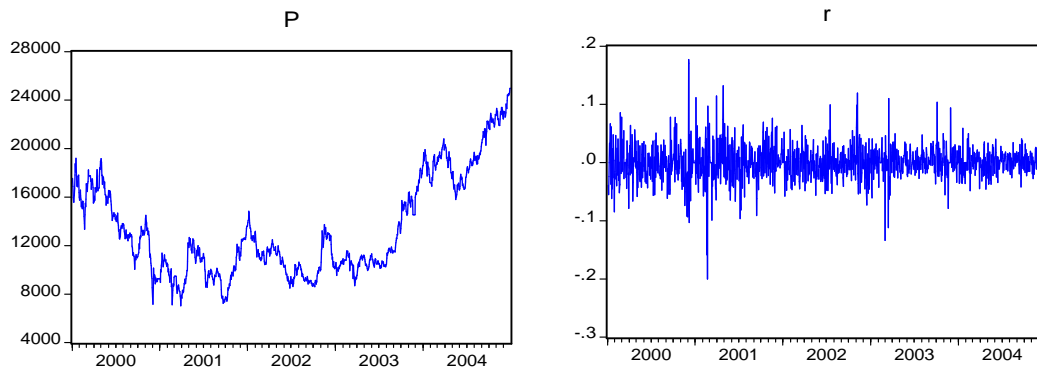
Etkisi araştırılan açıklayıcı değişkenlerden biri işlem hacmi logaritmik değişim, $GHACİM$, değişkenidir. $GHACİM$, piyasada bilgi akışını temsilen ortalama ve varyans denkleminde katılmıştır. Türkiye’nin yaşadığı üç önemli iktisadi kriz döneminin etkilerini incelemek için $D94$, $DRUSYA$ ve $D2001$, yaz mevsimi ve ocak ayı etkilerini test etmek için $DYAZ$ ve $DOCAK$, haftanın ilk günü ve son günü etkilerini araştırmak için $DPTESİ$ ve $DCUMA$, kukla değişkenleri hem ortalama getiri, hem de koşullu varyans denkleminde yerleştirilmiştir. Ancak bu incelemeler

yapılırken bazı endekslere ait eldeki verinin periyodu bütün krizlerin etkilerini incelemeye imkân vermediğinden, her bir endeks için etkisini araştırdığımız krizler farklılık göstermektedir. İMKB100 için bütün krizlerin etkilerini inceleyebilmek olanaklıyken, İMKB30 için Rusya ve 2001 krizlerinin, İMKB50 içinse sadece 2001 krizinin etkilerini incelemek mümkündür. Kullanılan kukla değişkenlerin tanımları Tablo2.1’ de özetlenmiştir. Kriz periyotlarının belirlenmesinde ise Bölüm2.4’de anlatılan prosedür uygulanmıştır.

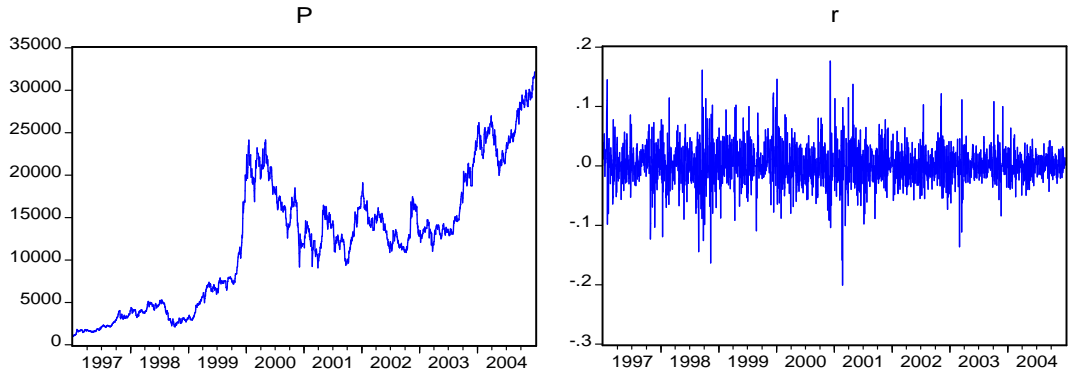
Şekil 5.1: İMKB100, İMKB50 ve İMKB30 Endeksleri Günlük Kapanış ve Getiri Serileri



(a) İMKB100 Endeksi



(b) İMKB50 Endeksi



(c) İMKB30 Endeksi

Tablo 5.2 : İMKB100, İMKB50 ve İMKB30 Günlük Getirileri ADF Birim Kök Testleri

	İMKB100			İMKB50			İMKB30		
	None	C	C&T	None	C	C&T	None	C	C&T
ADF	-56.95*	-57.12*	-57.11*	-36.499*	-36.489*	-36.539*	-44.964*	-	-45.081*
AR(1)	-0.906*	-0.909*	-0.909*	-1.011*	-1.012*	-1.013*	-0.984*	-0.987*	-0.988*
Sabit		0.001*	0.002**		0.0003*	-0.004		0.001**	0.003**
Trend			-2.41.10 ⁻⁷			3.39.10 ⁻⁶			-1.36.10 ⁻⁶

* : %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı ** : %5 anlamlılık düzeyinde **None**: Hiçbiri **C**: Kesme **C&T**: Kesme ve Trend

5.4 Tahmin Sonuçları

Koşullu varyans h_t sabit olmadığı için CHARMA modelinde en küçük kareler tahmini etkin olmayabilir. Bu nedenle modelin çözümünde maksimum olabilirlik daha etkin yöntemdir. Tablo 5.3 İMKB100, İMKB50, ve İMKB30 endeks getirileri için CHARMA modelinin maksimum olabilirlik tahminlerini göstermektedir. Tahminde kullanılan logaritmik olabilirlik fonksiyonu denklem (5.6)'da gösterilmiştir.

$$l = -\left[\log(\sigma_i^2) + u_i^2 / \sigma_i^2\right] / 2 \quad (5.6)$$

Tablo (5.3)'de görülebileceği gibi İMKB50 için oluşturulan modelin sabit terimi dışında ortalama denklemlerinin bütün parametreleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Yine varyans denklemi parametrelerinin de tamamı istatistiksel olarak anlamlıdır. Kalıntıların ve kalıntı karelerin Ljung Box istatistiklerinin anlamsız olması bize ortalama ve varyans denklemlerinin doğru bir şekilde tanımlandığını, modelin yeterli olduğunu göstermektedir.

Tablo 5.3 : İMKB100, İMKB50 ve İMKB30 için CHARMA Tahmin Sonuçları
(a) Ortalama denklemleri

Değişkenler	İMKB100	İMKB50	İMKB30
<i>Sabit Terim</i>	0.0011[0.002]	0.0003[0.648]	0.0008[0.024]
r_{t-1}	0.0847[0.000]	-	-
r_{t-2}	0.0439[0.005]	-	-
<i>GHACİM</i>	0.0196[0.000]	0.0149[0.000]	0.0188[0.000]
<i>DPTEŞİ</i>	-0.0028[0.002]	-0.0052[0.003]	-0.0043[0.001]
<i>DCUMA</i>	0.0033[0.000]	0.0036[0.000]	0.0053[0.000]

(b) Varyans Denklemi Tahminleri

Değişkenler	İMKB100	İMKB50	İMKB30
<i>Sabit</i>	0.00006[0.000]	0.0001[0.000]	0.00005[0.000]
u_{t-1}^2	0.1524[0.000]	0.0985[0.000]	0.0868[0.000]
u_{t-2}^2	-	0.0646[0.006]	-
$u_{t-1}u_{t-2}$	0.1106[0.000]	0.1610[0.000]	0.1162[0.006]
σ_{t-1}^2	0.6986[0.000]	0.6093[0.000]	0.8185[0.000]
<i>DPTEŞİ</i>	0.0002[0.000]	0.0002[0.000]	0.00009[0.018]
<i>DOCAK</i>	-	-	-
<i>DYAZ</i>	-0.00002[0.000]	-0.00004[0.002]	-0.00001[0.000]
<i>D94</i>	0.00009[0.013]	-	-
<i>DRUSYA</i>	0.00018[0.000]	-	0.0001[0.000]
<i>D2001</i>	0.00016[0.000]	0.00018[0.003]	0.0001[0.002]
<i>GHACİM</i>	0.00031[0.000]	0.00053[0.000]	0.00043[0.000]

(c) Model Yeterliliği Başarım Testleri

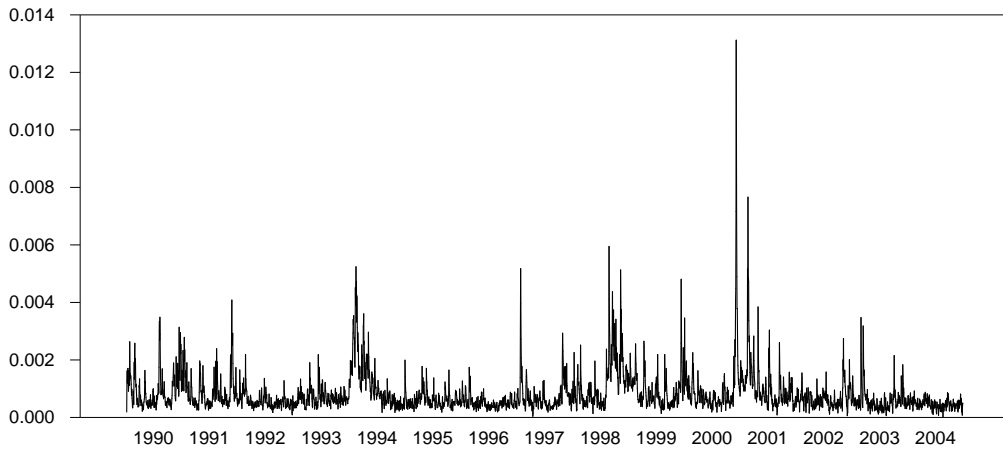
Testler	İMKB100	İMKB50	İMKB30
$L-B Q(10)$	13.3618[0.204]	8.7907[0.552]	17.4429[0.065]
$L-B Q(20)$	20.5065[0.426]	15.8212[0.727]	26.3316[0.155]
$L-B Q(30)$	28.2958[0.554]	28.6056[0.538]	34.1397[0.275]
$L-B^2 Q(10)$	10.0616[0.435]	10.0783[0.433]	13.2140[0.211]
$L-B^2 Q(20)$	27.7560[0.115]	18.5888[0.548]	21.6582[0.359]
$L-B^2 Q(30)$	34.8033[0.249]	23.6031[0.789]	26.8394[0.631]

* L-B : Ljung-Box

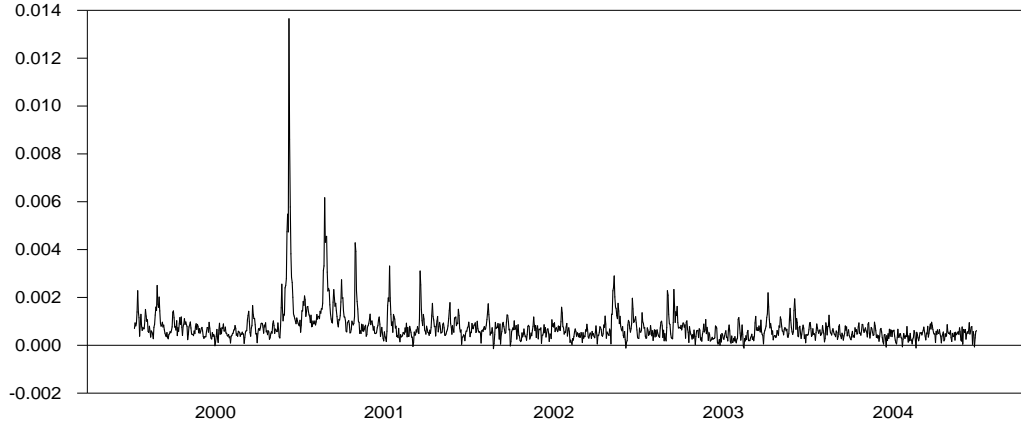
** Marjinal Anlamlılık düzeyleri köşeli ayraçların arasında gösterilmiştir

Tahmin sonuçları incelendiğinde en önemli nokta olarak her üç varyans denkleminde de çapraz çarpım terimlerinin katsayılarının anlamlı olması görülebilir. Bu sonuç gecikmiş sapmalar arasında etkileşim olduğunu göstermektedir. Bütün tahminlerde çapraz çarpım teriminin katsayı işareti pozitif olarak bulunmuştur. Dolayısıyla $u_{t-1}u_{t-2}$ pozitif olursa koşullu varyans daha büyük olacaktır. Denklem (5.4)' e göre öngörülen varyanslar Şekil 5.2'de gösterilmiştir.

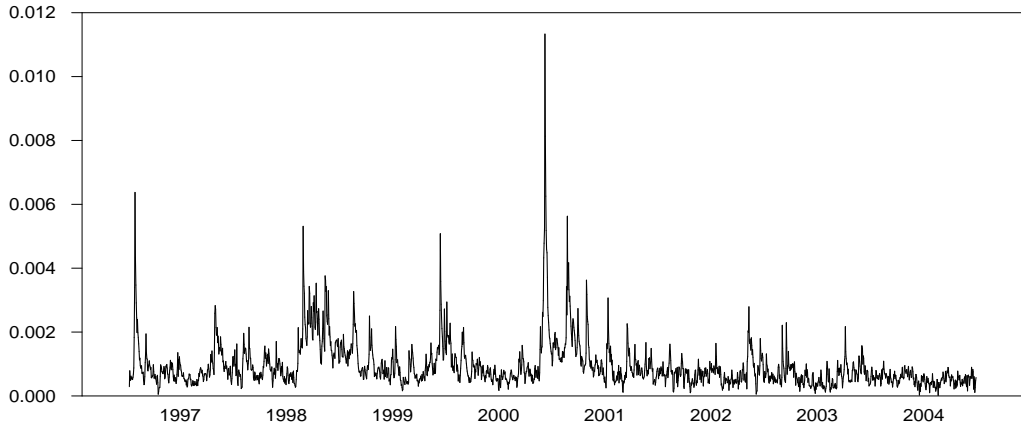
Şekil 5.2: Endeks Getirileri İçin Öngörülen Varyanslar



(a) İMKB100



(b) İMKB50



(c) İMKB30

Etkisini incelediğimiz açıklayıcı değişkenler açısından baktığımızda ise sonuçlarımız büyük ölçüde 2. ve 3. bölümde bulduğumuz sonuçlarla tutarlıdır. Her üç endeks için de getirilerin Cuma günü daha yüksek Pazartesi günü ise daha düşük olduğu söylenebilir. Getiriler üzerinde anlamlı bir yaz etkisi ve ocak ayı etkisi tespit edilememiştir. Krizlerin ortalama getiri üzerinde anlamlı etkileri olduğu yönünde bir bulguya ulaşamamıştır.

Volatilite denklemi dikkate alındığında ise verilerin inceleme olanağı verdiği bütün iktisadi krizlerin endekslerin volatiliteyi üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Volatilite kriz dönemlerinde anlamlı bir şekilde artmaktadır.

Gün etkileri ve yaz mevsimi etkileri incelendiğinde ise volatilitenin her üç endekste de Pazartesi günü anlamlı olarak arttığı, yaz mevsiminde ise azaldığı gözlenmiştir. Bu sonuçlar Bölüm2 ve Bölüm3’de bulduğumuz sonuçlarla tutarlıdır. Ocak ayının hem ortalama hem de varyans üzerinde anlamlı bir etkisi tespit edilememiştir.

İşlem hacmi değişimi volatilitate çalışmalarında genellikle piyasa bilgi akışını temsilen yer almaktadır. İşlem hacminin tek başına bilgi akışını temsil edemeyeceği yönündeki eleştirilere rağmen literatürde bu değişken sıklıkla kullanılmaktadır. Bu çalışmada da işlem hacmi logaritmik değişimi hem ortalama denkleminde hem de varyans denkleminde yer almıştır. Tahmin sonuçları bu değişkenin ortalama getiriye ve koşullu varyansa anlamlı bir etkisi olduğunu göstermektedir.

5.5 Sonuç

Bu çalışmada İstanbul Menkul Kıymetler Borsası gibi önemli bir gelişmekte olan piyasada getiri ve volatilitate CHARMA yöntemi kullanılarak modellenmeye çalışılmıştır. Çalışma sonuçları İMKB’de hisse senedi volatilitésinin sapmaların birinci ve ikinci gecikmeleri arasındaki etkileşime bağlı olduğunu göstermektedir. Sonuçlar gelişmekte olan finansal piyasalarda volatilitate modellemesi için CHARMA alternatifini sunmaktadır. Bu alternatif GARCH modelinin geçmiş sapmaların etkileşimini dikkate almama eksikliğini gidermektedir. Araştırmada Pazartesi ve Cuma gün etkileri, yaz mevsimi ve ocak ayı etkisi, iktisadi krizlerin etkileri ve işlem hacminin rolü de unutulmamış modellere yerleştirilen açıklayıcı değişkenler yardımıyla bu etkiler incelenmiştir. Sonuçlar getirilerin Cuma günü volatilitenin ise Pazartesi günü yüksek olduğunu göstermektedir. Pazartesi günü ise getiriler diğer günlere göre daha düşüktür. Volatilitate yaz mevsiminde anlamlı bir şekilde azalırken, kriz dönemlerinde ise artmaktadır. İşlem hacmi hem ortalamaya hem de volatiliteye pozitif yönlü katkı yapmaktadır.

SONUÇ

Bu çalışmada 1990-2004 yılları arası İMKB günlük verileri kullanılarak 1994, Rusya ve 2001 krizlerinin hisse senedi getiri volatilitesi üzerine etkisi araştırılmıştır. Hem İMKB100 endeksi hem de, İMKB100 içinde yer alan mali, sınai ve hizmet sektörlerine mensup bireysel hisse senetlerinin günlük getirisi ve getiri volatilitesi için modellemeler yapılmıştır. Çalışmada, literatürdeki bazı eleştirilere rağmen, işlem hacmi değişimi bilgi akışını temsil etmek amacıyla modellere dahil edilmiştir. Risk getiri ilişkisini dikkate almak için EGARCH-M modelleri oluşturulmuş ve tahmin edilmiştir. Ayrıca iktisadi krizlerin, yaz mevsiminin, Ocak ayının ve haftanın günlerinin hisse senedi getirisi ve getiri volatilitesi üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Ayrıca çalışma sonunda uzun vadede pozitif getiri sağlayacak hisse senetleri belirlenmiştir.

Tahminler, kriz dönemlerinde hisse senedi getiri volatilitésinin arttığını göstermektedir. Bu durum riski sevmeyen yatırımcılar için olumsuz bir durum olarak görülebilmekte, spekülâtif işlemler yapan yatırımcılar için de oldukça önemli bir fırsat olabilmektedir. Negatif ve pozitif şokların getiri volatilitésini üzerinde asimetric bir etkiye sahip olduğu saptanmıştır. Bu hem iyi, hem de kötü haberlerin volatilitéyi aynı şekilde etkilemediğini işaret etmektedir. İMKB100’de negatif şoklar pozitif şoklara nazaran daha fazla volatilitéye yol açmaktadır.

Etkin piyasa hipotezi borsada oluşacak fiyatların önceden tahmin edilemeyeceğini ileri sürmektedir. Öte yandan borsada kolay bir şekilde açıklanamayan fakat sürekli tekrarlanan bazı davranışlar bulunmaktadır. Yaz mevsiminde volatilitenin diğer mevsimlere göre daha düşük olduğu saptanmıştır. Bu durum “yaz mahmurluğu” şeklinde özetlenebilir. Ocak ayında ise getiri volatilitésini artmaktadır. Balaban(1995)’a göre bu etki yatırımcılar arası bilgi asimetrisinden kaynaklanmaktadır.

Çalışma sonuçları İMKB100 getirilerinin Pazartesi günü daha düşük, Cuma günü ise daha yüksek olduğunu göstermektedir. Salman (2002), böyle bir durumu

İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında ödemelerin 2 iş günü sonra yapılmasına bağlamaktadır. Perşembe ve Cuma günü alım yapan bir yatırımcı ödemesini Pazartesi ve Salı günü yapacak, dolayısıyla ödeme için ilave gün kazanmış olacaktır. Bu nedenle de satın alımlar Perşembe ve Cuma günü artmaktadır. Pazartesi günü ise önceki kârların gerçekleşmeleri olacağından satışlar artacaktır. Volatilitenin açısından bakıldığında ise Pazartesi günü volatilitenin diğer günlere kıyasla daha yüksek olduğu bulunmuştur.

Bu çalışmada elde edilen sonuçlar, portföy oluşturma amacıyla yorumlanırsa; portföyün mutlaka Perşembe ya da Cuma günü oluşturulup, Pazartesi veya Salı günü satılması gerektiği gibi bir yanılgıya düşülmemelidir. Nitekim portföy oluştururken dikkat edilmesi gereken pek çok kriter bulunmaktadır. Ancak, diğer bütün kriterler göz önüne alındıktan sonra, gün/ay etkisi, mevsim etkisi de ihmal edilmemelidir. Ayrıca farklı dönemler kullanılarak yapılan çalışmalarda bu tür etkilerin de farklı şekillerde ortaya çıktığı göz ardı edilmemelidir. Çalışmanın literatür kısmında farklı dönemler kullanılarak, farklı etkilerin bulunduğu çalışmalar gösterilmiştir. Kriz dönemlerinde portföy oluşturan yatırımcıların getirilerdeki dalgalanmanın bu dönemlerde arttığını dikkate alması gerekir. Bu dönemler, risk olarak fiyat hareketlerinden kazanç sağlamaya çalışan spekülâtorler için fırsat olabilir. Ancak kriz dönemlerinde alınan pozisyonların, yüksek kazançlar sağlayabileceği gibi, büyük zararlara yol açabileceği de unutulmamalıdır

Borsada uzun vadede kazanç elde etmek isteyen sabırlı yatırımcılar için hangi hisse senetlerinin en uygun olacağı sorusuna bu çalışma sonunda cevap verilmeye çalışılmıştır. Tablo 3.2' de özetlenen sonuçlar ortalama denklemi sabit terimi pozitif olan hisse senetlerini göstermektedir. Riski sevmeyen ve uzun vadeli düşünen yatırımcılar bu hisse senetlerini portföylerine alarak uzun vadede pozitif getiri elde edebilirler. Spekülâtif işlem yapan yatırımcılar içinse kriz dönemleri fırsat doğurmaktadır. Çalışma sonunda 1994, Rusya ve 2001 iktisadi krizlerinin hangi hisse senetlerinde volatilitenin yol açtığı belirlenmiştir. Dolayısıyla riske katlanarak kısa vadede kazanç elde etmek isteyen yatırımcılar krizlerde portföylerinde yüksek volatilitenin sergileyen hisse senetlerini bulundurabilirler.

Sonuçlar hisse senedi getirilerinin ve getiri koşulu varyanslarının bilgi akışından etkilendiğini göstermektedir. Bunu test etmek amacıyla ortalama ve varyans denklemlerine konulan işlem hacmi logaritmik değişim değişkenleri modellerde anlamlı tahmin edilmiştir. Bu sonuç pazar bilgi akışının hem getiriye hem de volatilitiyi etkilediğini göstermektedir.

Risk faktörünün hisse senedi getirilerindeki rolü de ortalama denkleminde standart sapma değişkeni yerleştiren model seçimiyle test edilmiştir. Risk katsayısının anlamlı bulunduğu bütün hisse senetlerinde getirilerle risk arasında pozitif bir ilişki bulunmuştur. Bu sonuç önsel beklentilerimize uygundur. Riski seven yatırımcılar bu hisse senetlerine yatırım yapabilirler ve bu sayede getirilerini arttırabilirler.

Çalışmada doğrusal olmayan volatilité modellerinden biri olan TAR-GARCH kullanılarak Türkiye' hisse senedi piyasasında getiri volatilitésinin negatif ve pozitif şoklara nasıl tepki verdiği araştırılmıştır. Bulgular volatilitenin negatif ve pozitif şoklara farklı şekillerde tepki verdiğini açıkça göstermektedir. Koşullu ortalamadan negatif sapmalar pozitif sapmalardan çok daha fazla volatilitéye yol açmaktadır. Sonuçlar Türkiye hisse senedi piyasasında hisse senedi getirilerinin geçmiş bilgilere bir gecikmede asimetrik tepki verdiğini ortaya koymaktadır.

Çalışmada ayrıca İstanbul Menkul Kıymetler Borsası gibi önemli bir gelişmekte olan piyasada getiri ve volatilité CHARMA yöntemi kullanılarak modellenmeye çalışılmıştır. Çalışma sonuçları İMKB'de hisse senedi volatilitésinin sapmaların birinci ve ikinci gecikmeleri arasındaki etkileşime bağlı olduğunu göstermektedir. Sonuçlar gelişmekte olan finansal piyasalarda volatilité modellemesi için CHARMA alternatifini sunmaktadır. Bu alternatif GARCH modelinin geçmiş sapmaların etkileşimini dikkate almama eksikliğini gidermektedir.

KAYNAKLAR

Aggarwal, R., Inclan, C. ve Leal, R.

1999 “Volatility in Emerging Stock Markets,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 34, ss. 33-55.

Andersen, T.

1996 “Return Volatility and Trading Volume: An Information Flow Interpretation of Stochastic Volatility”, *Journal of Finance*, 51, ss.169-204.

Baba, Y. , Engle, R.F, Kraft, D.F ve Kroner K.F.

1990 “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH”, Mimeo, University of California at San Diego, Department of Economics

Balaban, E.

1995 “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Ocak Ayı Etkisi, Ömer Hayyam Etkisi ve Ümit Yaşar Etkisi,”*T.C. Merkez Bankası Tartışma Tebliği*

Balaban, E., Bayar, A. ve Kan, B.

2001 “Stock Return Seasonality and Asymmetric Conditional Volatility in World Equity Markets”, *Applied Economics Letters*, 8, ss. 263-268.

Başçı , E., Özyıldırım, S. ve Aydoğan, K.

1996 “A Note on Price-Volume Dynamics in an Emerging Stock Market”, *Journal of Banking and Finance*, 20, ss. 389-400.

Bekaert, G. - Wu, G.

2000 “Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets.” *The Review of Financial Studies*, 13, ss. 1–42.

Bekaert, G. - Harvey C.R.

1997 “Emerging Equity Market Volatility,” *Journal of Financial Economics* 43, ss. 29-78.

Bildik, R.

2003 “Calendar Anomalies in Istanbul Stock Exchange,” *Tenth Annual Conference of the Multinational Finance Society, June28-July4, 2003, Montreal, Canada*

Blair, B. , Poon S.H. ve Taylor, S.

2002 “Asymmetric and Crach Effects in Stock Volatility for S&P Index and its Constituents,” *Applied Financial Economics*, vol. 12, no. 5, 319-329

Bollerslev, T.

1986 “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity”, *Journal of Econometrics*, 31, 307 -327.

1990 “Modelling the Coherence in Short Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Approach”, *Review of Economics and Statistics*, 72, ss. 498-505.

Bollerslev, T. , Chou, R. Y. ve Kroner, K. F.

1992 “ARCH Modelling in Finance”, *Journal of Econometrics*, 52, ss. 5-59.

Bollerslev, T. - Wooldridge J.M.

1992 “Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances, *Econometric Reviews*, 11, ss. 143-172.

Brooks, C.

1998 “Predicting Stock Index Volatility: Can Market Volume Help?”, *Journal of Forecasting*, 17, ss. 59-80.

Campell, Y.J. , L,W.A ve MacKinlay, A.C.

1997 *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Pres, Princeton, New Jersey

Caner, S. - Onder, Z.

2005 “Sources of Volatility in Stock Returns in Emerging Markets, *Applied Economics*, 37, ss. 929-941

Chen, C. - Zhou, G.Z.

2001 “Portfolio Returns, Market Volatility and Seasonality”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 17, ss. 27-43.

Cheng, T. W. L., Fung, K.W.J ve Chan, C.K

2000 “Pricing Dynamics of Index Options and Index Futures In Hong Kong Before and During the Asian Financial Crisis”, *The Journal of Future Markets*, vol.20, no.2, ss. 145-166.

Chen C.W.S, Chiang T.C and So M.K.P.

- 2003** “Asymmetrical Reaction to US Stock-Return News: Evidence from Major Stock Markets Based on a Double-Threshold Model.” *Journal of Economics and Business* , 55, ss. 487–502.

Chen C.W.S, So M.K.P. and Gerlach, H.R.

- 2005** “Asymmetric Response and Interaction of U.S. and Local News in Financial Markets”, *Applied Stochastic Models in Business and Industry*, 21, ss. 273- 288

Chiang, T. C. - Doong, S. C.

- 2001** “Empirical Analysis of Stock Returns and Volatilities: Evidence from Seven Asian Stock Markets Based on TAR-GARCH Model.” *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 17, ss. 301–318.

Christie, A.

- 1982** “The Stochastic Behaviour of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects”, *Journal of Financial Economics*, 10, ss. 407–432.

Clark, P.

- 1973** “The Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices”, *Econometrica*, 41, ss. 133-155

Cunado, J., Biscarri,G.J. ve Gracia, P.F.

- 2006** “Changes in Dynamic Behavior of Emerging Market Volatility and Outliers: Revisiting the Effects of Financial Liberalization”, Working Paper Series from School of Economics and Business Administration, University of Navarra, and also *Emerging Markets Review* (Fortcoming)

Davis, N. - Kutan, M.A.

- 2003** “Inflation and Output as Predictors of Stock Returns and Volatility: International Evidence”, *Applied Financial Economics*,13, ss. 693-700.

De Santis, G. - S. Imrohoroglu

- 1997** “Stock Returns and Volatility in Emerging Financial Markets,” *Journal of International Money and Finance* 16, ss. 561-579.

Demirer, R. - Karan, M.B.,

2002 “An Investigation of the Day of The Week Effect on Stock Returns in Turkey”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 38, ss. 47-77.

Enders, W.

1995 *Applied Econometric Time Series*, John Wiley&Sons, USA

Engle, R. F.

1982 “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, 50(4), ss. 987-1008.

Engle, R.F., Lilien, D.M ve Robins, R.P

1987 “Estimating Time-Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model”, *Econometrica*, 55, ss. 391-407.

Engle, R.- Ng, V.

1993 “Measuring and Testing the Impact of News on Volatility”, *Journal of Finance*, 48, ss. 1749–1778.

Engle, R.F - Kroner K.F.

1995 “ Multivariate Simultaneous Generalized ARCH, *Econometric Theory*, 11, ss.122-150.

Fang, W.

2001 “Stock Return Process and Expected Depreciation over the Asian Crisis”, *Applied Economics*, 33, ss. 905-912.

Fernandez, C - Steel M.

1998 “On Bayesian Modelling of Fat Tails and Skewness, *Journal of American Statistical Association*, 93, ss. 359-371.

French, K.R., Schwert, W. ve Stambaugh, R.F.

1987, “Expected Stock Returns and Volatility”, *Journal of Financial Economics*, 19, ss. 3–30.

Gökçe, A.G. - Sarioğlu S.E.

2004 “Trading Session Effect: The Evidence from Istanbul Stock Exchange”, *Eleventh Annual Conference of the Multinational Finance Society*, July3-July8 2004, İstanbul

Glosten, L.R. Jagannathan, R. ve Runkle, D.E

1993 “On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks”, *Journal of Finance*, 48, ss. 1779-1801.

Güneş, H. - Saltoğlu, B.

1998 *İMKB Getiri Volatilitésinin Makroekonomik Konjonktür Bağlamında İrdelenmesi*, İMKB Yayınları, İstanbul

Haris,R - Sollis R.

2003 *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, John Wiley&Sons Ltd, Chichester, England

Henry O.

1998 “Modelling the Asymmetry of Stock Market Volatility” *Applied Financial Economics*, 8, ss. 145-153.

Holden K., Thompson, J. ve Ruangrit Y.

2005 “The Asian crisis and calendar effects on stock returns in Thailand” , *European Journal of Operational Research*, 163, ss. 242-252.

Hsin, C., Guo, W. , Tseng, S. ve Luo, W.

2003 “The Impact of Speculative Trading on Stock Return Volatility: The Evidence from Taiwan”, *Global Finance Journal*, 14, ss. 243-270.

Huang, B.N. - C.Y. Yang

1999 “The Impact of Financial Liberalization on Stock Price Volatility in Emerging Markets,” *Journal of Comparative Economics* 28, ss. 321-339.

Kalev, S.P. , Liu, W., Pham, K.P. ve Jarnecic, E.

2004 “Public Information Arrival and Volatility of Intraday Stock Returns”, *Journal of Banking & Finance*, 28, ss. 1441-1467.

Khalid, M.A. - Gulasekeran, R.

2005 “Financial Market Contagion Investigating Global Impact of the Asian and Russian Crises”, *International Conferance on Finance*, University of Copenhagen, Copenhagen

Kim, E.K. - Singal V.

2000 "Opening up of Stock Markets: Lessons from Emerging Economies," *Journal of Business* 73, ss. 25-66.

Kocaman, B.

2003 "Are They Immune to Financial Crises? An Empirical Study on Financial Crises on the Stock Prices of Exporting Firms on Istanbul Stock Exchange". *EFMA 2003 Helsinki Meetings*.

Kutan, A.M. - Aksoy, T.

2003 "Public Information Arrival and the FisherEffect in Emerging Markets: Evidence from Stock and Bond Markets in Turkey", *Journal of Financial Services Research*, 23, ss. 225-239.

Kutlar,A., - Dönek E.

2001 "Selecting the Appropriate Generalized Conditional Heteroscedastic Model for the Daily İMKB Index Returns", *AFA 2001 New Orleans Meeting*

Li, W.K, Ling, S ve Wong, H.

2001 " Estimation for Partially Nonstationary Multivariate Autoregressive Models with Conditional Heteroscedasticity, *Biometrika*, 88 (4), ss. 1135-1152.

Li, W.K, Ling, S. ve McAleer, M.

2002 "Recent Theoretical Results for Time Series Models with GARCH Errors, *Journal of Economic Surveys*, Vol 16 No.13, ss. 5-13.

Liljebloom, E. - Stenius, M.

1997 "Macroeconomic Volatility and Stock Market Volatility: Empirical Evidence on Finish Data", *Applied Financial Economics*, 7, ss. 419-426.

Lim, J. Y.

1999 "The Macroeconomics of the East Asian Crisis and Implications of the Crisis for MacroeconomicTheory," *The Manchester School*, Vol.67, No.5, Special Issue, ss. 18-32.

McAleer, M. - Oxley, L.

2002 "The Econometrics of Financial Time Series" *Journal of Economic Surveys*, Vol 16 No.13, ss. 5-13.

McMillan, D., Speight, A. ve Apgwilym, O.

2000 “Forecasting UK Stock Market Volatility”, *Applied Financial Economics*, 10, ss. 435-448.

McMillan G.D - Speight, E.A.

2003 “Asymmetric Volatility Dynamics in High Frequency FTSE-100 Stock Index Futures”, *Applied Financial Economics*, 13, ss. 599-607.

Mishkin, F.S.

1998 *The Mexican Financial Crisis of 1994-95: On Assymetric Information Analysis, Financial Crisis in Management in Regional Block*”, ed. S.S. Rehman, Klumer Academic Publishers

Muradođlu, G. , Berument, H. ve Metin, K.

1999 “Financial Crisis and Changes in Determinants of Risk and Return: An Empirical Investigation of an Emerging Market (ISE)”, *Multinational Finance Journal*, vol.3, no.4 , ss. 223-252.

Nelson, D.

1991 “Conditional Heteroscedascity in Asset Returns: A New Approach”, *Econometrica*, 59, ss. 347–370.

Ođuzsoy, C.B. - Gven, S.

2003 “Stock Returns and the Day of The Week Effect in İstanbul Stock Exchange”, *Applied Economics*, 35, ss. 959-971.

Park, H.T., Switzer, N. L. ve Bedrossian, R.

1999 “The Interactions Between Trading Volume and Volatility: Evidence from the Equity Options Markets”, *Applied Financial Economics*, 9, ss. 627-637.

Pezzo, R. - Uberti M.

2006 “ Approaches to forecasting volatility: Models and their Performances for Emerging Equity Markets”, *Chaos, Solutions and Fractals*, 29, ss. 556-565.

Polasek, W. - Ren, L.

2001 “Volatility Analysis During the Asia Crisis: A Multivariate GARCH-M Model for Stock Returns in the U.S., Germany and Japan,” *Applied Stochastic Models in Business and Industry*, 17, ss. 93-108.

Sabri, N.R.

- 2002** “Roots of Stock Market Volatility and Crises: A Synthesis and Suggested Solutions, International Financial Systems and Stock Volatility” *Issues and Remedies*, Vol. 13, ss. 1–43

Sachs, J. Tornell, A. ve Velasco, A.

- 1997** “Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons From 1995” *The Weatherhead Center for International Affairs*, Harvard University, Paper No:97-1 1997,ss. 1-15.

Salman, F.

- 2002** “Risk – Return – Volume Relationship in an Emerging Stock Market”, *Applied Economics Letters*, 9, ss. 549-552.

Schwert, G.W.

- 1990** “Stock Volatility and the Crash of ’87”, *The Review of Financial Studies*, v.3, n.1, ss. 77-102.

Selcuk, F.

- 2005** “Asymmtric Stochastic Volatility in Emerging Stock Markets”, *Applied Financial Economics*, 15,ss. 867-874.

Shields K.K.

- 1997** “Threshold Modelling of Stock Return Volatility on Eastern European Markets” *Economics of Planning*, 30, ss. 107-125.

Shin, J.

- 2005** “Stock returns and Volatility in Emerging Stock Markets”, *International Journal of Business and Economics*, Vol 4, No. 1, ss. 31-43.

Tsay, S. R.

- 1987** “Conditional Heteroscedastic Time Series Models”, *Journal of the American Statistical Association*, vol.82, No. 398, ss. 590-604.
- 1989** “Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes,” *Journal of the American Statistical Association*, 84, ss. 231-240.
- 2002** *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley & Sons, New York

Weiss, A.

1986 “Asymptotic theory for ARCH Models: Estimation and Testing, *Econometric Theory*, 2, ss. 107-131.

Wong, H. - Li, W.K.

1997 “On a Multivariate Conditional Heteroscedasticity Model”, *Biometrika*, 4, ss. 111-123.

Wu, G.

2001 “The Determinants of Asymmetric Volatility”, *The Review of Financial Studies*, vol.14, No. 3, ss. 837- 859.

Xing, X. - Howe, S. J.

2003 “The Empirical Relationship Between Risk and Return: Evidence from the UK Stock Market”, *International Review of Financial Analysis*, 12, ss. 329-346.

EK 1**ÇALIŞMADA KULLANILAN SERİLERİN PERİYOTLARI VE GÖZLEM SAYILARI**

SINAI HİSSE SENETLERİ		
HİSSE SENEDİ	PERİYOT	GÖZLEM SAYISI
Adana	25.02.1991- 29.12.2004	3613
Aksa	23.01.1990- 29.12.2004	3897
Andlefs	11.01.1990- 29.12.2004	3905
Arçelik	22.06.1990- 29.12.2004	3789
Aygaz	03.01.1990- 29.12.2004	3911
Beko	27.10.1992- 29.12.2004	3177
Bnvt	30.11.1992- 29.12.2004	3153
Bolu	05.09.1990- 29.12.2004	3736
Borusan	13.09.1994- 29.12.2004	2687
Bosh	11.02.1994- 29.12.2004	2839
Bossa	22.08.1995- 29.12.2004	2442
Ceytas	18.03.1997- 29.12.2004	2032
Cimsa	03.01.1990- 29.12.2004	3911
Demrdk	03.01.1990- 29.12.2004	3911
Deva	03.01.1990- 29.12.2004	3911
Dgngzt	01.10.1993- 29.12.2004	2934
Döktas	05.09.1990- 29.12.2004	3736
Eczyapı	27.06.1995- 29.12.2004	2482
Ereğli	03.01.1990- 29.12.2004	3911
Ford	22.06.1990- 29.12.2004	3789
Hektas	03.01.1990- 29.12.2004	3911
Hürriyet	26.02.1992- 29.12.2004	3351
Ihlev	08.10.1996- 29.12.2004	2147
İzdemir	03.01.1990- 29.12.2004	3911
Karton	05.09.1990- 29.12.2004	3736
Kordsa	09.02.1990- 29.12.2004	3884
Otokar	25.04.1995- 29.12.2004	2527
Petrofs	31.05.1991- 29.12.2004	3544
Pınar	04.07.1991- 29.12.2004	3520
Tat	10.08.1993- 29.12.2004	2972
Tire	03.07.1991- 29.12.2004	3521
Tofaş	03.07.1991- 29.12.2004	3521
Trkcam	03.07.1991- 29.12.2004	3521
Turcas	24.06.1992- 29.12.2004	3266
Tüpraş	31.05.1991- 29.12.2004	3544
Ülker	31.10.1996- 29.12.2004	2130
Vestel	05.09.1990- 29.12.2004	3736

MALİ HİSSE SENETLERİ		
Akbnk	27.07.1990- 29.12.2004	3764
Aksgr	06.12.1994- 29.12.2004	2627
Algmyo	03.01.1997- 29.12.2004	2084
Alhol	03.01.1990- 29.12.2004	3911
Brsyat	12.11.1996- 29.12.2004	2122
Dgnhol	22.06.1993- 29.12.2004	3007
Dıřbnk	14.09.1990- 29.12.2004	3729
Ecz yat	22.06.1990- 29.12.2004	3789
Finsbnk	03.07.1991- 29.12.2004	3521
Garanti	07.06.1990- 29.12.2004	3800
Global	23.05.1995- 29.12.2004	2507
İhlas hol	18.03.1994- 29.12.2004	2814
İřc	31.05.1990- 29.12.2004	3805
Koçhol	22.06.1990- 29.12.2004	3789
Nethol	03.07.1991- 29.12.2004	3521
Sahol	09.07.1997- 29.12.2004	1951
Skrbnk	11.04.1997- 29.12.2004	2014
Şiřecam	03.01.1990- 29.12.2004	3911
Yapıkred	03.01.1990- 29.12.2004	3911
HİZMET HİSSE SENETLERİ		
Migros	01.03.1991- 29.12.2004	3609
Boyner	18.06.1996- 29.12.2004	2227
Gima	16.02.1995- 29.12.2004	2575
Marmaris	12.02.1990- 29.12.2004	3883
Nettur	22.11.1990- 29.12.2004	3680
Tansař	17.09.1996- 29.12.2004	2162
Thy	21.12.1990- 29.12.2004	3659
Usas	28.10.1993- 29.12.2004	2915

EK2

ÇALIŞMADA KULLANILAN BİLGİSAYAR PROGRAMLARI VE KULLANIM AMAÇLARI

Programın Adı	Kullanış Amacı
MetaStock 9.0 with Downloader	Veri yayınlama hakkına sahip kuruluşlardan alınan (.dat) uzantılı Metastock uyumlu verilerin görüntülenmesi ve başka programlara aktarımı için hazırlanmasında kullanılmıştır.
MS Office Excel	Metastock verileri çeşitli nedenlerle borsanın işlem yapmadığı günlere ait verileri boş hücreler halinde göstermemekte bu tarihleri yok saymaktadır. Oysa ekonometrik analiz programları böyle bir durumu dikkate almadığı için işlem yapılmayan günler boş hücreler olarak gösterilmezse verilerde kaymalar meydana gelecektir. Bu nedenle işlem yapılmayan günler için bu program kullanılarak boş hücreler oluşturulmuş ve veriler ekonometrik analiz programlarına aktarım aşamasına getirilmiştir.
EViews5.1	Bu program ekonometrik modellerimizin tahmininde kullanılmıştır. Ayrıca kullandığımız ekonometrik modeller sürekli verilere ihtiyaç duyduğu için işlem yapılmayan günlere ait boş hücrelerin uygun bir varsayımla doldurularak analize hazır hale getirilmesinde, çalışmamızda kullandığımız kukla değişkenlerin oluşturulmasında, verilerin şekil yardımıyla görselliğinin sağlanmasında ve teze aktarımında bu programdan faydalanılmıştır.
WinRATS 6.0	EViews ekonometrik analiz programı oldukça kapsamlı ve kullanıcı dostu bir program olmasına rağmen, çalışmamızda kullandığımız bazı ekonometrik modellerin tahminin de yetersiz kalmıştır. TAR-GARCH ve CHARMA modellerinin tahmin edilmesinde ve tanı testlerinin yapılmasında uygun WinRATS program kodları (procedures) yazılıp çalıştırılmıştır.
MS Office Word	Çalışmalarımızda elde edilen sonuçların raporlanarak tez haline getirilmesinde bu yaygın kelime işleme programı kullanılmıştır.

EK3

TAR-GARCH MODELİ İÇİN KULLANILAN RATS KODU

```
open data "c:\documents and settings\cüneyt\desktop\cIMKB100.txt"
calendar(daily) 1990 1 2
all 2004:12:29
data(format=free,org=columns) 1990:01:02 2004:12:29 cIMKB100
set h = 0.0
set k = 0.0
set rt = log(cIMKB100/cIMKB100{1})
nonlin p0 p1 a0 a1 a2 b1
frml at = k(t)= rt(t)- p0-p1*rt{1}
frml u = (at(t-1)/abs(at(t-1))+1.0)/2.0
frml gvar1 = a0+a1*at{1}**2+a2*h(t-1)
frml gvar = gvar1(t)+ u(t)*(b1*h(t-1))
frml garchlog = -0.5*log(h(t)=gvar(t))-0.5*at(t)**2/h(t)
smpl 1990:01:08 2004:12:29
compute p0=0.00074, p1=0.1
compute a0= 0.00005, a1=0.14, a2=0.85, b1=-0.11
maximize(method=bhhh,recursive,iterations=250) garchlog
set fv = gvar(t)
cor(qstats,number=30,span=10) resid
cor(qstats,number=30,span=10) residsq
```

EK4

CHARMA MODELLERİNİN TAHMİNİ İÇİN KULLANILAN RATS KODLARI

```
open data "c:\documents and settings\cüneyt\desktop\data.txt"
calendar(daily) 1990 1 2
all 2004:12:29
data(format=prn,org=columns) 1990:01:02 2004:12:29 cIMKB100 cIMKB30
cIMKB50 d2001 d94 d1 d5 drusya docak sdum rvIMKB100
set h = 0.0
set rt = log(cIMKB100/cIMKB100{1})
nonlin a0 a1 a12 a3 a4 a5 a8 a9 a10 a11 b0 b1 b2 b3 b4 b5
frml at = rt(t)-b0-b1*rt(t-1)-b5*rt(t-2)-b2*d1-b3*d5-b4*rvIMKB100
frml gvar = a0+a1*at{1}**2+a12*at{1}*at{2}+a3*h(t-1)+a4*d1+a5*sdum+ a8*d94
+a9*drusya+a10*d2001+a11*rvIMKB100
frml garchln = -0.5*log(h(t)=gvar(t))-0.5*at(t)**2/h(t)
smpl 1990:01:09 2004:12:29
compute a0=0.02, a1=0.22, a12=0.20, a3=0.01 ,a4= 0.0004, a5=0.0001, b0=0.01,
b1=0.1,b2=0.01,b3=0.01,b4=0.01, a8=0.0006,a9=0.0009,a10=0.0004,a11=0.0007,
b5=0.001
maximize(method=bhhh,recursive,iterations=250) garchln
set fv = gvar(t)
set resid = at(t)/sqrt(fv(t))
set residsq = resid(t)*resid(t)
cor(qstats,number=30,span=10) resid
cor(qstats,number=30,span=10) residsq
set shock1 = at(t)
smpl 2000:01:004 2004:12:29
set h = 0.0
set rt2 = log(cIMKB50/cIMKB50{1})
nonlin a0 a1 a12 a2 a3 a4 a7 a8 a9 b0 b1 b2 b3
frml at = rt2(t)-b0-b1*d1-b2*d5-b3*rvIMKB100
frml gvar= a0 +a1*at{1}**2 + a12*at{1}*at{2} + a2*at{2}**2 + a3*h(t-1)+ a4*d1
+a7*sdum + a8*d2001+ a9*rvIMKB100
frml garchln = -0.5*log(h(t)=gvar(t))-0.5*at(t)**2/h(t)
smpl 2000:01:08 2004:12:29
compute a0=0.0001, a1=0.1, a12=0.09, a2=0.14, a3=0.4, b0=-0.0001, b1=0.001,
b2=0.006,b3=0.01,b7=0.01,b8=0.01,a4=0.001,a7=-0.00008,a8=0.0003, a9=0.0004
maximize(method=bhhh,recursive,iterations=250) garchln
set fv2 = gvar(t)
set resid = at(t)/sqrt(fv2(t))
set residsq = resid(t)*resid(t)
cor(qstats,number=30,span=10) resid
cor(qstats,number=30,span=10) residsq
set shock2 = at(t)
```

```

smpl 1997:01:02 2004:12:29
set h = 0.0
set rt3 = log(cIMKB30/cIMKB30{1})
nonlin a0 a1 a12 a3 a4 a7 a8 a9 a10 b0 b2 b3 b4
frml at = rt3(t)-b0-b2*d1-b3*d5-b4*rvIMKB100
frml gvar = a0 + a1*at{1}**2 + a12*at{1}*at{2} + a3*h(t-1) + a4*d1 + a7*s dum +
a8*drusya + a9*d2001+ a10*rvIMKB100
frml garchln = -0.5*log(h(t)=gvar(t))-0.5*at(t)**2/h(t)
smpl 1997:01:08 2004:12:29
compute a0=0.0003, a1=0.12,a12=0.11, a3=0.34, a4=0.0002, a7=-0.0001,
a8=0.0005, a9=0.0003, a10=0.0004, b0=0.001,b2=-0.003, b3=0.004,b4=0.018
maximize(method=bhhh,recursive,iterations=250) garchln
set fv3 = gvar(t)
set resid = at(t)/sqrt(fv3(t))
set residsq = resid(t)*resid(t)
cor(qstats,number=30,span=10) resid
cor(qstats,number=30,span=10) residsq
set shock3 = at(t)

```

EK5
BİREYSEL HİSSE SENETLERİ GETİRLERİNE AİT ADF BİRİM KÖK
TESTİ SONUÇLARI

SINAI HİSSE SENETLERİ			
HİSSE SENEDİ	(1)	(2)	(3)
Adana	-59,185	-59,236	-59,236
Aksa	-59,890	-59,998	-60,011
Andlefs	-66,126	-66,336	-66,358
Arçelik	-58,291	-58,424	-58,423
Aygaz	-60,129	-60,283	-60,307
Beko	-57,129	-57,228	-57,224
Bnvt	-51,384	-51,558	-51,637
Bolu	-57,669	-57,790	-57,785
Borusan	-51,166	-51,263	-51,255
Bosh	-51,266	-51,316	-51,307
Bossa	-51,396	-51,446	-51,437
Ceytas	-41,123	-41,150	-41,141
Cimsa	-60,568	-60,732	-60,725
Demrdk	-42,029	-62,479	-62,482
Deva	-59,115	-59,163	-59,160
Dgngzt	-50,276	-50,299	-50,292
Döktas	-59,124	-59,209	-59,203
Eczyapı	-50,286	-50,317	-50,308
Ereğli	-59,188	-59,255	-59,252
Ford	-58,955	-59,111	-59,105
Hektas	-61,778	-61,843	-61,837
Hürriyet	-53,841	-53,935	-53,929
Ihlev	-40,769	-40,795	-40,792
İzdemir	-59,881	-59,916	-59,912
Karton	-62,119	-62,304	-62,297
Kordsa	-60,316	-60,378	-60,371
Otokar	-49,641	-49,694	-49,688
Petrofs	-56,199	-56,303	-56,333
Pınar	-53,956	-54,096	-54,103
Tat	-54,031	-54,131	-54,175
Tire	-56,592	-56,712	-56,719
Tofaş	-55,344	-55,408	-55,409
Trkcam	-57,281	-57,463	-57,472
Turcas	-52,863	-52,915	-52,925
Tüpraş	-56,496	-56,624	-56,647
Ülker	-44,992	-45,100	-45,094
Vestel	-56,194	-56,241	-56,237

MALİ HİSSE SENETLERİ			
Akbnk	-62,897	-62,998	-62,980
Aksgr	-52,315	-52,428	-52,429
Algmyo	-48,731	-48,803	-48,799
Alhol	-57,720	-57,888	-57,917
Brsyat	-44,149	-44,220	-44,213
Dgnhol	-35,498	-35,575	-35,587
Dışbnk	-61,466	-61,570	-61,569
Ecz yat	-39,380	-39,462	-39,460
Finsbnk	-54,268	-54,402	-54,396
Garanti	-58,679	-58,801	-58,796
Global	-46,908	-46,899	-46,890
İhlas hol	-49,615	-49,628	-49,660
İşç	-56,696	-56,823	-56,818
Koçhol	-39,722	-39,847	-39,855
Nethol	-55,860	-55,891	-55,894
Sahol	-45,428	-45,492	-45,502
Skrbnk	-45,025	-45,042	-45,031
Şişecam	-59,538	-59,645	-59,640
Yapıkred	-56,409	-56,509	-56,508
HİZMET HİSSE SENETLERİ			
Migros	-58,325	-58,663	-58,787
Boyner	-44,579	-44,589	-44,622
Gima	-48,813	-48,857	-48,916
Marmaris	-61,487	-61,543	-61,535
Nettur	-53,504	-53,562	-53,569
Tansaş	-44,098	-44,135	-44,124
Thy	-58,618	-58,677	-58,682
Usas	-51,554	-51,745	-51,751

(1): Kesme ve Trend içermeyen denklem tahmini

(2): Kesmeli trend içermeyen denklem tahmini

(3): Hem kesme hem de trend içeren denklem tahmini

Not: Bütün test istatistikleri %1 düzeyinde anlamlıdır.

ÖZGEÇMİŞ

Doğum Yeri ve Yılı :	Biga-ÇANAKKALE	07.11.1978
Öğr.Gör. Kurumlar :	Başlama Yılı	Bitirme Yılı Kurum Adı
Lise :	1991	1994 Çan Lisesi
Lisans :	1994	1999 Elektrik-Elektronik Müh., Dokuz Eylül Üniversitesi
Yüksek Lisans :	1999	2002 İşletme, Balıkesir Üniversitesi
Doktora :	2003	2006 İşletme, Uludağ Üniversitesi
Medeni Durum :	Bekar	
Bildiği Yabancı Diller ve Düzeyi :	İngilizce (ÜDS 85)	
Çalıştığı Kurum (lar)	Başlama ve Ayrılma Tarihleri	Çalışılan Kurumun Adı
1)	2000 -	Balıkesir Üniversitesi Bandırma İİBF
Yurtdışı Görevleri :	-	
Kullandığı Burslar :	-	
Aldığı Ödüller :	1999 Çan Lisesi Okul Birincisi	
Üye Olduğu Bilimsel ve Mesleki Topluluklar :	Yöneylem Araştırması Der.	
Editör veya Yayın Kurulu Üyelikleri :	-	
Yurt İçi ve Yurt Dışında katıldığı Projeler :	-	
Katıldığı Yurt İçi ve Yurt Dışı Bilimsel Toplantılar:		
1)	V. Finans Eğitimi Sempozyumu, Finansal Piyasalarda Risk Yönetimi Bandırma, 08-11 Kasım 2001	
2)	International Symposium:SME's Towards the Membership of European Union, Bandırma, 2005	

Yayımlanan Çalışmalar

1) AKAR, Cüneyt “İktisadi Krizlerin Ve Takvimsel Faktörlerin Bireysel Senetlerin Getirisi ve Volatilitesi Üzerindeki Etkileri” *İşletme-Finans Dergisi*(Econlit indexinde taranıyor. Kabul edildi yayınlanacak)

2) **AKAR, Cüneyt** “Finansal Piyasalarda Krizlerin ve Takvimsel Faktörlerin Volatilite ve Getiri Üzerine Etkisi, *İşletme-Finans Dergisi*, Eylül, 2006 (Econlit indexinde taranıyor.)

3) **AKAR, Cüneyt** ve BAŞKAYA Zehra, “Sigorta Şirketlerinin Satış Performanslarının Veri Zarflama Analizi Yardımıyla Belirlenmesi”, *Muğla Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Sayı:15, Güz 2005

4) **AKAR, Cüneyt** ve BAŞKAYA Zehra "Üretim Alternatifi Seçiminde Analitik Hiyerarşi Süreci: Tekstil İşletmesi Örneği" *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt 5 No:1, 2005

5) **AKAR, Cüneyt** ve AYDIN, Gülnil "Konumlandırma Kararlarında Müşteri Önceliklerinin Belirlenmesi: Conjoint Analiz Yaklaşımı ile Bir Pilot Uygulama, *Marmara Üniversitesi Öneri Dergisi*, Haziran, 2005

6) **AKAR, Cüneyt** ve BAŞKAYA Zehra "Çok Amaçlı Karar Verme Tekniği Olan Hedef Programlama Yardımıyla Bir Gıda İşletmesinde Üretim Planlaması" *Dokuz Eylül Üniversitesi, İşletme Fakültesi Dergisi*, Cilt 4, Sayı 2, 2003

Hakemlik Sürecindeki Makaleler

7) **AKAR, Cüneyt**, KARAGÖL, Erdal ve ERBAYKAL, Erman “ Defence Expenditure and Growth in Turkey: A Bound Test Approach, *Defence and Peace Economics* (Social Science Citation Index)

8) **AKAR, Cüneyt**, “Asymmetric Responses in Volatility Between Positive and Negative Shocks: New Evidence from Turkish Data by Using TAR-GARCH Model” *ISE Review* (Econlit)

Cüneyt Akar
11.12.2006

This document was created with Win2PDF available at <http://www.daneprairie.com>.
The unregistered version of Win2PDF is for evaluation or non-commercial use only.