

TÜRKİYE'DE HİSSE SENEDİ PİYASASI  
VOLATİLİTESİNİN TAHMİNİ VE DAĞILIMLARIN  
KARIŞIMI HİPOTEZİNİN SINANMASI

Ziya Korkut EŞREFOĞLU

(Doktora Tezi)  
Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü  
Eskişehir, 2002

TÜRKİYE'DE HİSSE SENEDİ PİYASASI VOLATİLİTESİNİN TAHMİNİ  
VE  
DAĞILIMLARIN KARIŞIMI HİPOTEZİNİN SINANMASI

Ziya Korkut EŞREFOĞLU

DOKTORA TEZİ

İktisat Politikası Ana Bilim Dalı

Danışman: Prof. Dr. Önder ÖZKAZANÇ

Eskişehir

Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü

Kasım 2002

## DOKTORA TEZ ÖZÜ

TÜRKİYE'DE HİSSE SENEDİ PİYASASI VOLATİLİTESİNİN TAHMİNİ

VE

DAĞILIMLARIN KARIŞIMI HİPOTEZİNİN SINANMASI

Ziya Korkut EŞREFOĞLU

İktisat Politikası Ana Bilim Dalı

Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kasım 2002

Danışman: Prof. Dr. Önder ÖZKAZANÇ

Finansal varlık getirilerinin tahmini ile ilgili en önemli konulardan biri kuşkusuz risk ve riskin getirdiği belirsizliklerdir. Bir risk ölçütü olarak kullanılması nedeniyle volatilité, son on yılda, gelişmiş ülkelere ait finansal piyasalarda geniş bir teorik çerçevede incelenmektedir. Ancak, gelişmekte olan ülkelerin piyasalar ile ilgili çalışmalar, genellikle bu piyasaların çok yeni olmalarının getirdiği veri yetersizliği ve/veya bu ülkelerde sıkça karşılaşılan siyasi ve ekonomik şoklar ile krizlerin ekonometrik modelleme aşamasında getirdiği zorluklar nedeniyle sayıca sınırlı kalmıştır.

Bu çalışmada hisse senedi getiri volatilitesi, özellikle zamanla değişen getiri volatilitesi ekonometrik olarak modellenmeye çalışılmaktadır. Çalışmanın amacı, volatilitenin Türkiye hisse senedi piyasasında hangi model ile belirlenebileceğine, ne düzeyde olduğuna ve tarihsel gelişimine ışık tutmaktır.

Çalışmada hisse senedi getiri volatilitesinin tahmini amacıyla geliştirilen otoregresif koşullu değişken varyanslılık (ARCH) modelleri ve çeşitli uzantıları incelenerek bunlar arasında ARMA(1,2)-GARCH(1,1) modelinin Türkiye hisse senedi

piyasasındaki geçmiş volatilitiyi en iyi şekilde belirlediği sonucuna ulaşılmıştır. Model sonuçlarına göre iç-dış ekonomik ve siyasi krizlere son derece duyarlı olan endeks getiri volatilitesi kalıcı bir özellik taşımaktadır. Yani, endeks getirileri üzerindeki bir şok sonucu ortaya çıkan volatiliteler uzun bir süre devam etmekte ve normal olarak sayılabilecek bir düzeye geri dönmemektedir. Diğer taraftan piyasaya gelen olumsuz haberler olumlu haberlerden daha fazla volatiliteye neden olmamaktadır. Yani, endeks getiri volatilitesi asimetrik değildir. Buna ek olarak, volatiliteler piyasaya gelen haberlere bir iş günü sonra tepki vermektedir.

Bu çalışmada ayrıca, Türkiye hisse senedi piyasasında Dağılımların Karışımı Hipotezi çerçevesinde, işlem hacmi değişkeninin volatilitedeki ARCH etkilerini azaltmadığı ve dolayısıyla bilgi tabanlı varyansların hisse senedi getiri volatilitelerini ARCH tipi modellerden daha iyi belirlemediği sonucuna ulaşılmıştır.

ABSTRACT

AN ESTIMATION OF STOCK MARKET VOLATILITY IN TURKEY  
AND  
TESTING THE MIXTURE OF DISTRIBUTIONS HYPOTHESIS

Ziya Korkut EŞREFOĞLU

Economic Policy

Anadolu University, Social Sciences Institute, November 2002

Advisor: Prof. Dr. Önder ÖZKAZANÇ

Undoubtedly, one of the most important issues related to the estimation of financial asset returns is risk and the uncertainties associated with it. Since volatility is used as a risk measure, it has been examined widely in the financial markets of developed countries in the last ten years. However, studies on developing country financial markets remain relatively less in number due to the lack of historical data associated with those markets being new and/or due to difficulties in econometric modeling processes which stem from frequent political and economic shocks and crisis in those respective countries.

In this study, stock return volatility has been examined from an econometric modeling perspective with a particular emphasis on time-varying return volatility. The objective of this study is to determine an appropriate model for Turkish stock market volatility and to examine its historical development.

In this study, the autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH) model and its generalizations were used to examine Turkish stock market returns. Empirical findings of our study are as follows: the ARMA(1,2)-GARCH(1,1) model explains stock return index volatility best in Turkey. Index return volatility, which is very

sensitive to the internal and external political and economic crisis, has been found to be persistent. That is, volatility occurring after a shock remains high for a long period of time and then does not return to its normal level. In addition, negative news that enters the market does not generate more volatility than that of positive news. Meaning, index stock return volatility is not asymmetric in Turkey. A one day delay in the reaction of return volatility to news is another characteristic of the market obtained by this study.

Finally, we tested the Mixture of Distributions Hypothesis in the Turkish Stock Market. According to the test results, trading volume which enters the model as an explanatory variable in the framework of this hypothesis did not cause the reduction of the ARCH effects and consequently, information-based variances can not be used in explaining the stock market volatility in Turkey.

## JÜRİ VE ENSTİTÜ ONAYI

**Ziya Korkut EŞREFOĞLU'nun "Türkiye'de Hisse Senedi Piyasası Volatilitésinin Tahmini ve Dağılımların Karışımı Hipotezinin Sınanması" başlıklı tezi 28 Kasım 2002 tarihinde, aşağıdaki jüri tarafından Lisansüstü Eğitim Öğretim ve Sınav Yönetmeliğinin ilgili maddeleri uyarınca, İktisat (İktisat Politikası) Anabilim Dalında Doktora tezi olarak değerlendirilerek kabul edilmiştir.**

**İmza**

Üye (Tez Danışmanı) : **Prof.Dr.Önder ÖZKAZANÇ**  
Üye : **Prof.Dr.Beyhan ATAÇ**  
Üye : **Prof.Dr.Türkel MİNİBAŞ**  
Üye : **Prof.Dr.Ergül HAN**  
Üye : **Doç.Dr.Mustafa ÖZER**

**Prof.Dr.Nurhan AYDIN**  
**Anadolu Üniversitesi**  
**Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürü**

## İÇİNDEKİLER

	<u>Sayfa</u>
ÖZ .....	ii
ABSTRACT.....	iv
JÜRİ VE ENSTİTÜ ONAYI .....	vi
ÖZGEÇMİŞ .....	vii
TABLolar LİSTESİ.....	xii
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	xiii
GİRİŞ .....	1

## BİRİNCİ BÖLÜM

### HİSSE SENEDİ GETİRİ VOLATİLİTESİNİN TANIMI, NEDEN OLAN FAKTÖRLER VE ÖZELLİKLERİ

1. HİSSE SENEDİ GETİRİ VOLATİLİTESİNİN TANIMI .....	5
2. DÜNYADA VE TÜRKİYE’DE HİSSE SENEDİ GETİRİ VOLATİLİTESİ .....	8
2.1. Dünyada Hisse Senedi Getiri Volatilitesi.....	8
2.1.1. Amerika Birleşik Devletleri’nde Volatilite .....	8
2.1.2. Gelişmekte Olan Ülke Hisse Senedi Piyasalarında Volatilite.....	13
2.2. Türkiye’de Hisse Senedi Getiri Volatilitesi .....	16
3. HİSSE SENEDİ GETİRİ VOLATİLİTESİNE NEDEN OLAN FAKTÖRLER .....	23
3.1. Piyasa Psikolojisi.....	24
3.1.1. Etkin Piyasa Hipotezi Yaklaşımı.....	24
3.1.2. Davranışsal Finans Yaklaşımı .....	27
3.2. Finansal Piyasalarda Meydana Gelen Yapısal Değişiklikler ve Yeni Nesil Yatırımcılar.....	29

3.3. Kaldıraç Etkisi ve Volatilité.....	31
3.4. İşlem Hacmi ve Volatilité.....	34
3.5. Vadeli Piyasalar ve Volatilité.....	38
3.6. Alım-Satım Duraklamaları ve Volatilité.....	41
3.7. Finansal Piyasalarda Serbestleşme ve Volatilité.....	44
3.8. Reel Makroekonomik Faaliyetler ve Hisse Senedi Volatilitesi.....	51
3.8.1. Konjonktürel Dalgalanmalar ve Volatilité.....	51
3.8.2. Finansal Krizler ve Volatilité.....	53
3.8.3. Küresel, Yerel Olaylar ve Volatilité.....	56
4. HİSSE SENEDİ VOLATİLİTESİNİN UYGULAMALAR SONUCU	
BELİRLENEN YAPISAL ÖZELLİKLERİ.....	58
4.1. Asimetrik Volatilité.....	59
4.2. Volatilité Kümelenmesi.....	64
4.3. Volatilitenin Kalıcılığı.....	67

## İKİNCİ BÖLÜM

### VOLATİLİTENİN ÖLÇÜMÜNDE VE ÖNGÖRÜLMESİNDE KULLANILAN MODELLER

1. VOLATİLİTENİN ÖNGÖRÜLMESİNDE KULLANILAN GELENEKSEL YÖNTEMLER	71
1.1. Aritmetik Ortalama Yöntemi.....	72
1.2. Hareketli Ortalama Yöntemi.....	73
1.3. Rassal Yürüyüş Yöntemi.....	74
1.4. Üstel Düzeltme Yöntemi.....	74
1.5. Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Yöntemi.....	75
1.6. Basit Regresyon.....	75

2. OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞKEN VARYANSLILIK (ARCH) VE GENELLEŞTİRİLMİŞ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞKEN VARYANSLILIK (GARCH) MODELLERİ .....	76
2.1. Otoregresif Koşullu Değişken Varyanslılık (ARCH) Modeli .....	78
2.2. ARCH Modelleri ve Sorunları .....	82
2.3. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişken Varyanslılık (GARCH) Modeli .....	85
2.4. GARCH Modellerinin Uzantıları .....	90
2.4.1. Asimetrik GARCH Modelleri .....	90
2.4.1.1 Üstel GARCH (EGARCH) Modeli .....	91
2.4.1.2 Eşik GARCH (TGARCH) Modeli .....	95
2.4.1.3 Bileşenli GARCH (CGARCH) Modeli .....	96
2.4.1.4 GJR Modeli .....	98
2.5. Diğer ARCH ve GARCH Modelleri .....	99
2.6. Doğrusal Olmayan Volatilite-Geçiş ARCH Modelleri .....	102
2.6.1. ARCH tipi Volatilite-Geçiş Modeli .....	104
2.6.2. Genelleştirilmiş Eşik ARCH (GTARCH) Modeli .....	104
2.6.3. Lojistik Yumuşak Geçiş ARCH (LSTAR) Modeli .....	106

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### TÜRKİYE HİSSE SENEDİ PİYASASINDA VOLATİLİTE VE DAĞILIMLARIN KARIŞIMI HİPOTEZİNİN SINANMASI

1. GİRİŞ .....	109
2. İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI ENDEKS GETİRİSİ VOLATİLİTESİNİN BELİRLENMESİ .....	115
2.1. Çalışmada Kullanılan Veri ve İstatistiksel Özellikleri .....	115
2.2. İMKB Endeksi Getiri Serisinin ARCH ve GARCH Yöntemleri ile Modellenmesi .....	121

2.2.1. Getiri Serilerinin Durağanlık Testleri .....	121
2.2.2. Ortalama Eşitliğinin Belirlenmesi .....	124
2.2.3. GARCH Modelleri Sonuçları.....	127
2.2.3.1 GARCH ve GARCH-M Modelleri Sonuçları.....	127
2.2.3.2 Üstel GARCH ve Üstel GARCH-M Modelleri Sonuçları.....	137
2.2.3.3 Eşik GARCH ve Eşik GARCH-M Modelleri Sonuçları .....	139
2.2.3.4 Bileşenli GARCH Testi Sonuçları.....	140
3. İMKB'DE DAĞILIMLARIN KARIŞIMI HİPOTEZİNİN SINANMASI.....	141
3.1. Dağılımların Karışımı Hipotezi.....	141
3.2. İşlem Hacmi Serilerinin Durağanlık Testleri .....	145
3.3. Model ve Sonuçları .....	149
SONUÇ.....	152
EKLER.....	152
KAYNAKÇA.....	166

## TABLOLAR LİSTESİ

	<u>Sayfa</u>
Tablo 1.1. Piyasa Portföyünün En Yüksek ve En Düşük Günlük Yüzde Getirileri, 1885-1989.....	10
Tablo 1.2. Piyasa Portföyünün En Yüksek ve En Düşük Aylık Yüzde Getirileri, 1802-1989.....	11
Tablo 1.3. Gelişmekte Olan Ülkelerde Volatilite Tahminleri .....	14
Tablo 1.4. Etkin Piyasa Hipotezi .....	24
Tablo 1.5. Alım-Satım Duraklamalarına Bir Örnek .....	42
Tablo 1.6. Gelişmekte Olan Piyasalarda Finansal Piyasaların Serbestleşmesi.....	45
Tablo 1.7. Serbestleşme-Volatilite İlişkisi Üzerine Yapılan Başlıca Çalışmalar .....	48
Tablo 1.8. Asimetrik Volatilite Konusundaki Başlıca Çalışmalar .....	63
Tablo 3.1. Getiri Oranları Serisine ait İstatistiksel Özellikler .....	116
Tablo 3.2. Getiri Oranları Serisine ait Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Katsayıları..	121
Tablo 3.3. Getiri Oranları Serisine ait Durağanlık Testleri Sonuçları .....	123
Tablo 3.4. Getiri Eşitliğinin Belirlenmesine Yönelik Test Sonuçları.....	126
Tablo 3.5. GARCH ve GARCH-M Sonuçları .....	129
Tablo 3.6. İMKB Endeksi Getiri Volatilitesi.....	133
Tablo 3.7. Asimetrik GARCH Modellerine ait Tahmin Sonuçları.....	136
Tablo 3.8. İşlem Hacmi Serisine ait Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Katsayıları.....	146
Tablo 3.9. İşlem Hacmi Serisine ait Durağanlık Testleri Sonuçları .....	146
Tablo 3.10. Koşullu Varyans Eşitliğine İşlem Hacmi Değişkeninin Dahil Edilmesi Sonrası GARCH Modellerine Ait Tahmin Sonuçları .....	150

## ŞEKİLLER LİSTESİ

### Sayfa

Şekil 1.1. İMKB Ulusal-100 Endeksi Yüzde Değişim 1989-1996.....	18
Şekil 1.2. İMKB Ulusal-100 Endeksi Yüzde Değişim 1996-2001.....	19
Şekil 1.3. İMKB Ulusal-100 Endeks Getirilerinin Aylık Standart Sapmaları 1990-2001 .....	20
Şekil 2.1. Haber Etkisi Eğrileri.....	93
Şekil 3.1. Getiri Serileri Histogramı.....	116
Şekil 3.2. İMKB Ulusal-100 Endeksi Getiri Oranları .....	118
Şekil 3.3. İMKB Ulusal-100 Endeksi Mutlak Getiri Oranları.....	119
Şekil 3.4. İMKB Ulusal-100 Endeksi Getiri Oranlarının Kareleri .....	120
Şekil 3.5. Getiri Oranları Otokorelasyon Fonksiyonu .....	122
Şekil 3.6. Getiri Oranları Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu .....	123
Şekil 3.7. GARCH(1,1) Modelinden Elde Edilen Standartlaştırılmış Hata Terimlerinin İstatistikleri.....	128
Şekil 3.8. GARCH(1,1) Modeli ile Tahmin Edilen Hata Terimlerine ait Otokorelasyon Fonksiyonu .....	131
Şekil 3.9. GARCH(1,1) Modeli ile Tahmin Edilen Hata Terimlerinin Karelerine ait Otokorelasyon Fonksiyonu.....	131
Şekil 3.10. GARCH(1,1) Modeli ile Tahmin Edilen Standartlaştırılmış Hata Terimlerine ait Otokorelasyon Fonksiyonu.....	132
Şekil 3.11. GARCH(1,1) Modeli ile Tahmin Edilen Standartlaştırılmış Hata Terimlerinin Karelerine ait Otokorelasyon Fonksiyonu.....	132
Şekil 3.12. İMKB Ulusal-100 Endeksi Volatilitesi .....	135
Şekil 3.13. EGARCH Haber Etkisi Eğrisi.....	138
Şekil 3.14. İşlem Hacmi Serisine ait Zaman Serisi Grafiği.....	145
Şekil 3.15. İşlem Hacmi Otokorelasyon Fonksiyonu .....	147
Şekil 3.16. İşlem Hacmi Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu.....	147
Şekil 3.17. İşlem Hacmi Serilerinin Birinci Farklarına Ait Otokorelasyon Fonksiyonu.....	148
Şekil 3.18. İşlem Hacmi Serilerinin Birinci Farklarına Ait Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu .....	148

## GİRİŞ

Herhangi bir finansal varlığa ait getirinin deęişkenliğini ifade eden volatilité kavramı, son zamanlarda finansal varlık getirilerini tahmin etmekte en önemli konulardan biri haline gelmiştir. Volatilité bir varlığın risk derecesinin önemli bir göstergesi olup, özellikle türev ve opsiyon fiyatlamalarında kullanılan bir parametredir. Bir varlığın volatilitesi, ya fiyat deęişimlerinin standart sapması ile yada ekonometrik bir modelin tahmini ile ölçülebilir. Risk ve belirsizliğin finansal ekonominin temel konuları olması nedeniyle, volatilité hem teorik hem de ampirik düzeyde bir çok çalışmaya konu olmaktadır.

Ekonominin genelinde ve özellikle hisse senedi piyasasında ortaya çıkan deęişikliklere karşı hisse senedi fiyatının hassaslık derecesi olarak tanımlanabilen hisse senedi getiri volatilitésinin, seksenli yılların başından itibaren arttığı herkesçe kabul edilmektedir. Bu nedenle 1987 Ekim ayında, Amerika Birleşik Devletleri hisse senedi piyasalarında yaşanan çöküş, diğer dalgalanmalardan daha fazla ilgi çekmiştir. Bunun sonucunda yatırımcılar ile piyasa analistleri hisse senedi piyasasındaki volatilitenin arttığını düşünmüşlerdir. Konu, iki binli yılların başında, başta ABD olmak üzere gelişmiş ülke piyasalarında uzun süreli artışlar sonrası yaşanan büyük düşüşler ile tekrar gündeme gelmiştir.

Bu gelişmede baş rollerden birisi son yıllarda dünya ekonomisinde yaşanan küreselleşme hareketlerinin olmuştur. Sermayenin kâr amacıyla bir yerden başka bir yere kolaylıkla hareket edebilmesi, dış sermaye hesaplarını ve finansal piyasalarını kontrolsüz ve düzensiz bir şekilde liberalleştiren özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan finansal piyasalarda kırılmalığa yol açmıştır. Finansal piyasalarda ortaya çıkan bu kırılmalıklar, beraberinde volatilité artışı olgusunu da gündeme getirmiştir. Bir anlamda

volatilite finansal kırılganlığın ana nedeni iken bir yandan da önemli sonuçlarından biri olmuştur.

Sermaye piyasalarının etkin piyasalar olması durumunda, varlık fiyatlarındaki değişimler temel ekonomik değişimleri yansıtır ve bu durumda, ekonomistler ve politika yapıcılarının volatiliteden endişelenmelerine gerek yoktur. Oysa gerçek yaşamda bu durum iki şekilde değişebilir. Bunlardan birincisi, yanlış finansal politikalar yada yatırımcıların rasyonel olmayan davranışları gibi temel ekonomik faktörlerin dışındaki etkenlerin, varlık piyasaları volatilitesini etkilemeye başlaması; diğeri ise bu faktörler nedeni ile değişen volatilitenin ekonominin geri kalanını etkilemeye başlamasıdır. Bu iki durumda varlık piyasalarında gözlenen volatilite, ekonomik dengenin bağımsız bir belirleyicisi olmakta ve politika yapıcılarının müdahalesini gerektirmektedir. Bir başka deyişle volatilite bir içsel değişken iken, bu etkilerin altında dışsal bir değişken haline gelmekte ve ekonomiyi olumsuz yönde etkileyebilmektedir.

Daha önce de vurgulandığı gibi finansal piyasalarda ve özellikle hisse senedi piyasalarında ortaya çıkan volatilite artışı, başta finansal yatırımcılar olmak üzere politika yapıcıları ve karar alıcıların üzerinde hassasiyetle durdukları bir konu haline gelmiştir. Bu nedenle, finansal piyasalarda ve özellikle de hisse senedi piyasalarında yaşanan dalgalanmaların nedenlerinin belirlenmesi ve en iyi şekilde modellenip ileriye dönük öngörülerde bulunulması; hem yatırımcılar hem de politika yapıcıları açısından büyük önem taşımaktadır. Bunun bir sonucu olarak modern finans literatüründe ve finansal ekonometride, volatilitenin modellenmesine yönelik, özellikle otoregresif değişken varyanslılık (ARCH) modelinin uzantılarının geliştirilmesi konusunda, son derece hızlı ve önemli gelişmeler yaşanmıştır.

Çalışmanın konusu belirlenirken aşağıda belirtilen hususlar temel dayanak noktaları olmuştur. Her şeyden önce hisse senedi getiri volatilitesi konusunda yapılan çalışmaların çoğu makale düzeyindedir ve dolayısıyla çok geniş kapsamdaki bu konu dar çerçevede incelenmiştir. Bu bağlamda çalışma, bundan sonra bu konuda çalışacaklar için hem kuramsal hem de ampirik yönde belli ipuçları ve kaynakları oluşturacaktır.

Bu çalışma ile konunun özellikle ampirik olarak inceleme kapsamı genişletilmeye çalışılmıştır. Diğer taraftan, ayrı ayrı makale konusu olan teknik ve uygulamalar tez kapsamında bir araya getirilmeye çalışılmıştır.

Son olarak bu çalışmada, volatilitiyi piyasaya giren haberlerin nasıl ve ne yönde etkilediği, bu etkinin kalıcılığı ve büyüklüğü ayrıca derinliğine incelenmiştir. Bu bağlamda, Dağılımların Karışımı Hipotezi de İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) için test edilmiştir.

Bu çalışmanın temel amacı, hisse senedi getiri volatilitésinin ayrıntılı bir şekilde incelenmesi; İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda nasıl geliştiğinin belirlenmesi ve finans literatüründe yaygın olarak kullanılan modellerin Türkiye hisse senedi piyasasındaki volatilitiyi ne kadar iyi açıkladığının ortaya konulmasıdır.

Bu çalışmada kullanılan volatilité tahmin yöntemlerinde geçmiş veriler kullanılmaktadır. Opsiyon fiyatlarından yola çıkılarak hesaplanan dolaylı volatilité bu çalışmanın kapsamı dışındadır. Ayrıca çalışmada incelenen ve kullanılan modeller tek değişkenli parametrik modeller olup, çok değişkenli modeller inceleme konusunun dışındadır. Bu amaçla çalışma şu şekilde düzenlenmiştir.

Çalışmanın birinci bölümünde, hisse senedi getiri volatilitésini konusu ayrıntılı bir şekilde incelenmektedir. Bu bölümde önce genel olarak volatilité kavramı tanımlanmakta; dünyada ve Türkiye'de hisse senedi piyasalarında volatilité açıklanmaktadır. Daha sonra hisse senedi getiri volatilitésine etki eden faktörler, konjonktürel dalgalanmalar, finansal krizler, finansal piyasaların serbestleşmesi başta olmak üzere, farklı yaklaşımlar çerçevesinde tartışılmaktadır. Bu bölümde son olarak, volatilitenin ampirik çalışmalar sonucu belirlenen, asimetri, kümelenme ve kalıcılık gibi özellikleri incelenmektedir.

İkinci bölümde, hisse senedi getiri volatilitésini tahmin etmede ve öngörmede kullanılan temel modeller ile otoregresif değişken varyanslılık modelleri farklı uzantıları

ile birlikte ayrıntılı bir şekilde incelenmektedir. Bu bölümde ayrıca ARCH modeli ile ARCH modellerinin uzantılarının benzer ve farklı yönleri vurgulanmaya çalışılmıştır.

Üçüncü ve son bölümde öncelikle ikinci bölümde ayrıntılı olarak açıklanan ARCH modeli ve uzantıları tahmin edilerek, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası endeks getiri volatilitesi en iyi temsil eden GARCH modeli belirlenmiştir. Daha sonra belirlenen bu GARCH modeli yardımıyla tahmin edilen İMKB endeks getiri volatilitésinin yapısal özellikleri incelenmiştir. Bu bölümde ayrıca, İMKB endeks getiri volatilitésinin ARCH modelleriyle mi yoksa bilgi tabanlı varyanslar yardımıyla mı daha iyi açıklandığı belirlenmeye çalışılmıştır. Bu bağlamda, Dağılımların Karışımı Hipotezi'nin İMKB'de geçerli olup olmadığı sınanmıştır.

# BİRİNCİ BÖLÜM

## HİSSE SENEDİ GETİRİ VOLATİLİTESİNİN TANIMI, NEDEN OLAN FAKTÖRLER VE ÖZELLİKLERİ

Finansal varlık getirilerinin deęişkenliğini yansıtan ve yatırım riskinin belirlenmesinde bir ölçüt olarak kullanılan volatilité, son yıllarda finansal varlık getirileri ile ilgili yapılan çalışmalarda en önemli konulardan biri haline gelmiştir. Risk ve belirsizlik konuları finansal ekonomide önemli bir rol oynadığı için getiri volatilitesi konusu, hem teorik hem de ampirik düzeyde birçok çalışmaya konu olmuştur.

### 1. HİSSE SENEDİ GETİRİ VOLATİLİTESİNİN TANIMI

Hisse senedi getiri volatilitesi, belirli bir hisse senedinin fiyatında yada hisse senedi piyasa endeksinde meydana gelen dalgalanmanın büyüklüğü ve sıklığını betimlemekte kullanılan bir göstergedir.

Tüm finansal piyasalarda olduğu gibi, hisse senedi piyasalarında son yıllarda artan volatilité, hisse senedi yatırımcıları açısından son derece önemli hale gelen bu konuya olan ilgiyi daha da arttırmaktadır. Volatilitenin kaynakları yanında, ölçülmesi ve modellenmesi de uzmanlar ve portföy yatırımcıları açısından önemli olmaktadır.

Deęişik şekillerde tanımlanabilmesine karşın, volatilité tanımlarında en çok kullanılan yöntem standart sapma yöntemidir. Buna göre, belirli bir hisse senedi fiyatı yada endeksi ile ilgili gözlemler, eğer bu gözlemlerin istatistiksel dağılımının ortalaması etrafında toplanıyorlarsa, bu hisse senedinin volatilitesi düşük demektir. Gözlemler daha

geniş bir alana yayılmışlarsa volatilitenin ve dolayısıyla riskin daha yüksek olduğu söylenebilir.

Volatilitiyi hesaplayabilmek için iki genel yöntem kullanılmaktadır. Bunlardan birincisinde, geçmişe dönük volatilitenin geçmiş fiyat ve endeksleri kullanılarak elde edilir. Diğerinde ise gelecek piyasalardaki opsiyon fiyatlarından yola çıkarak yapılan tahminler yardımıyla, dolaylı volatilitenin elde edilir.

Herhangi bir hisse senedi fiyatının veya endeksinin volatilitesinin hesaplanabilmesi için öncelikle bir zaman aralığı belirlemek gerekir. Piyasanın belli bir günde kapanış anından ertesi günün kapanış anına kadar olan fiyat yada endeks değişikliği kullanılarak elde edilen volatilitenin günlük volatilitenin (inter-day) denir. Günün belirli saatlerinde gerçekleşen değişimler kullanılarak hesaplanan volatilitenin ise gün içi volatilitenin (intra-day) adı verilmektedir.

Hisse senedi getiri volatilitesinin hesaplamalarında kullanılan en temel yöntem, Eşitlik (1.1)'de formülü görülen standart sapma yöntemidir. Bu yöntem hesaplama kolaylığı sağlamakla beraber, günlük verilerden hareketle hesaplanması nedeniyle, günlük verilerin elde edilememesi durumunda, aylık varyansı hesaplamak için kullanılamaz. Bu yöntemle göre aylık getiri varyansının tahmincisi, mevcut ayın günlük ortalama getiri oranı çıkarıldıktan sonra hesaplanmış olan günlük varyansların toplamına eşittir<sup>1</sup>.

$$\hat{\sigma}_i^2 = \sum_{i=1}^{N_i} r_{it}^2 \quad (1.1)$$

---

<sup>1</sup>G. William Schwert, "Why does Stock Market Volatility Change Over Time?," *Journal of Finance*, Vol. 44, No:5 (December 1989a), ss.1117-1118.

Burada  $R_{it}$ ,  $t$  ayının  $i$ 'ninci gününe ait getiri oranını;  $\bar{R}_t$  ise bu aydaki tüm günlük getiri oranlarının ortalamasını gösterdiğinde,  $r_{it} = R_{it} - \bar{R}_t$  dir. Burada  $t$  ayında  $N_t$  sayıda günlük getiri ( $r_{it}$ ) bulunmaktadır<sup>2</sup>.

Bir başka aylık volatilité hesaplama yönetimi ise Schwert tarafından geliştirilmiştir. Schwert, 12. dereceden bir otoregresif modelle aylık getiri oranlarını tahmin etmek üzere, Schwert endeksi olarak adlandırılan aşağıdaki modeli geliştirmiştir:

$$R_t = \sum_{j=1}^{12} \alpha_j D_{jt} + \sum_{i=1}^{12} \beta_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

Burada,  $R_t$ ,  $t$  ayının hisse senedi getiri oranını;  $D_{jt}$ , aylık kukla değişkeni göstermektedir. Bu formülasyonda,  $R_t$ ,  $t$  ayından önceki 12 ayın hisse senedi getiri oranının ve 12 adet kukla değişkenin doğrusal bir fonksiyonu olarak tanımlanmıştır. Eşitlik (1.2)'nin tahmini sonucu elde edilen hata terimleri,  $\varepsilon_t$ , Eşitlik (1.3) yardımıyla, aylık volatilitenin tahmin edicileri olarak kullanılır:

$$|\hat{\varepsilon}_t| = \sum_{j=1}^{12} \gamma_j D_{jt} + \sum_{i=1}^{12} \rho_i |\hat{\varepsilon}_{t-j}| + u_t \quad (1.3)$$

Bu regresyon sonucu elde edilen  $|\hat{\varepsilon}_t|$  değeri,  $t$  ayı için hisse senedi piyasası getirisinin standart sapmasının bir tahminidir. Eşitlik (1.3) ile gösterilen regresyon sonucu elde edilecek  $\gamma_j$  ve  $\rho_i$  parametreleri yardımıyla hesaplanan  $\tilde{\varepsilon}$  değerlerinin mutlak değerleri yani  $|\tilde{\varepsilon}_t|$ ,  $t$  ayı öncesi mevcut olan bilgi seti veri iken, hisse senedi getirisinin, ( $R_t$ 'nin) koşullu standart hatasının tahmin değerlerini oluşturur.

---

<sup>2</sup>Örneğin herhangi bir hisse senedi piyasası günlük getiri oranı hesaplanılmak istenilirse,  $C_{it}$  o günün endeks kapanış değeri olmak üzere,  $R_{it} = \ln(C_{it}/C_{it-1})$  formülü ile elde edilebilir. Bu durumda  $\bar{R}_t$  ise  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(C_{it}/C_{it-1})$  olur.

Böylece volatilitenin tanımına ve basit iki tahmin yöntemine değinmiş olduk. Volatilitenin ölçümüne ilişkin en basit yöntem olan standart sapma yöntemi ile Schwert endeksi dışında kalan diğer yöntemler, çalışmanın ampirik kısmında kullanıldıkları için ikinci bölümde ayrıntılı bir şekilde incelenecektir.

## **2. DÜNYADA VE TÜRKİYE'DE HİSSE SENEDİ GETİRİ VOLATİLİTESİ**

Dünyada ve Türkiye'de hisse senedi getiri volatilitesi incelenirken, öncelikle A.B.D. ve gelişmekte olan ülkelerdeki durum belirlenecek, daha sonra İstanbul Menkul Kıymetler Piyasası'ndaki durum genel olarak analiz edilecektir.

Bu alanda yapılan araştırmalar ise çoğunlukla gelişmiş ülke piyasalarına yönelik olarak gerçekleşirken, gelişmekte olan piyasalarda volatilitenin büyüklüğü kaynakları üzerine yapılan çalışmalar sınırlı sayıda kalmıştır.

### **2.1. Dünyada Hisse Senedi Getiri Volatilitesi**

Dünyada getiri volatilitesi incelenirken önce, en gelişmiş hisse senedi piyasasında sahip olması ve üzerinde en fazla araştırma yapılmış bir ülke olması nedeniyle Amerika Birleşik Devletleri'nde 1885'ten bu yana yaşanan dalgalanmalar ele alınmıştır. Daha sonra gelişmekte olan ülkelerdeki çalışmalar özet olarak verilmiştir.

#### **2.1.1. Amerika Birleşik Devletleri'nde Volatilité**

Amerika Birleşik Devletleri'nde 19 Ekim 1987 tarihinde, hisse senedi fiyatlarında yaşanan büyük düşüş uzmanların, hisse senedi fiyatlarının normalin üstünde volatil hale gelip gelmediği konusunda düşüncelerine neden olmuştur. Dow-Jones endeksi ortalamasındaki 508 puanlık düşüş, o ana kadar bir günde yaşanan en büyük yüzde düşüş olmuştur. Bu tarihten itibaren finansal piyasalarda volatilité konusu yoğun bir

şekilde incelenmeye başlanmış ve konuyu farklı açılardan inceleyen bir çok araştırma ortaya çıkmıştır.

Schwert bir çalışmasında<sup>3</sup> New York borsasında hisse senedi volatilitésinin, 19 Ekim 1987 ve diğér bir kaç gün dışında, 1980'lerde o kadar da yüksek olmadığını belirlemiştir. Yazara göre hisse senedi fiyat düzeyinin hiç olmadığı kadar yüksek görünmesi, bireylerin volatilitenin arttığına inanmalarına neden olmuştur. Dow-Jones sanayi endeksi ortalamasında mutlak olarak büyük değışmeler yaşansa da, bu değışimler yüzde olarak oldukça normal değıerler olarak kalmıştır.

Dow-Jones endeksi 19 Ekim 1987'de 2246.7 puandan 1738.4 puana düşmüştür. Yaklaşık 508 puanlık bu düşüş, endeksin hesaplanmaya başlandığı tarih olan 1885'ten bu yana bir günde yaşanan en büyük düşüştür. Bu düşüş aynı zamanda, %22.5 ile en büyük yüzde düşüş olmuştur. Ancak yatırımcıların dikkati daha çok düşüşün mutlak değıeri üzerinde yoğunlaşmıştır. 19 Ekim 1989'da yaşanan 190 puanlık düşüş sadece %6.9'luk bir yüzde değışmeyi yansıtısa da yatırımcılar tarafından aynı derecede ilgi görmüştür.

Piyasa endekslerindeki değışmeler bu kadar dikkat çekse de, modern finans teorisyenleri, volatilitenin fiyatlardaki yada getiri oranlarındaki yüzde değışmeler kullanılarak hesaplanmasının daha uygun olacağı görüşünde birleşmişlerdir. Endeks değıeri ne olursa olsun, eğer bir milyon TL. değıerinde bir portföye sahipseniz ve getiri oranında %10'luk bir artış yaşıyorsanız bu, portföyün değıerinin 100 bin TL arttığı anlamına gelecektir.

Bireysel yatırımcılar ve medya endeksin mutlak değıeri üzerinde yoğunlaşarak volatilitenin şiddetini abartmaktadırlar<sup>4</sup>. Örneğın Dow Jones endeksi 1956 yılının 16 Mart gününde 506.76 puan seviyesine ilk kez ulaşmıştır. Oysa endeksin 2246.7 puan

---

<sup>3</sup>G. William Schwert, "Stock Market Volatility," *Financial Analysts Journal*, (May-June 1990a), s.24.

<sup>4</sup>G. William Schwert, "Stock Volatility and the Crash of '87," *The Review of Financial Studies*, Volume 3, (1990b), s.80.

olduğu 1987 tarihine kadar, endeksin 508 puan birden düşmesi olası değildi. Bir diğer örnek ise Büyük Buhran sırasında, 28 ve 29 Ekim 1929 tarihlerinde, yüzde değişim olarak New York Borsası'nda yaşanan en büyük yüzde düşüşlerin mutlak değer olarak, sadece 38 ve 31 puana karşılık gelmeleridir. Tablo 1.1'de Amerikan hisse senedi endekslerinin, Şubat 1885'ten Ekim 1989'a kadar olan dönemde yaşanan en yüksek ve en düşük günlük getiri oranları yer almaktadır<sup>5</sup>. Yukarıda da belirttiğimiz gibi, 29000 gözlem içerisinde 19 Ekim 1987 tarihinde bir günde fiyatlarda yaşanan en büyük düşüş yüzde 20.4 olmuştur. Bundan sonraki diğer büyük değişim, ABD Merkez Bankası tatilini izleyen günde yaşamıştır. Fiyatlar 15 Mart 1933 gününde yüzde 16.6 artmıştır.

**Tablo 1.1. Piyasa Portföyünün En Yüksek ve En Düşük Günlük Yüzde Getirileri, 1885-1989.**

	En Düşük		En Yüksek	
1	Ekim 19, 1987	-20,39	Mart 15, 1933	16,61
2	Ekim 28, 1929	-12,34	Ekim 30, 1929	12,53
3	Ekim 29, 1929	-10,16	Ekim 6, 1931	12,36
4	Kasım 6, 1929	-9,92	Eylül 21, 1932	11,81
5	Ekim 18, 1937	-9,27	Eylül 5, 1939	9,63
6	Temmuz 20, 1933	-8,88	Nisan 20, 1933	9,52
7	Temmuz 21, 1933	-8,70	Ekim 21, 1987	9,10
8	Aralık 20, 1895	-8,52	Kasım 14, 1929	8,95
9	Ekim 26, 1987	-8,28	Ağustos 3, 1932	8,86
10	Ekim 5, 1932	-8,20	Ekim 8, 1931	8,59
11	Ağustos 12, 1932	-8,02	Şubat 13, 1932	8,37
12	Mayıs 31, 1932	-7,84	Aralık 18, 1931	8,29
13	Temmuz 21, 1934	-7,83	Şubat 11, 1932	8,27
14	Mart 14, 1907	-7,59	Temmuz 24, 1933	8,14
15	Mart 14, 1940	-7,47	Haziran 10, 1932	7,66
16	7/26/1893	-7,39	Haziran 3, 1931	7,54
17	Eylül 24, 1931	-7,29	Kasım 10, 1932	7,51
18	Eylül 12, 1932	-7,18	Ekim 20, 1937	7,48
19	Mayıs 9, 1901	-7,02	Temmuz 19, 1933	7,23
20	Temmuz 15, 1933	-6,97	Mayıs 6, 1932	7,22
21	Ekim 16, 1933	-6,78	Nisan 19, 1933	7,21
22	Ocak 8, 1988	-6,76	Ağustos 15, 1932	7,20
23	Eylül 3, 1946	-6,73	Ekim 11, 1932	7,17
24	Mayıs 28, 1962	-6,68	Ocak 6, 1932	7,02
25	Mayıs 21, 1940	-6,64	Ekim 14, 1932	6,90

**Kaynak:** G.W.Schwert, "Stock Market Volatility," *Financial Analysts Journal*, (May-Haz 1990), s:25.

<sup>5</sup>Tablo 1.1'de yer alan Piyasa portföyü, 1885-1927 yılları arasında, Dow Jones endüstriyel ve demiryolları endeksleri; 1928-1962 ile 1962-1987 yılları arasında, Standard & Poor's birleşik endeksi ve 1962-1987 yılları arasında, New York Hisse Senedi Borsası ile Amerikan Hisse Senedi Borsası endekslerinin ağırlıklı endekslerinden oluşturulmuştur. Tüm değerler temettü ödemelerini içermektedir.

Tablo 1.1 yakından incelendiğinde, fiyatlarda yaşanan büyük düşüşlerin ardından büyük yükselişlerin geldiği ilk bakışta fark edilmektedir. Büyük buhran yılları sırasında yaşanan, sırasıyla yüzde 12.3 ve yüzde 10.2'lik değişimlerden sonra piyasa, 30 Ekim 1929'da yüzde 12.5 artmıştır. Hisse senedi getiri volatilitesindeki artış, hisse senedi fiyatlarında her iki yönde büyük değişimleri de beraberinde getirir. Piyasadaki en yüksek yüzde getiriler 1929 ile 1939 yılları arasında yani, Büyük Buhran sırasında yaşanmıştır.

Tablo 1.2'de ise Şubat 1802 ile Ekim 1989 arasında gerçekleşen en yüksek ve en düşük 25 aylık yüzde değişim oranları gösterilmiştir<sup>6</sup>. Görüldüğü gibi aylık verilerde de en büyük yüzde değişimler Büyük Buhran sırasında yaşanmıştır.

**Tablo 1.2. Piyasa Portföyünün En Yüksek ve En Düşük Aylık Yüzde Getirileri, 1802-1989.**

	En Düşük		En Yüksek	
1	Eylül 1931	-28,79	Nisan 1933	37,68
2	Ekim 1857	-24,37	Ağustos 1932	36,19
3	Mart 1938	-23,46	Temmuz 1932	32,68
4	Mayıs 1940	-22,02	Haziran 1938	23,49
5	Ekim 1987	-21,64	Mayıs 1933	21,10
6	Mayıs 1865	-20,29	Mart 1858	17,59
7	Mayıs 1932	-20,21	Aralık 1857	17,24
8	Ekim 1929	-19,56	Ekim 1974	16,80
9	Nisan 1932	-17,87	Eylül 1939	15,95
10	Temmuz 1893	-17,81	Ocak 1863	15,72
11	Haziran 1930	-15,66	Ekim 1862	15,43
12	Eylül 1857	-14,31	Nisan 1938	14,36
13	Ekim 1907	-14,00	Temmuz 1837	14,10
14	Ocak 1842	-13,84	Mayıs 1898	13,88
15	Eylül 1937	-13,45	Haziran 1931	13,75
16	Aralık 1931	-13,34	Mayıs 1843	13,64
17	Mayıs 1931	-13,27	Nisan 1834	13,53
18	Şubat 1933	-13,19	Ocak 1975	13,48
19	Aralık 1860	-13,08	Ağustos 1891	13,40
20	Ekim 1932	-12,89	Haziran 1933	13,38
21	Eylül 1930	-12,32	Ocak 1934	12,96
22	Kasım 1929	-12,04	Ocak 1987	12,82
23	Mart 1939	-11,86	Aralık 1873	12,81
24	Temmuz 1914	-11,70	Ekim 1879	12,79
25	Kasım 1855	-11,64	Ekim 1885	12,60

**Kaynak:** G.W.Schwert, "Stock Market Volatility," *Financial Analysts Journal*, (May-Haz 1990), s:25.

<sup>6</sup>Tablo 1.2'de yer alan Piyasa portföyü, 1802-1987 yılları arasında NYSE hisse senedi aylık getirileri ile 1988-1989 yılları arasında S&P bileşik endeksinde yer alan hisse senedi aylık getirilerinin endeksi aracılığıyla oluşturulmuştur.

Birinci tabloda en büyük düşüşün yaşandığı Ekim 1987 bu tabloda sadece 5. en düşük getiriye karşılık gelen tarihtir. Bu iki tablodan ortaya çıkan diğer bir sonuç ise çok yüksek ve çok düşük getirilerin 1802-1989 yılları arasında belirli periyotlarda toplanmış olmasıdır. Bu ise hisse senedi getiri volatilitésinin o dönemlerde yükselmeye başladığının bir işaretidir.

Geçmiş verilere dayanılarak yapılan arařtırmalar, ABD hisse senedi piyasalarında volatilitenin, 1929-1939 Büyük Buhran yılları, 1973-1974 OPEC krizi yılları ve 1987 Ekim ayında yaşanan büyük düşüş dışında, genellikle sistematik bir yol izlemediğı ve bir artış içerisinde olmadığını göstermektedir<sup>7</sup>. Ancak, özellikle 1995 ile 2001 yılları arasında, teknoloji hisse senetlerinin fiyatlarında yaşanan sürekli artışlar ve 2001 sonrası yaşanan düşüşlerin yarattığı volatilité, volatilitenin arttığı yolundaki düşünceleri tekrar gündeme getirmiştir.

Schwert<sup>8</sup> 1999'dan bugüne, yüksek teknoloji firmalarının hisse senetlerinden oluşan NASDAQ<sup>9</sup> endeksinde, ekonomiyi etkileyen büyük firmaların yer aldığı bir endeks olan S&P 100 endeksine oranla daha fazla volatilité artışı gözlemlendiğini saptamıştır. 1973-2001 zaman aralığını kapsayan çalışmaya göre, NASDAQ endeksi volatilitésini 1995 yılında bir artış gösterdikten sonra 1996 yılından 1999'a kadar düşük ve kararlı bir düzeyde seyretmiştir. S&P 500 endeksi volatilitésini ise, Japonya ve Rusya

<sup>7</sup>Bkz. Schwert, (1990a) ve (1990b).

<sup>8</sup>G. William Schwert, "Stock Volatility in the New Millennium: How Wacky is Nasdaq?," *Journal of Monetary Economics*, 49, (January 2002), ss.1-4.

<sup>9</sup>New York Hisse Senedi Borsası (New York Stock Exchange: NYSE), global piyasa kapitalizasyonları 15 Trilyon ABD Dolarının üzerinde olan, 450'si yabancı olmak üzere 2150 şirketten oluşur. Bu 450 şirket, 52 farklı ülke orijinli olup toplam kapitalizasyon değeri 4 Trilyon ABD Doları civarındadır. Amerikan Hisse Senedi Borsası (American Stock Exchange: AMEX) ise, NYSE'de dahil 800'den fazla firmanın yer aldığı ikinci büyük endekstir. Dow Jones Endüstriyel Ortalaması (Dow Jones Industrial Average: DJIA) ise NYSE'de işlem gören, IBM, GE, AT&T, Coke, Disney ve McDonalds gibi en büyük (blue-chip) 30 endüstri şirketlerinin hisselerinin yer aldığı bir endekstir. DJIA'da yer alan şirketler, NYSE'deki hisseleri değerlerinin %20'sine sahiptir. DJIA, endüstriyel, finansal, ulaşım ve kamu hizmetleri altında 4 alt endekse de sahiptir. Standard and Poor's (S&P) endeksleri ise, sektörlerinde en önde gelen büyük ölçekli 500 şirketi içeren S&P 500, sektörlerinde en önde gelen orta ölçekli 400 şirketi içeren S&P 400 Midcap, en büyük ve özellikle Cisco, Microsoft, Intel ve Oracle gibi yüksek teknoloji şirketlerinden oluşan S&P 100 ve en büyük global 100 şirketten oluşan S&P Global 100 olmak üzere 4 ayrı endeksten oluşmaktadır. Bilgisayar ağı hisse senedi borsası olarak adlandırabileceğimiz National Association of Securities Dealers Automated Quotation: NASDAQ ise endüstriyel, bankacılık, sigorta, diğer finans, kamu hizmetleri ve ulaşım olmak üzere 6 ayrı endüstri endeksini içeren bir endekstir.

krizlerine denk gelen 1998 yılında artış göstermiş ve 1999'da normal seviyesine geri dönmüştür. İki binli yıllarda S&P 500 endeks volatilitesinde yaşanan artışlar, NASDAQ'ta yaşanan artışlar ile karşılaştırılmayacak kadar küçüktür. Aynı çalışmada, NYSE ve AMEX endekslerindeki volatilitenin da NASDAQ'a göre çok küçük olduğu belirtilmiştir.

Diğer taraftan, ABD hisse senedi piyasalarında son yıllarda gözlemlenen aşırı salınımlar, piyasalarda volatilitenin arttığına yönelik düşünceleri gündeme getirse de bazı çalışmalar bunun gerçekte böyle olmadığını göstermektedir. Campbell'in de yer aldığı bir araştırmaya göre piyasa genelinde volatilitenin azalması bir trend içindedir<sup>10</sup>. Yatırımcıların volatilitenin arttığını düşünmelerinin nedeni ise belli firmalara özgü hisse senedi volatilitelerinin (idiosyncratic volatility) artmasıdır. Çalışmaya göre bireysel hisse senedi getiri volatilitesi son 20 yıl içerisinde oldukça yükselmiştir. Volatilitenin, endüstri ve piyasa bazında belirgin bir yapı izlenmemiş ve son zamanlarda bir artan trend içine girmemiştir.

### 2.1.2. Gelişmekte Olan Ülke Hisse Senedi Piyasalarında Volatilitenin

Gelişmekte olan ülkelerin piyasalarında hisse senedi getirilerinin, gelişmiş ülke piyasalarındaki hisse senedi getirilerinden çok daha farklı özellikler gösterdiği günümüzde herkes tarafından kabul edilmektedir. Bu temel farklılıklardan bazıları şunlardır: Gelişmekte olan piyasalarda hisse senetlerinin ortalama getirisi daha yüksektir. Bu getirilerin gelişmiş piyasalardaki getiri oranları ile korelasyonları düşüktür. Diğer bir fark ise bu piyasalardaki getirilerin daha kolay tahmin edilebilir olmasıdır. Ayrıca, gelişmekte olan piyasalarda hisse senedi getirilerinin volatiliteleri daha yüksektir<sup>11</sup>.

---

<sup>10</sup>John Y. Campbell, Martin Lettau, Burton G. Malkiel ve Yexiao Xu, "Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk," *Journal of Finance*, (May 2000), ss.40-41.

<sup>11</sup>G. Bekaert, C. Erb, T. Viskanta ve C. R. Harvey, "The Behavior of Emerging Markets," *Working Paper, The Future of Emerging Capital Flows Conference*, New York University, May, 23-24, (1996), ss.2-4.

Tablo 1.3. Gelişmekte Olan Ülkelerde Volatilité Tahminleri

	Santis ve İmrohorođlu (1997)	Huang ve Yang (2000)
Verinin Cinsi	Haftalık	Günlük
Verinin Kapsamı	Aralık 88 - Mayıs 96	Ocak 88 - Nisan 98*
Verinin Kaynađı	Emerging Market Database-IFC	Datastream
Kullanılan Model	AR(1) - GARCH(1,1) ~GED	ARMA - GARCH ~GED
Volatilité	Koşullu Standart Sapma	Koşullu Varyans
Arjantin	8.64	3.73
Brezilya	8.17	12.60
Şili	2.79	1.59
Kolombiya	3.23	2.61
Meksika	3.10	2.19
Malezya	2.80	1.98
Filipinler	3.69	2.59
Tayland	3.71	2.90
Tayvan	4.88	2.95
Türkiye	7.43	7.68
Yunanistan	3.83	

\* Türkiye için Ocak 86 ve sonrası

Gelişmekte olan piyasalarda volatilitenin incelendiđi iki önemli çalışma Huang ile Yang<sup>12</sup> ve Santis ile İmrohorođlu<sup>13</sup> tarafından yapılmıştır. İki çalışmada da, birbirine yakın dönem ve metodolojinin kullanılması, çalışmaların sonuçlarının karşılaştırılmasını mümkün kılmaktadır. Bu karşılaştırmaların gelişmekte olan piyasalardaki volatilité hakkında genel bir bilgi vereceđi düşünülmektedir.

Tablo 1.3’de görüldüğü gibi gelişmekte olan ülkeler arasında Arjantin, Brezilya ve Türkiye, ortalama değerler ile en yüksek volatilitenin gözlemlendiđi piyasalara sahip ülkelerdir. Hisse senedi getiri volatilitésinin Santis ve İmrohorođlu’nun çalışmasında, bu ülkelere ek olarak, Japonya için 2.63, Almanya için 2.19, İngiltere için 1.85 ve ABD için 1.52 olarak belirlendiđi düşünülürse, gelişmekte olan ülkelerde volatilitenin ne derece daha yüksek olduđu ortaya çıkmaktadır.

<sup>12</sup>Bwo-Nung Huang ve Chin Wei Yang, “The Impact of Financial Liberalization on Stock Price Volatility in Emerging Markets,” *Journal of Comparative Economics*, 28, (2000), ss.321-339.

<sup>13</sup>Georgio De Santis ve Selahattin İmrohorođlu, “Stock Returns and Volatility in Emerging Financial Markets,” *Journal of Finance*, Vol 16, No:4 (August 1997), ss.561-562.

Gelişmekte olan ülkelerin bölümlenmiş sermaye piyasalarında, risk primleri ile hisse senedi getiri volatilitesi arasında doğrudan bir ilişki vardır. Bu tür piyasalarda yüksek volatilité, yüksek sermaye maliyeti anlamına gelir. Aynı zamanda volatilitenin yüksek olması, yatırımcılardaki kararsızlıkların sonucu geciken yatırımlar nedeniyle bekleme opsiyonunun da değeri de artmaktadır.

Huang ve Yang<sup>14</sup>, gelişmekte olan piyasalar üzerine, yukarıda belirtilen çalışmalarında, bu ülkelerin 10 da 4 dünde liberalizasyon sonrası volatilité artarken üçünde azalmıştır.

Santis ve İmrohoroglu<sup>15</sup> da benzer bir şekilde liberalizasyon sonrasında gelişmekte olan piyasalara ait volatilitenin her zaman artmadığını göstermişlerdir. Bununla beraber Santis ve İmrohoroglu, gelişmekte olan piyasalarda volatilitenin zamanla değışen bir yapıya sahip ve kalıcı olduğunu ortaya koymuşlardır. Çalışma sonuçlarına göre getiri volatilitesi, bu piyasalarda kolaylıkla tahmin edilebilir bir yapıya da sahiptir. Tüm bunlara ek olarak çalışmada, gelişmekte olan piyasalara ait büyük fiyat değışmelerinin koşullu olasılık dağılımlarının gelişmiş ülke piyasalarına oranla daha yüksek olduğunu saptamışlardır.

Bekaert ve Harvey<sup>16</sup> gelişmekte olan ülkeler üzerinde yaptıkları araştırmada inceledikleri gurubu iki alt dönemde ele alarak, global faktörlerin ve finansal liberalleşmenin hisse senedi getiri volatilitesi üzerindeki etkilerini belirlemeye çalışmışlardır. Araştırmacılar, ekonomileri dışa daha fazla açık gelişmekte olan ülkelerin piyasalarında daha düşük volatilitenin olduğunu çalışmalarında vurgulamışlardır. Çalışmada ilk dönem Ekim 1987 çöküşünün, ikinci dönem ise 19 ülkeden 17'sinin finansal liberalleşme yaşadığı zaman aralığı olarak belirlenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre volatilitenin sadece küçük bir bölümü dış faktörler ile açıklanabilmektedir. Volatilitenin ortalama olarak global faktörler tarafından belirlenen

<sup>14</sup>Huang ve Yang, a.g.e., ss.331-336.

<sup>15</sup>Santis ve İmrohoroglu, a.g.e., ss.566.

<sup>16</sup>G. Bekaert ve C. R. Harvey, "Emerging Equity Market Volatility," *Journal of Financial Economics*, 43 (1997), ss.29-32.

kısmı 19 ülkenin 16'sında %10'u geçmemektedir. Çalışmaya göre global olaylardan en çok etkilenen ülkeler Malezya, Portekiz, Filipinler, Yunanistan , Meksika ve Tayland'dır.

Aggarwal, Inclan ve Leal<sup>17</sup> ise gelişmekte olan piyasalarda volatilitenin ülkeye özel politik, sosyal ve ekonomik olaylar ile ilgili olduğunu saptamışlardır. Bu çalışmaya göre, gelişmekte olan piyasalarda volatilitenin neden olan tek global olay 1987'de ABD yaşanan hisse senedi piyasası krizi olmuştur.

Edwards ve Susumel<sup>18</sup> ise gelişmekte olan piyasalarda yüksek volatilitenin dönemlerinin kısa bir süre için geçerli olduklarını ve genellikle önemli uluslararası krizler ile aynı döneme rastladıklarını saptamışlardır. Latin Amerika piyasalarının diğer piyasalardan bağımsız bir yapıya sahip olduklarının belirtildiği bu çalışmada, Asya piyasaları için bir örnek olarak alınan Hong Kong ile Şili ve Brezilya piyasaları arasında bir bağımlılık olmadığı saptanmıştır. Çalışmada, coğrafik olarak birbirlerine yakın ülkelerde volatilitenin bağımlılığı olabileceğine değinilirken; elde edilen sonuçlar volatilitenin bir ülkeden bir başka ülkeye bulaşmasından (contagion) çok, birbirlerinden bağımsız olabileceğini vurgulamıştır.

## 2.2. Türkiye'de Hisse Senedi Getiri Volatilitesi

Türkiye'de hisse senedi getiri volatilitesi 1990-2001 yılları arasında, standart sapma yöntemiyle hesaplanan İMKB endeks volatilitesi esas alınarak incelenmiştir. İncelemede ilk göze çarpan bulgu, hisse senedi endeksinde meydana gelen bu normal olmayan dalgalanmaların hem ülke içi hem de ülke dışı ekonomik ve siyasi olaylar sonrası ortaya çıktığıdır. Özellikle ülke içerisindeki siyasi istikrarsızlıklar, ekonomik istikrarsızlık ile birleşince endeks getirisinde önemli volatilitenin yol açmaktadır.

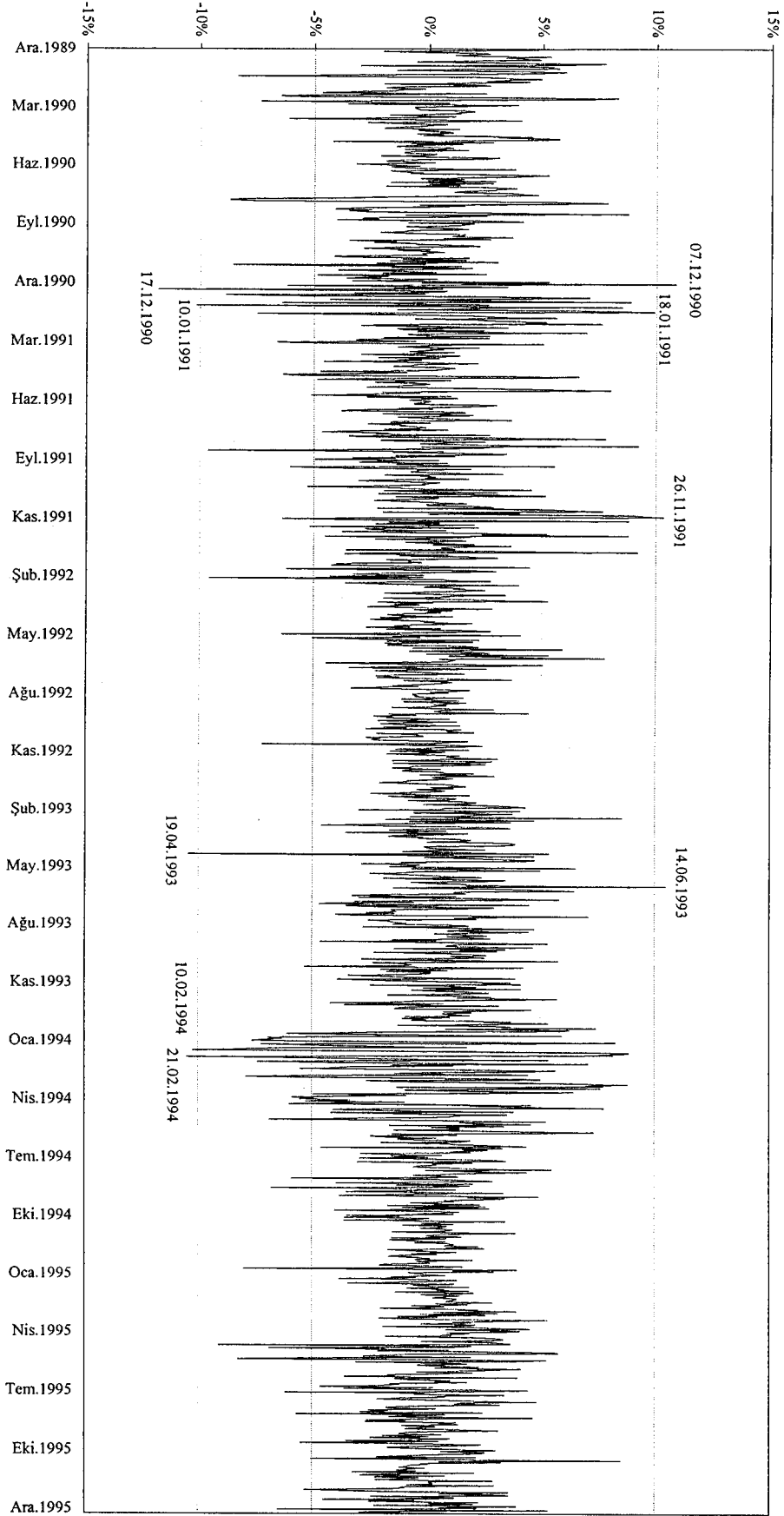
---

<sup>17</sup>R. Aggarwal, C. Inclan ve R. Leal, "Volatility in Emerging Stock Markets," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol 34, No:1, (March 1999), ss.34.

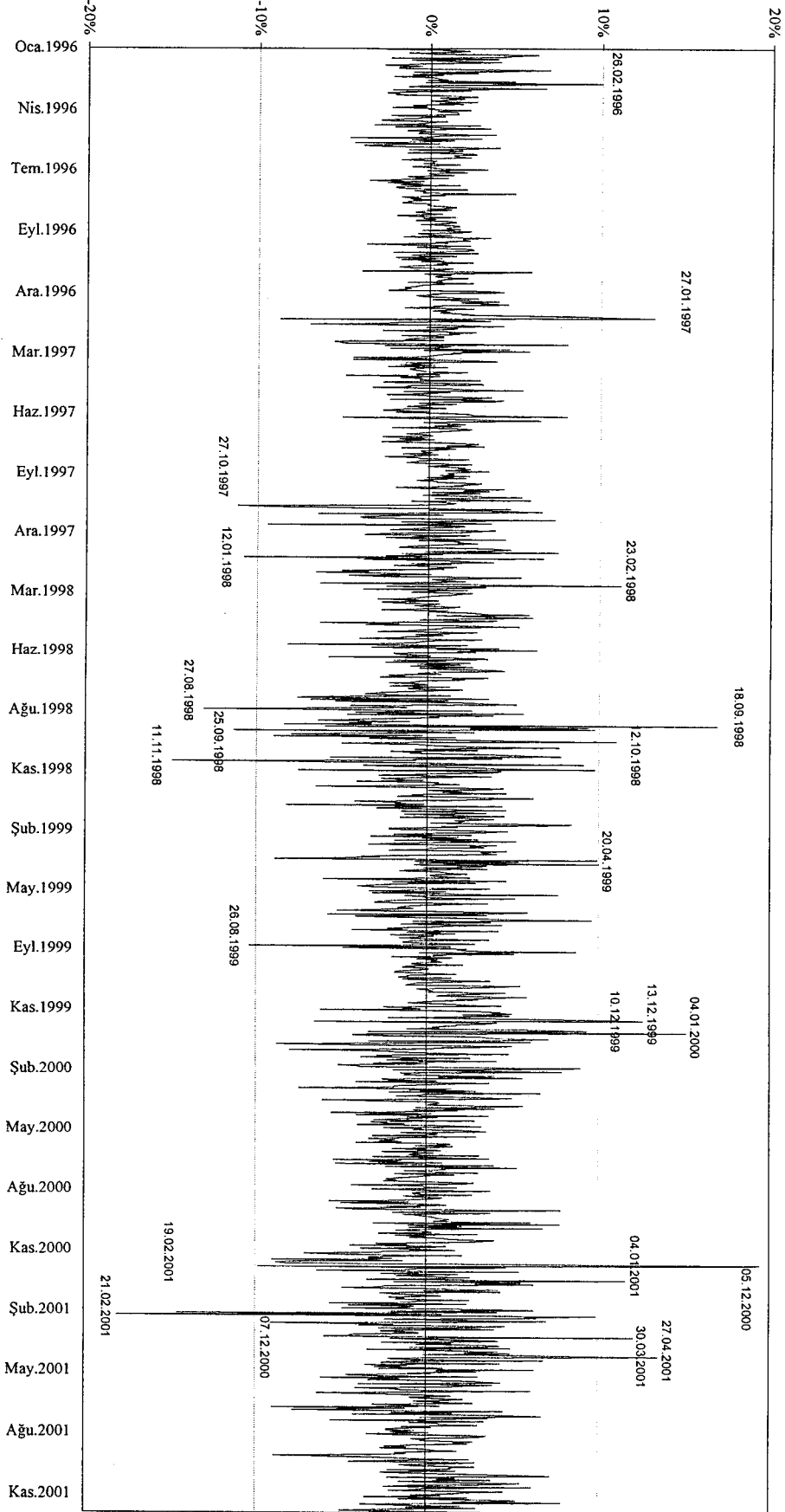
<sup>18</sup>Sebastian Edwards ve Raul Susmel, "Volatility Dependence And Contagion In Emerging Equity Markets," *National Bureau Of Economic Research Working Paper*, No: 8506 (October 2001), ss.3-5.

Şimdi bu durumu İMKB bileşik endeksinde meydana gelen önemli deęişmeleri gösteren Şekil 1.1 ve Şekil 1.2 ile günlük veriler yardımıyla ve standart sapma yöntemi ile hesaplanan aylık endeks volatilitelerini gösteren Şekil 1.3 yardımıyla somutlaştıralım. İncelemede öncelikle, İMKB endeksinin %10 ve üzeri büyüklükte deęiştii günler esas alınmıştır. Bu günlerde gerçekleşen olayları ise ülke içi ve dışı olumlu ve olumsuz siyasi olaylar, ülke içi ve dışı olumlu ve olumsuz ekonomik olaylar olmak üzere ayrı ayrı ele alınarak, etkileri araştırılmıştır.

Şekil 1.1. İMKB Ulusal-100 Endeksi Yüzde Değişim 1989-1996

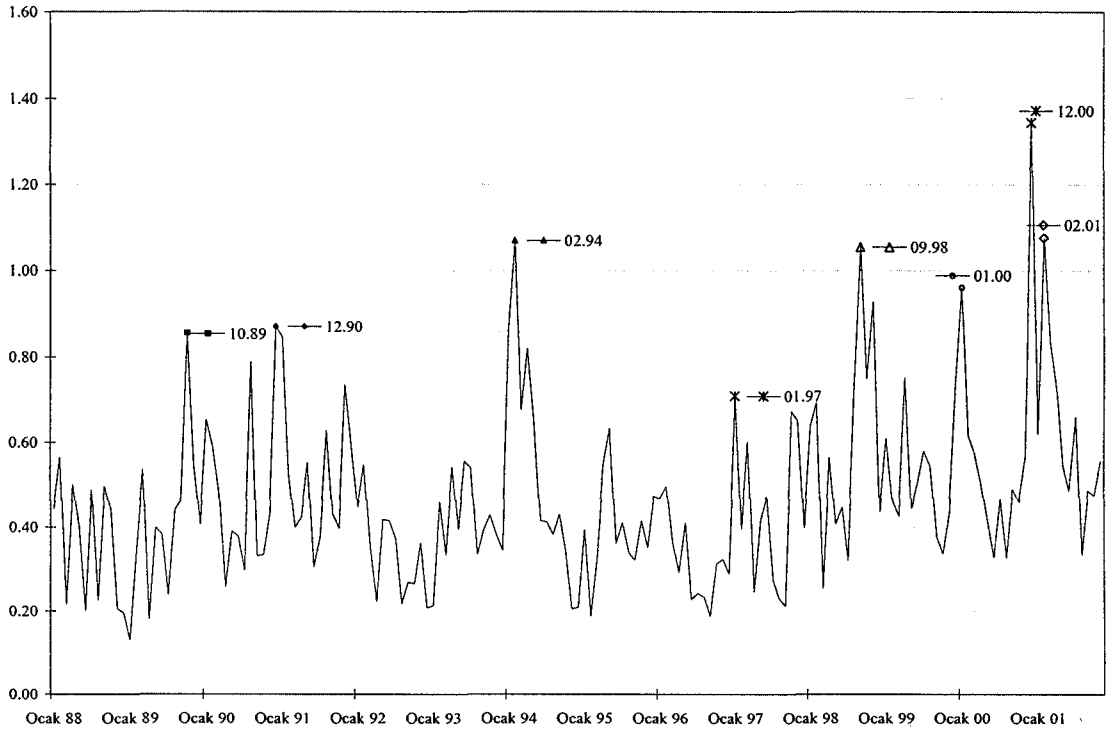


Şekil 1.2. İMKB Ulusal-100 Endeksi Yüzde Değişim 1996-2001



İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nı olumsuz yönde etkileyen ve İMKB tarihinin bugüne değin en büyük değer kayıplarına neden olan iç siyasi gelişmelerin başında, kamuoyunda MGK krizi olarak bilinen siyasi kriz gelmektedir. Bu kriz sonucu endeks, 19 ve 21 Şubat 2001 tarihlerinde sırasıyla %14,62 ve % 18,11 azalmıştır. İkinci olarak, 11 Kasım 1998'de yaşanan siyasi kriz sonucu İMKB endeksi %14,93 oranında düşmüştür. Nihayet 17 Nisan 1993'te 8. Cumhurbaşkanı Turgut Özal'ın vefatı ise bileşik endeksi olumsuz yönde etkileyen diğer bir siyasi gelişme olmuş ve endeks 19 Nisan 1993 tarihinde %10,45 değer kaybetmiştir.

Şekil 1.3. İMKB Ulusal-100 Endeks Getirilerinin Aylık Standart Sapmaları 1990-2001



Öte yandan, İMKB endeksini olumlu yönde etkileyen siyasi gelişmeleri ise, Avrupa Birliği (AB) ve Uluslararası Para Fonu (IMF) ile yapılan görüşmeler ve antlaşmalar ile genel seçimler olmak üzere ikiye ayırarak inceleyebiliriz. İMKB tarihinde gözlenen en büyük yükselme, IMF ve AB ile yapılan olumlu görüşmeler sonrası, 5 ve 6 Aralık 2001 tarihlerinde gerçekleşmiştir. Bu tarihlerde endeks sırasıyla %19,45 ve %18,64 yükselmiştir. Ayrıca, Türkiye'nin AB'ne tam üyeliğe aday ülke

olarak kabul edildiğinin açıklandığını izleyen gün olan 13 Aralık 1999 tarihinde endeks %12,59 oranında artmıştır.

Ülke içinde yapılan genel seçimler ve hükümet değişiklikleri ile ilgili gelişmelerin de İMKB üzerinde olumlu etkileri olduğu gözlemlenmiştir. 26 Kasım 1991'de Bileşik endeks, %10,32; 14 Haziran 1993'te %10,47; 26 Şubat 1996'da %9,98 ve son olarak 20 Mart 1999'da %10 oranlarında yükselmiştir. Tüm bunlara ek olarak, siyasi gündemi rahatlatan gelişmelerin yaşandığı 24 ve 27 Ocak 1997 tarihlerinde de bileşik endeks, sırasıyla %11,17 ile %13.11 oranlarında artışlar göstermiştir.

İMKB endeksini olumsuz yönde etkileyen önemli dış siyasi gelişmelerin başında, Körfez krizi gelmektedir. Irak'ın Kuveyt'i işgale başladığı tarih olan 2 Ağustos 1990'nı izleyen beş gün içerisinde %30'u aşan değerde azalan bileşik endeks; 7 Aralık'ta olumlu beklentiler sonucunda %10,83 artarken, krizin tırmandığı 17 Aralık'ta %11,85; 10 Ocak 1991'de ise %10,18 oranında azalmıştır. Endeks, ABD operasyonunun başladığı günü izleyen 18 Ocak 1991'de ise %9,91 oranında yükselmiştir. Krizin yaşandığı dönemde endekste hareketlilik Şekil 1.3'te açıkça görülmektedir.

İMKB endeksini olumsuz yönde etkileyen bir diğer dış siyasi gelişme ise Sovyetler Birliği'nde 1991 yılında yaşanan darbe girişimi olmuştur. Bu gelişmenin ardından endeks, 19 Ağustos 1991'de %9,63 oranında değer yitirmiştir. Sırbistan krizi sonucunda ise endeks, 10 Şubat 1994'te %10,24 azalmıştır.

Tüm bu olumsuz siyasi gelişmelerin yanında, Birleşmiş Milletlerin Irak ile yaptığı antlaşma, İMKB endeksini olumlu yönde etkilemiş ve endeks, 23 Şubat 1998'de %11,23 oranında artmıştır.

İMKB bileşik endeksini etkileyen ülke içi olumsuz ekonomik gelişmelere bir göz atıldığında, öncelikle 1994, 1998 ve 2001 yıllarında para ve döviz piyasalarında yaşanan krizlerin etkili olduğu söylenebilir. Para piyasalarında yaşanan kriz nedeniyle bileşik endeks, 21 Şubat 1994 tarihinde %10.51 değer yitirmiştir. 1998'in Temmuz ayında,

Rusya krizinin de etkili olduđu yeni dalga kriz döneminde endekste en yüksek düşüş %11,34 ile 25 Ekim 1998'de gerçekleşmiştir. 2001'in Şubat ayında başlayan ve siyasi nedenlerden dolayı ortaya çıkan kriz endeks üzerinde en uzun süre ile olmasa da en yüksek düşüşe neden olmuştur.

Bileşik endeks üzerinde etkili olan ülke içi olumlu ekonomik gelişmeler arasında en önemlisi olan İMKB'ye yönelik önlemleri alınacağına açıklanmasının ardından 18 Ekim 1998 tarihinde endeks, %16,93 oranında yükselmiştir. Merkez Bankası'nın yeni para ve kur politikasını açıklaması sonrası 4 Ocak 2000'de %15,14 yükselirken, MB'nın yeni hedef açıklamalarının ardından 13 Aralık 1999 tarihinde %12,59; yeni kur politikasının açıklanmasının ertesi günü, 10 Aralık 1999'da %10,94 değer kazanmıştır. En son 22 Şubat 2001'de MB tarafından kur politikasını serbest dalgalanma olarak açıklaması ve ardından kurda yaşanan değer kaybı sonucunda bileşik endeks %9,88 artmıştır.

Endeksi olumlu bir yönde etkileyen gelişmelerden diğerleri ise çeşitli zamanlarda ekonomi yönetimi tarafında yapılan olumlu açıklamalar ve açıklanan ekonomik göstergelerin beklentilerden daha olumlu olmasıdır. Örneğin, gereksinim duyulan dış kaynağın sağlanabileceğinin netleşmesi sonucunda endeks, 27 Nisan 2001 tarihinde %13,53; hükümet tarafından yapılan açıklamalar sonrası 30 Mart 2001'de %12,05 artmıştır. Ayrıca enflasyon rakamlarının beklenenden daha düşük gerçekleşmesi sonucunda ise bileşik endeks, 4 Ocak 2001 tarihinde %11,61 oranında yükselmiştir.

Bütün bunlar yanında, bölge ve global ekonomik ve finansal krizlerin endeks volatilitesinde önemli etken olduđu gözlemlenmektedir. Bu bağlamda, Uzakdoğu Asya krizi ve Rusya krizinin etkileri önemlidir. Örneğin Rusya krizinin Türkiye'ye yansımaya başladığı günlerde İMKB endeksi 27 Ağustos 1988'de %13,12, 25 Eylül 1998'de %11,34 değer kaybetmiştir. Benzer biçimde Uzakdoğu Asya krizinin başladığı tarih olan 27 Ekim 1997'de endeks %11,19 değer kaybetmiştir. Asya krizinin ikinci dalgasının etkilerinin görüldüğü 12 Ocak 1998'de ise bileşik endekste yaşanan düşüş %10,8 olmuştur. Nihayet, 12 Ekim 1998'de Japonya hükümetinin krizi aşmaya yönelik aldığı

kararlar sonucunda ise dünya borsaları ile birlikte İMKB bileşik endeksi de %11,03 oranında yükselmiştir.

Türkiye’de hisse senedi getiri volatilitesi üzerine yapılan çalışmalar oldukça kısıtlı sayıdadır. Volatilite konusu, genellikle piyasa etkinliğini yada yatırımların risk derecesi üzerinde yoğunlaşan araştırmalar içerisinde ele alınmış ve bu nedenle ayrıntılı olarak incelenmemiştir. Bu çalışmalardan en önemlisi Güneş ve Saltoğlu<sup>19</sup> tarafından yapılmıştır. 1988-1997 yıllarının kapsayan çalışmaya göre İMKB endeks getiri volatilitesi, makroekonomik değişkenlerin volatilitelerinden etkilenmemektedir. Araştırmacılar, getiri volatilitésinin para arzı ve enflasyon dışında hiçbir değişken tarafından açıklanamadığını saptamışlardır.

Worrell ve Leon<sup>20</sup>, 1994-2000 yıllarını kapsayan çalışmada, Türkiye hisse senedi getiri volatilitésinin Ağustos-Aralık 1998 arasında aşırı artışlar gösterdiğini belirlemişlerdir. Huang ve Yang<sup>21</sup> ile Santis ve İmrohoroğlu<sup>22</sup>’nin çalışmalarının ortak noktası ise, Türkiye’nin Brezilya ve Arjantin ile birlikte gelişmekte olan piyasalarda en yüksek volatiliteye sahip ülke olmasıdır.

### 3. HİSSE SENEDİ GETİRİ VOLATİLİTESİNE NEDEN OLAN FAKTÖRLER

Volatilitenin bileşenleri ve nasıl ölçüleceği konusunda genel bir uzlaşma olmasına rağmen, aynı derecede bir uzlaşma hisse senedi piyasasındaki volatilitenin nedenleri üzerinde sağlanamamıştır. Bazı uzmanlar, beklenmedik bir haberin ortaya çıkmasının, piyasalarda hisse senetlerinin beklenen gelirlerini değiştirerek, volatiliteye neden olduğunu savunmaktadırlar. Diğerleri ise işlem hacmindeki, makroekonomik yapıdaki ve yatırımcıların risk toleranslarındaki değişikliklerin veya artan belirsizliklerin

---

<sup>19</sup>Hurşit Güneş ve Burak Saltoğlu, İMKB Getiri Volatilitésinin Makroekonomik Konjonktür Bağlamında İrdelenmesi (İMKB: İstanbul, 1998), ss.94-98.

<sup>20</sup>DeLisle Worrell ve Hyginus Leon, “Price Volatility and Financial Stability,” **IMF Working Paper**, WP/01/60, (May 2001), ss.15-16.

<sup>21</sup>Huang ve Yang, **a.g.e.**, ss.336.

<sup>22</sup>Santis ve İmrohoroğlu, **a.g.e.**, ss.571.

volatiliteye neden olduğunu belirtmektedirler. Önce, piyasalardaki ögelerin psikolojik etkileri sonucu volatilitenin ortaya çıkışını inceleyelim.

### 3.1. Piyasa Psikolojisi

Yapılan araştırmalar, yatırımcıların toplum içindeki etkileşimlerden, modadan, kısaca sosyal hareketlerden etkilendiklerini ve bunun, varlık fiyatlarında meydana gelen spekülatif hareketlerin ana kaynağını oluşturduğunu göstermektedir. Piyasalarda, yatırımcılar üzerinde yapılan gözlemler ile sosyal psikoloji, sosyoloji ve pazarlama literatürlerinde incelenen insan doğasının, hisse senedi fiyatlarının sosyal dinamiklerden etkilenmesine neden olduğu düşünülmektedir.

#### 3.1.1. Etkin Piyasa Hipotezi Yaklaşımı

Piyasa psikolojisini açıklamaya yönelik yaklaşımlardan birisi etkin piyasa hipotezidir. Bu konuyu daha ayrıntılı bir şekilde açıklayabilmek için önce, piyasa etkinliği ile neyin kastedildiğinin ortaya konulması gerekmektedir.

Etkin bir piyasada yeni gelen bilgiler fiyatlara anında yansır. Eugene Fama<sup>23</sup> etkinliğin türlerini aşağıdaki gibi sınıflandırarak, hangi tür bilgilerin fiyatlara yansıtılacağı konusunu göstermeye çalışmıştır.

**Tablo 1.4. Etkin Piyasa Hipotezi**

Etkinliğin Türü	Hisse Senedi Fiyatları Tarafından Yansıtılan Bilginin Kapsamı
Zayıf	Hisse senetlerinin daha önceki fiyatları
Yarı-Güçlü	Kamuya açık tüm bilgiler
Güçlü	Kamuya açık; özel ve kamusal tüm bilgiler

<sup>23</sup>Eugene F. Fama "Efficient Capital Markets: A review of Theory and Empirical Work," **Journal of Finance**, 25, (May 1970), ss.383-417.

Buna göre, bir piyasadaki mevcut bilgiyi kullanarak oluşturulan alım ve satım kararları sonucunda, normal üstü kârın elde edilemediği bir piyasa etkindir. Yani etkin bir piyasada yatırımcılar, yatırımları üzerinden yalnızca normal oranda getiri ile normal büyüklükte kâr yani, piyasada geçerli olan ortalama faiz oranı kadar kâr elde ederler. *Zayıf-biçimde etkin* olan piyasada ise yatırımcılar, alım satım kararlarını oluştururken, geçmiş dönemlerin fiyatlarını kullanırlar ve bunun sonucunda normal üstü kâr elde ederler. Aynı şekilde, yatırımcıların kamuya açık bilgileri kullanarak normal üstü kâr elde ettikleri piyasa, *yarı-güçlü biçimde etkin* bir piyasadır. Son olarak *güçlü-biçimde etkin* piyasada ise normal üstü kârlar, ancak piyasadaki kamuya açık ve gizli tüm bilgiler kullanılarak verilen alım satım kararları sonucunda elde edilebilir. Birçok ülkede gizli bilgiler kullanılarak ticari kazanç sağlama konusunda çok katı kurallar bulunduğundan, genellikle etkin piyasa denildiğinde, yarı-güçlü biçimde etkinlik kastedilmektedir<sup>24</sup>.

Herhangi bir yatırımdan elde edilecek gelirin önceden bilinmemesi nedeniyle ortaya çıkan risk ile menkul kıymetlerin beklenen getirilerinin belirlenmesi ve bunlar arasında risk-getiri tercihlerine göre en etkin yatırım alternatiflerinin saptanması, yatırım analizlerinin temelini oluşturur. Bir menkul kıymetin “etkin” olması, eşit beklenen getiriyi sağlayanlar arasında, en düşük riske sahip olması veya eşit riske sahip olan menkul kıymetler arasında en yüksek getiriyi sağlaması olarak tanımlanabilir.

Etkin Piyasa Hipotezi (EPH)’ne göre yatırımcılar rasyoneldir. Düşük riski daha yüksek riske, daha fazla getiriyi de daha aza tercih ederler. Yani daha fazla risk için daha fazla getiri isterler. Bu hipotezin altında, menkul kıymetle ilgili tüm bilgilerin piyasaya maliyetsiz bir şekilde yansıdığı varsayımı yatmaktadır.

Bütün yatırımcıların, mevcut bilgiye herhangi bir bedel ödemediği ulaşılabildikleri, bu yatırımcıların her türlü finansal analizi yapabilecek yeteneğe sahip oldukları ve piyasa fiyatlarına göre durumlarını sürekli ayarladıkları bir dünya varsayalım. Böyle bir dünyada hisse senedinin fiyatı, yatırımın değerini iyi bir şekilde temsil eder. Çünkü bu

---

<sup>24</sup>John Y. Campbell, Andrew W. Lo ve A. C. MacKinlay, (*The Econometrics of Financial Markets*, 2<sup>nd</sup> ed. Princeton NJ: Princeton University Press, 1997), ss.20-23.

durumda hisse senedinin fiyatı, hisse senedinin gelecekteki bütün getirilerinin tam bilgiye sahip bir finansal analist tarafından belirlenmişcesine yatırımın değerini en iyi bir biçimde yansıtacaktır. Sonuç olarak, etkin piyasalarda, menkul kıymetlerin fiyatı, yatırım değerine eşittir.

Etkin Piyasa Hipotezi'ne göre, etkin piyasa modelleri tarafından tahmin edilen sınırların üzerinde gerçekleşen volatiliteler, aşırı volatilitedir ve temettü ödemeleri veya faiz oranlarına ilişkin haberlerin yarattığı yatırımcı beklentilerindeki değişiklikler ve ayarlamalar dikkate alınarak, gene bu modeller tarafından açıklanabilir.

Son yıllarda yatırımcı davranışlarında ve piyasa psikolojisinin temel taşlarından biri olduğu kabul edilen "hakim irade"nin temelinde çok büyük sapmalar olduğu ve bu durumun volatilitenin ana kaynaklarından biri olduğu ifade edilmektedir.

Geçtiğimiz yarım yüzyıl içerisinde, hakim olan piyasa iradesi temel analizlere ve piyasaların etkin olduğu hipotezine dayanmaktaydı. Temel analizler, hisse senedi fiyatlarını ekonominin ve endüstrinin durumu ile şirketin potansiyel performansına göre değerlendirmekteydi. Yani, cari fiyatlar gelecekte oluşacak fiyatlar hakkında tahmin yapmak için yeterli bilgi içermezler ancak, gelecek ile ilgili belirsizlik kaygıları ile birlikte diğer tüm bilgileri yansıtırlar. Rasyonel bireylerin piyasada birbirleriyle etkileşimleri sonucunda temel fiyatlar oluşur. Aslında etkin piyasa hipotezi fiyatların yatırımcılar ve tüketici güveni ile birlikte, gelecek ile ilgili ve kamuya açık tüm bilgileri, yansıttığını varsayar. Fiyatlardaki değişimler piyasaya beklenmedik bir bilgi girişi olmadığı sürece tamamen rassaldır.

Shiller<sup>25</sup> aşırı volatilitenin piyasada mevcut olduğunu ancak, EPH tarafından açıklanamayacağını savunmaktadır. Shiller'e göre aşırı volatiliteler, yatırımcıların psikolojik davranışlarından kaynaklanmaktadır. Shiller, EPH hipotezini tamamıyla reddetmez hatta, bu hipoteze ait modellerin istatistiksel yöntemlerle geliştirildiğinde daha iyi sonuçlar elde edilebileceğini iddia eder.

---

<sup>25</sup>R. Shiller, **Market Volatility**, (Sixth Ed., MIT Press, Cambridge, MA, 1992), ss.7-63.

### 3.1.2. Davranışsal Finans Yaklaşımı

Etkin piyasa hipotezi, yatırımcıların rasyonel beklentilere sahip olduğu varsayımına dayanırken, bunun tam tersine davranışsal finans görüşü savunucuları, yatırımcıların rasyonel davranmaktan uzak olduğunu ileri sürmektedirler. Herhangi bir yeni haber girişi olmaksızın ve rasyonel beklentilere hiç uymayacak bir biçimde, Amerikan hisse senedi piyasanın 1987’de çökmesi, bu yaklaşımın en büyük dayanak noktası olmuştur. 1990’da fiyatların temel faktörler tarafından desteklenmeyen bir şekilde yükselmesi ise yaklaşıma olan ilgiyi arttırmıştır. Bu dönemde fiyatlar, bütünüyle psikolojik faktörler tarafından yukarı çekilmiş, yatırımcılar daha yüksek olmasını istedikleri için fiyatlar yükselmiştir<sup>26</sup>.

Bilgi teknolojilerinde yaşanan devrim ve piyasa yapısında yaşanan büyük değişimler sonucunda; yatırımcılar arasında, geleneksel iradeyi ve değerlendirme modellerini bir tarafa bırakan “yeni paradigma” yada “yeni nesil” ortaya çıkmıştır. Bu nesil, geleneksel iradeyi ve geçmişte kullanılan değerlendirme yöntem ve modellerini kolayca bir kenara bırakmıştır. Fiyatların temel değerlerinden bu şekilde sapmasını açıklamakta etkin piyasa hipotezinin yetersiz kalması, yeni nesil yatırımcıların 90’lı yılların sonuna doğru, geleneksel yatırımcıların yerini almasına neden olmuştur.

Davranışsal finans savunucuları, gelişen enformatik yapısı sonucu kolayca her yere ulaşan bilginin, yatırımcılar üzerinde aşırı tepkiye yada gereğinden az tepkiye neden olarak fiyatları hareket ettirdiğini (volatilitiyi artırdığını) ve aynı zamanda piyasadaki yeni bilgileri de şekillendirdiğini savunurlar. Yatırımcılar, aşırı bilgi yoğunluğu içerisinde bir sonuç çıkarabilmek için haberin içeriğinden çok, haberin nasıl sunulduğuna önem verirler. Eğer yeni haber o an piyasada bulunan bilgiden çok farklı bir bilgi içermiyorsa, yada çok karmaşık bilgiler içeriyorsa, yatırımcılar cari fiyatların doğru olduğunu kabul ederler.

---

<sup>26</sup>Grace Toto, “High Volatility: A Cautionary Tale,” *Securities Industry Association Research Papers*, Vol 1, No:4 (May 2000), s.4.

Davranışsal finansın diğer yaklaşımları da volatilité ile ilgilidir. Bir yaklaşıma göre yatırımcılar genellikle kaybetmekten kaçınırlar. Ancak, kaybetmenin kaçınılmaz olduđu bir durumla karşılaştıklarında, risk alırlar. Diğer bir yaklaşıma göre ise yatırımcılar hisse senetlerine ödemeye razı olduklarından daha fazla değer biçerler. Davranışsal finansa ait bir başka görüş yatırımcıların karar verirken yaptıkları hatalar konusunda duygusal davrandıklarını ileri sürmektedir. Bireylerin, sürekli yükselmekte olan hisse senetleri hakkında, daha önce alım yapmamış olmaları nedeniyle üzüntü duymaları biçiminde özetlenebilen pişmanlık teorisi, uzun bir süredir yükselmekte olan bir piyasaya yeni girenlerin sayısının fazla oluşunu açıklamaktadır. Davranışsal finansın uygulamalar, sadece bireysel yatırımcıyla sınırlı kalmayıp, aynı zamanda kurumsal boyutta da gelişmiş analizlere sahiptir.

Shiller<sup>27</sup>, 2000 yılında New York hisse senedi borsasındaki fiyatların temel faktörler yardımıyla açıklanamayacak kadar yüksek olduğunu ve yükselen volatilitenin piyasa hakkında kuşku uyandırdığını belirtmiştir. Shiller çalışmasında, fiyatlarda meydana gelen yapay şişmeyi oluşturan psikolojik faktörlerden bazılarını şu şekilde sıralamıştır: İnternet'in kullanımının genişlemesi; uluslararası ekonomik platformda ABD'nin egemenliği ve rakiplerinin gün geçtikçe azalması; işletmecilik başarısına değer veren kültürel değişimler; Cumhuriyetçi ağırlıklı bir kongre ve sermaye arttırıcı vergi indirimleri; "Baby boomers" olarak adlandırılan, İkinci Dünya Savaşı sonrası nesilin ekonomiye yaptığı etki; Ekonomi haberciliğinde yaşanan gelişmeler; analistlerin sürekli artan iyimserlikteki tahminleri; yatırım fonlarındaki büyüme; enflasyondaki düşüş ve para aldanması etkisi; ticaret hacmi ve sıklığındaki genişleme vb.

---

<sup>27</sup>Robert Shiller, *Irrational Exuberance*, (Broadway Books, April 2001), ss.187-88.

### 3.2. Finansal Piyasalarda Meydana Gelen Yapısal Değişiklikler ve Yeni

#### Nesil Yatırımcılar

Daha önce de belirtildiği gibi hisse senedi getiri volatilitesi doksanlı yılların sonuna doğru artmaya başlamıştır. Hisse senedi piyasalarında eşanlı olarak meydana gelen birçok gelişme, bu artışta rol oynamıştır.

Hisse senedi getirilerinde beklenmedik dalgalanmalara yol açtığı belirtilen bu yapısal değişikliklerin arasında, enformasyon teknolojisinde yaşanan devrim, finansal piyasalardaki çevresel ve denetimsel değişiklikler ve yatırımcı profilinde meydana gelen demografik değişiklikler yer almaktadır. Tüm bu yapısal değişmelerin birbirleriyle etkileşimi, hisse senedi piyasalarının yapısını değiştirmektedir. Piyasalarda meydana gelen bu yapısal değişiklikler piyasaya esneklik ve zorlukları çabuk bir şekilde atlatma gücü kazandırsa da, aynı zamanda dengesizliği de beraberinde getirmektedir<sup>28</sup>.

Yapısal değişikliklere örnek olarak Mayıs 1995'te A.B.D.'de hisse senedi alım satımı üzerine getirilen bir dizi sınırlandırma gösterilebilir. Bu sınırlandırmalar, piyasanın yeni teknolojiye geçişi ile aynı zamana denk gelmiş ve fiyatlar üzerinde büyük etkisi olmuştur. Yeni düzenlemeler sonucunda piyasaya giriş zorlaşmış, rekabet artmış ve alım satım işlem maliyetleri oldukça azalmıştır. Bunun sonucunda hisse senetlerine yatırım yapmak daha cazip hale gelmiş ve İnternet üzerinden yatırım yapan, kredi kullanma kapasitesi yüksek bireyler yardımıyla, yatırımlar tabana yayılmıştır<sup>29</sup>.

Sonuç olarak Amerika menkul kıymetler piyasalarına bireysel yatırımcıların katılımı 1960'lardan bu yana görülmemiş boyutlara ulaşmış ve kurumsal yatırımcıların piyasadaki hakimiyetine nerdeyse son verilmiştir. Günümüzde menkul kıymet yatırımlarının çoğu, bireysel yatırımcılar tarafından gerçekleştirilmektedir. Doksanlı yılların başlarında bireysel yatırımların sadece %25'ini menkul değerler oluştururken, bu oran günümüzde %50'ye ulaşmıştır. Bu yapısal değişikliklerin sonucunda

<sup>28</sup>Toto, a.g.e., ss.6-7.

<sup>29</sup>Toto, a.g.e., s. 8.

volatilitenin arttığıının en çarpıcı kanıtı, geçen beş yıl içerisinde hisse senetlerini elde tutma süresinin yarı yarıya düşmesidir<sup>30</sup>.

ABD’de hisse senedi volatilitesinde son zamanlarda yaşanan artışının en büyüğü, 1999 yılının Ekim ayı ortalarından 2000 yılının Nisan ayna kadar sürmüştür. Bu artış, aracı kuruluşlar tarafından yeni açılan yatırım hesaplarındaki %15'lik artışla aynı zamana denk gelmektedir. Securities Industry Association tarafından yapılan bir araştırmaya göre piyasaya ilk defa giren bu yeni yatırımcı profili, mevcut yatırımcı tabanından oldukça farklıdır. Söz konusu araştırmada, yeni nesil yatırımcılar ve volatilitenin hakkında bulgular da yer almaktadır.

Yeni nesil yatırımcılar beklenmeyen oranda on-line ticaret hesapları ve asgari ödeme hesaplarına yönelmişlerdir. Günümüzde on-line hisse senedi alım satım işlemleri A.B.D. hisse senedi piyasasındaki işlemlerin %16’sını oluşturmaktadır. Araştırmalara göre yeni nesil yatırımcılar deneyimli yatırımcılara oranla daha sık alım-satım yapmakta ve senetleri ellerinde daha kısa süreyle tutmaktadırlar. Alım-satımlarını daha çok NASDAQ’ta işlem gören değeri ve volatilitesi yüksek ileri teknoloji şirketlerinin hisseleri üzerinde yapmaktadırlar.

Büyük bir hızla ilerleyen bilgisayar ve iletişim teknolojilerinde yaşanan yenilikler sonucunda, bireylerin bilgiye ulaşımı kolaylaşmış ve yatırımcılar piyasadaki değişikliklere daha hızlı tepki verir hale gelmişlerdir. Bunun sonucu teknolojik ilerleme, finansal piyasaların yatırımcılara daha fazla likidite sunmasını sağlamıştır.

Bu değişikliklerin getirdiği iki önemli sonuç vardır. Bunlardan birincisi, yatırımcıların yeni bilgiyi almaları ve ona göre hareket etmeleri konusunda birçok teşvik edici faktörün ortaya çıkmasıdır. Diğer ise, piyasaya gelen yeni bilgiler hızla yayıldığı için ona göre fiyatların değişiminin hızının artmasıdır. Hisse senedi piyasalarında likiditenin artması, fiyatların belirlenmesinde önemli bir rol oynadığı gibi fiyatların çok

---

<sup>30</sup>Toto, a.g.e., s.5.

çabuk değişimine de neden olur. Bu noktadan hareketle volatilité, piyasada yaşanan yüksek likiditenin bir sonucu olarak görülebilir.

### 3.3. Kaldıraç Etkisi ve Volatilité

Volatilité konusu, bazı yatırım çevrelerince pek önemsenmemekte ve hatta bu durumun yatırımcıların ilgisini ve menkul kıymetlerin değerini arttırdığı düşünölmektedir<sup>31</sup>. Ancak, yüksek volatilité belirli bir noktadan sonra bireysel yatırımcının kaybetme riskini artırır ve piyasanın sağlamlığı konusunda kuşklar uyandırır. Volatilité, yatırımın riskini prensip olarak iki ayrı mekanizma yoluyla artırır. Bunlardan birincisi şirketlerin bilançoları yoluyla gerçekleşir. Diğer i ise borçlanarak yatırımlarının beklenen getirisini artırmaya çalışan, yani kişisel kaldıraç kullanan bireysel yatırımcının hesapları üzerinden gerçekleşir.

Menkul kıymetler, yatırımcıların şirketlerin beklenen kazançları üzerindeki haklarını temsil eder. Hisse senedi piyasasındaki aşırı volatilité, şirketin sermaye yaratma çabaları sırasında risk priminin oldukça fazla yükselmesine neden olacak; hatta şirketin bu piyasadan borçlanma olanaklarını tamamen ortadan kaldıracaktır. Bunun sonucunda, şirket finansal darboğaza girebilecek ve iş yapamayacak duruma gelebilecektir.

Yüksek volatilité aynı zamanda bireylerin kişisel bilançolarında da benzer etkiyi yapar. Bu durum asgari ödeme oranları (margin requirements) yoluyla açıkça görülebilir. Yatırım sırasında kaldıraç kullanımı fiyat dalgalanmalarının yatırım hesabı üzerindeki etkisini büyütür ve asgari ödeme oranının karşılanamadığı durumda elde tutulan hisse senetlerinin nakde çevirme (likiditasyon) olasılığını artırır. Bu olasılık, yüksek volatilité dönemlerinde artan asgari ödeme oranları karşısında ve söz konusu hisse senetlerini ihraç eden şirketlerin, yatırımcının bu ödemeleri yapması için gereken süreyi kısaltması durumunda daha da artar. Bu durumda hisse senedini satan yatırımcı,

<sup>31</sup>Toto, a.g.e., s.7.

kaybını realize edecek ve piyasa tekrar düzeldiğinde zararını kapatabilecekken, portföyüne zarar hanesi eklemek zorunda kalacaktır.

Hisse senedi getiri volatilitisini etkileyen faktörlerden biri de finansal ve işletme kaldıraçtır<sup>32</sup>. Schwert finansal kaldıraç teorisinin de savunduğu gibi, toplam finansal kaldıraç hisse senedi getiri volatilitesi ile ilişkili olduğunu göstermiştir<sup>33</sup>.

Basitleştirme amacıyla tüm varlığı hisse senedi olan bir firma olduğu varsayalım. Bu durumda firmanın hisse senedi getirilerinin standart sapması, getirilerin varlıklarına oranının standart sapmasına eşit olacaktır. Eğer firma, senetlerinin örneğin yarısını geri almak için borçlanırsa, hisse senedinin volatilitesi daha da artacaktır. Çünkü senet sahipleri yatırımlarının değeri yarı yarıya azalmış da olsa hala varlıkların riskine katlanmak zorundadırlar. Bu nedenle, finansal kaldıraç yükselten firma aynı zamanda senetlerinin volatilitisini de arttırmış olacaktır.

Buna benzer başka bir durum firma sabit maliyetleri büyük olduğu zaman yaşanır. İşletme kaldıraç yüksek olan firma ekonomik şartlardaki değişikliklere karşı daha duyarlı olur. Talebin beklenmedik bir şekilde düşmesi, yüksek sabit maliyetlerle çalışan firmanın kârlarının, yüksek sermaye gerektiren yatırımlar ve uzun dönemli anlaşmalardan kaçınan firmalarınkinin aksine, daha hızlı düşmesine neden olur. Bu nedenle, yüksek sabit maliyetlere sahip olan firmaların hisse senetlerinin getiri volatilitesi daha yüksek olur<sup>34</sup>.

Schwert diğer bir çalışmasında hisse senedi getiri volatilitesinin fiyatlarda yaşanan büyük düşüşlerden sonra arttığını göstermiştir. Çünkü tahvil fiyatlarına oranla hisse senedi fiyatlarında yaşanan bir düşüş finansal kaldıraç yükseltir. Bu aynı zamanda kaldıraç volatilitesi etkilediğini savunan teoriyi destekleyen bir argümandır. Ancak diğer taraftan kaldıraç, portföyün çok geniş olduğu ve farklı piyasalardan senetler

---

<sup>32</sup>Finansal kaldıraç kısaca, beklenen getiriye ve menkul sermaye değeri riskini artırmaya yönelik borç finansmanı olarak tanımlanabilir. (Bkz. Schwert, a.g.e., (1989a)).

<sup>33</sup>Schwert, a.g.e., (1989a), ss.87-89.

<sup>34</sup>Schwert, a.g.e., (1990a), ss.28-30.

içerdiği durumda volatilitedeki değişimi açıklayamamaktadır. Toplam kaldıraç çabuk değişmez ve zaman içerisinde de çok değişme göstermemiştir<sup>35</sup>.

Black<sup>36</sup>, Christie<sup>37</sup>, French, Schwert ve Stambaugh<sup>38</sup> ile Nelson<sup>39</sup> hisse senedi getiri volatilitésinin getirilerle negatif bir biçimde ilişkili olduğunu göstermişlerdir. Özellikle, beklenmedik bir biçimde gerçekleşen negatif getirinin volatilitede beklenmedik bir artışa yol açtığını vurgulamışlardır.

Bu tür negatif bir ilişkinin varlığını öngören iki hipotezden birincisine göre piyasa portföyüne dahil şirketlerin finansal kaldıraç kullanmaları nedeniyle, hisse senetlerinin fiyatında tahvil fiyatlarına oranla meydana gelen bir düşüş sonucunda hisse senetlerinin volatilitési artacaktır. İkinci hipoteze göre volatilitede bir artışın öngörülebilir cinsten bir artış olması ve bu artışın hisse senedi sahiplerinin maruz kaldığı geleceğe ait nakit akışına yönelik iskonto oranlarında bir artışa neden olması durumunda, volatilitede yaşanacak beklenmedik artış hisse senedi fiyatlarını düşürecek<sup>40</sup>.

Amerika Birleşik Devletleri'nde 1929 yılında hisse senedi piyasasında yaşanan çöküşün ardından, kişisel borç kullanılarak hisse senedi alımlarının finanse edilmesi konusu üzerinde endişeler artmıştır. Bu durumun piyasalarda yaşanan çöküşün büyüklüğünü artırdığı ve hızlandırdığı düşünülmüştür.

Bu konuda yapılan çalışmalar sonucu 1934'te kanunda değişiklik yapılarak, ABD Federal Merkez Bankaları üst yönetimine (Federal Reserve Board-Fed) hisse senedi alımlarında minimum teminat oranını tayin etme yetkisi tanınmıştır. Fed 1974 yılından

---

<sup>35</sup>Schwert, a.g.e., (1990b), s.84.

<sup>36</sup>F. Black, "Studies of Stock Price Volatility Changes" Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association, (1976), ss.177-181.

<sup>37</sup>A. A. Christie, "The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects", *Journal of Financial Economics*, 10, (1982), ss.407-432.

<sup>38</sup>K. R. French, G. W. Schwert ve R. F. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, 19, (1987), ss.25.

<sup>39</sup>Daniel B. Nelson, "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59, (March 1991), ss.347-370.

<sup>40</sup>J. M. Poterba ve Lawrence H. Summers, "The Perspective of Volatility and Stock Market Fluctuations," *American Economic Review*, Vol.76, No:5 (1986), ss.1142-1151.

bu yana teminat oranını deęiřtirmemiřtir. Ancak, son zamanlardaki tartiřmalar, teminat oranlarının hisse senedi fiyatlarında volatiliteye neden olduęu üzerinde yoğunlařmaktadır. Hardouvelis<sup>41</sup> bir alıřmasında, Fed'in 1934-1974 donemi arasında teminat oranlarını yukselterek volatiliteny azaltabileceęini belirtmiřtir.

Bu konuda yapılan dięer alıřmalarda ise teminat oranları ile hisse senedi volatilitesi arasında ancak zayıf bir iliřki olduęu sonucu ortaya ıkmaktadır. Bununla birlikte, alıřmalarda ortaya ıkan genel řablon Fed'in bu oranları hisse senedi fiyatları yukseldikten sonra artırdıęı; fiyatlar duřtuktten sonra da azalttıęını gostermektedir. Volatilitenin fiyatlar arttıktan sonra daha duřk olması, duřtuktten sonra ise yukselmesi sonucu yukarıdaki iliřkinin gereki olmadıęı anlařılmaktadır. Pagan ve Schwert<sup>42</sup> 1834-1925 donemini kapsayan alıřmalarında, fiyatlar ile volatilitte arasındaki bu negatif iliřkiyi destekler sonular elde etmiřlerdir. Schwert<sup>43</sup> ise volatilitenin, Fed'in teminat oranlarını yukseltmesinden nce duřtuęn, tersi durumda da yukseldięini gostermiřtir. Yazar'a gore Fed volatiliteny teminat oranları ile kontrol etmek yerine, volatiliteye tepki olarak bu oranları deęiřtirdięini belirtmektedir. Teminat oranlarında uzun suredir bir deęiřiklięin yařanmaması Fed'in teminat oranlarının volatilitte üzerinde bir etkisi olduęuna inanmadıęının bir gostergesi olarak kabul edilmektedir.

### 3.4. İřlem Hacmi ve Volatilitte

Son yıllarda finans literatrnn yoğun bir řekilde ilgisini eken dięer bir konu ise iřlem maliyetlerinin olduka duřmesi ve bunun sonucunda, yatırımcıların duřk iřlem maliyetleriyle byk hacimde hisse senetlerini ok abuk alıp ve satabilmeleri olmuřtur. Ancak bu konunun bir sorun olabilmesi iin piyasadaki bu avantajdan yarar saęlayabilecek ve alım satımları fiyatları etkileyebilecek dzeyde olan "noise-trader"<sup>44</sup>

<sup>41</sup>Gikas Hardouvelis, "Margin Requirements and Stock Market Volatility," **Federal Reserve Bank of New York Quarterly**, (Summer 1988), ss.88-89.

<sup>42</sup>A. R. Pagan ve G. W. Schwert, "Alternative Models of Stock Volatility," **Journal of Econometrics**, 45, (1990), ss.267-290.

<sup>43</sup>Schwert, a.g.e, (1990a) ss.29-30.

<sup>44</sup>Bu tr yatırımcılar dıřsal ve/veya psikolojik nedenler ile hisse senedi alım satımı yaparlar. Rasyonel bir řekilde fayda maksimizasyonunu amalayan dięer yatırımcıların da bu tr yatırımcıların talep

olarak adlandırılan yatırımcıların da bulunması gerekmektedir<sup>45</sup>.

Aynı şekilde son zamanlarda küçük yatırımcıların gün-içi alımlarda bulunmaları ve bu tür işlemlerin volatilité etkileri üzerinde de arařtırmalar yapılmaktadır. Amerika Birleřik Devletleri Clinton yönetimi sırasında bu tür işlemlerin hızını kesmek amacıyla menkul kıymetler işlem vergisi (Securities Transaction Tax: STT) adı verilen bir tür işlem vergisi getirmeyi düşünmüşlerdir. Joseph Stiglitz<sup>46</sup> ve Lawrence Summers<sup>47</sup>'in de aralarında bulunduğu bir grup iktisatçı her ne kadar STT'yi desteklemeseler de, işlemlerde yaşanan bu dalgalanmaları önlemek gerektiğini savunanlar arasında olmuşlardır. Ancak STT, A.B.D.'de yürürlüğe girememiştir. Schwert ve Seguin<sup>48</sup> bu tür vergilerin uygulanmasının ardından işlemlerin daha düşük işlem maliyetine doğru yöneldiğini göstermişlerdir.

İşlem hacmi ile volatilitenin aynı yönde değiştiğine yönelik bir diğer kanıt ise NASDAQ'a dahil olan teknoloji hisse senetlerinin işlem hacminin NASDAQ volatilitésinin yüksek olduğu dönemlerde yüksek gerçekleşmesidir. Ancak bu noktadan yola çıkarak, işlem maliyetini artırarak işlem hacmini azaltmanın volatilitéyi düşüreceğini varsaymanın çok doğru olmadığı ileri sürülmektedir<sup>49</sup>.

İşlem hacmi ile volatilité arasındaki pozitif ilişkiyi açıklayan bir diğer tez ise heterojen inanışlardır. Piyasaya ardı ardına gelen yeni bilgilerin, aynı zamanda, hem fiyat, hem de işlem hacminde değişikliğe neden olduğu inancı, bunlardan biridir. Başka bir açıklama ise bazı yatırımcıların, fiyat hareketlerini piyasaya giren bilgi olarak algılayıp işlem kararları vermeleri ve bunun sonucunda; büyük fiyat değişikliklerinin, işlem hacminde büyük değişikliklere yol açmasıdır. Diğer bir açıklama ise likidite

---

davranışlarına uyması ile birlikte fiyatları etkileyebilirler.

<sup>45</sup>Schwert, a.g.e., (2002), ss.1-24.

<sup>46</sup>Joseph E. Stiglitz, "Using Tax Policy to Curb Speculative Short-Term Trading," **Journal of Financial Services Research**, 3, (1989), ss.101-115.

<sup>47</sup>Lawrence H. Summers ve Victoria P. Summers, "When the Financial Markets Work too Well: A Cautious Case for a Securities Transaction Tax," **Journal of Financial Services Research**, 3, (1989), ss. 261-286.

<sup>48</sup>G. William. Schwert ve Paul J. Seguin, "Securities Transaction Taxes: An Overview of Costs, Benefits and Unresolved Questions," **Financial Analyst Journal**, 49, (1993), ss.27-35.

<sup>49</sup>Schwert, a.g.e., (2002), s.16.

maliyetleri yada esnek olmayan talep eğrisinin yarattığı fiyat baskılarıdır.

Bununla beraber yukarıda belirtilen nedenlerin çoğu, aslında günlük hatta gün içi işlemler göz önünde bulundurulduğunda, volatilité ile işlem hacmi arasında negatif bir ilişki yaratacak türden nedenlerdir. Tauchen ve Pitts<sup>50</sup>'in de belirttiği gibi uzun dönemde volatilité, firmaya özgü (idiosyncratic) talep kaymaları derinliği olan piyasalarda zaman içerisinde yok olacağından azalabilir.

Liljebloom ve Stenis<sup>51</sup> hisse senedi piyasası volatilitesi ile işlem hacmi arasındaki ilişkinin negatif olabileceğine yönelik kanıtlar elde etmişlerdir. Ancak bulunan bu ilişki yeterince güçlü bir ilişki olmamıştır.

Bu sonuçlar Schwert'in bulguları ile tamamen terstir. Schwert, 1885-1987 yılları arasında, New York Stock Exchange (NYSE) işlem hacmi ile hisse senedi getiri oranı volatilitesi arasındaki ilişkiyi incelemiş ve hisse senedi volatilitesinin işlem hacminin yüksek olduğu zamanlarda daha fazla olduğu sonucuna ulaşmıştır<sup>52</sup>.

Artan işlem hacmi ile hisse senedi getiri volatilitesinin beraber hareket ettiğine dair bir çok kanıt bulunmakla beraber, bu ilişkiye neyin yol açtığını saptayabilmek oldukça zordur. Bazı araştırmacılar, işlem hacminin dolaysız olarak volatilitéye neden olduğunu belirtirlerken, diğerleri bunun yatırımcıların ancak tümünün alım yada satım emri vermek istemeleri ve bu şekilde fiyatların hızlı bir şekilde değişmesi sonucunda gerçekleşebildiğini ileri sürmektedirler. Tüm yatırımcılar aynı anda hareket etmiyorsa yüksek işlem hacmi, alıcı ve satıcıların herhangi bir aracıya veya uzmana ihtiyaç duymadan bir araya geldiği çok etkin bir piyasanın olduğunu gösterir.

Birçok yatırımcının aynı anda ve aynı yönde işlem yapmasına neden olan faktörlerden biri, piyasaya yeni giren bilginin yatırımcılar tarafından fiyatların çok

---

<sup>50</sup>G. E. Tauchen ve M. Pitts, "The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets," *Econometrica*, 51, (1983), ss.485-505.

<sup>51</sup>Eva Liljebloom ve Marianne Stenius, "Macroeconomic Volatility ve Stock Market Volatility: Empirical Evidence on Finnish Data," *Applied Financial Economics*, 7, (1997) ss.419-426.

<sup>52</sup>Schwert, a.g.e., (1989a), ss.1143-1145.

yüksek (düşük) olduğu şeklinde algılanmasıdır. Bu durumda yatırımcılar, mevcut fiyattan alım yada satım emri vereceklerdir. Eğer piyasaya yeni giren bu bilgiler doğru ise sonucunda oluşacak yüksek fiyat değişimlerinin bir sorun yaratmaması gerekmektedir. Aslında fiyatların ufak hareketler ile aşağıya doğru hareket etmesine neden olan kurallar yatırımcıların hisse senetlerine gereğinden fazla ödemesine neden olmaktadır<sup>53</sup>.

Yatırımcıların aynı yönde işlem yapmak istemelerine neden olabilecek diğer bir faktör ise fiyat hareketlerinin, işlem stratejileri belirlerken bir girdi olarak kullanılmasıdır. Bazı yatırımcıların hisse senedi fiyatlarında bir kalıcılığın olduğu konusunda bir inancı olduğunu varsayalım. Bu yatırımcılar, fiyatlar düşmeye başladığında fiyatların daha da düşeceğine inandıkları için hisse senetlerini satmak isteyeceklerdir. Bu senaryo diğer yatırımcıların davranışları tarafından dengelenmedikçe fiyatlar düşmeye devam edecektir. Doğal olarak fiyatların çok fazla düştüğü durumda, aşırı değer kaybetmiş hisseleri satın alarak kar elde etme olanağı da ortaya çıkacaktır. Bu nedenle, fiyatları çok uzun süre izleyip satmadan veya almadan bekleyen yatırımcılar zaman içerisinde para kaybederken, fiyatlar çok düşük olduğunda piyasaya hisse almak için giren yatırımcılar kâr elde edeceklerdir. Her yatırımcı piyasadaki zamanlamasının doğru olduğunu düşünse de, yatırımcıların çoğunun piyasa hareketlerini aynı anda doğru bir şekilde algıladıkları ve buna göre hareket ettikleri konusunda kanıt yoktur.

Volatilitenin yüksek olmasının nedeni olarak gösterilen bu ve buna benzer açıklamalar geçerliliklerini korurlar. Çünkü yatırımcıların çoğu, hisse senedinin değeri konusundaki düşüncelerini sürekli olarak gözden geçirirler. Hiçbir yatırımcı, diğer yatırımcıların ellerindeki bilgiye sahip olduğuna inanmaz ve onların yaptıkları işlemler sonucunda oluşan hisse senedi fiyatlarını izleyerek bir şeyler öğrenmeye çalışır. Yatırımcılar fiyatlar düştüğünde, piyasada kendilerinin bilgisi dahilinde olmayan olumsuz gelişmelerin bulunduğuna inanırlar. Zaman geçtikçe her yatırımcı elde edilen yeni bilgiler ışığı altında düşüncelerini tekrar gözden geçirirler.

---

<sup>53</sup>Schwert, a.g.e., (1990a), s.30.

Tüm bu öğrenme süreci, hisse senedi piyasalarının doğal bir parçasıdır. Schwert buna kanıt olarak, hisse senedi fiyatlarında gerçekleşen en büyük oransal artışları genellikle büyük düşüşlerin takip etmesini göstermiştir.

### 3.5. Vadeli Piyasalar ve Volatilité

Türkiye’de henüz hazırlık aşamasında olan vadeli hisse senedi piyasaları ABD’de Nisan 1982’de işlerlik kazanmış ve kısa bir süre içersinde NYSE işlem hacmini aşan bir hacme ulaşmıştır. Özellikle 1983-1989 yılları arasında vadeli piyasaların işlem hacmi hızla yükselmiş ve bu artış kara Pazartesi olarak da bilinen büyük çöküşe kadar sürmüştür. Vadeli piyasalar işlem hacmi, Ekim 1987 tarihinden bu yana NYSE işlem hacmine göre daha düşük, ama istikrarlı bir düzeyde seyretmektedir.

Vadeli piyasa işlemleri ile hisse senedi getiri volatilitesi arasındaki ilişkiyi inceleyen ilk çalışmalardan biri Franklin Edwards<sup>54</sup> tarafından gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmalarda, ortalama hisse senedi getiri volatilitesinin, vadeli piyasaların açılışından bu yana artmadığı sonucu elde edilmiştir. Edwards 1983 ile 1986 yılları arasında ortalama hisse senedi getiri volatilitesinin, özellikle işlemlerin yapıldığı son saatlerde, yani vadeli işlem sözleşmelerinin bitiş tarihlerinde daha yüksek olmadığını saptamıştır.

Bir başka çalışmada Stoll ve Whaley<sup>55</sup>, 1983 ile 1985 yılları arasında vadeli işlem sözleşmelerinin bitiş tarihlerinde, hisse senedi işlem hacmi ve volatilitelerinin daha yüksek olduğu sonucuna varmışlardır. Buna ek olarak, fiyatların gün sonuna doğru düşme eğilimine girdiğini ve izleyen güne ise yükselerek başladığını tespit etmişlerdir. Aynı çalışmada, işlem hacminin ve volatilitenin yüksek olduğu dönemlerin geçici dönemler olduğu ve küçük ölçekli ters fiyat hareketlerinin bu dönemleri takip ettiği belirlenmiştir.

---

<sup>54</sup>F. R. Edwards, “Does Futures Trading Increase Stock Volatility?,” *Financial Analysts Journal*, (January/February 1988), ss.63-69.

<sup>55</sup>H. R. Stoll ve R. E. Whaley, “Program Trading and Expiration-Day Effects,” *Financial Analysts Journal*, 43, (March/April 1987), ss.16-28.

Sanford Grossman<sup>56</sup> Ocak-Ekim 1987 tarihleri arasında hisse senetlerinin hem cari, hem de future ile opsiyonlu piyasalarda alım-satımını içeren programlı alım-satımın (program trading) günlük getiri volatilitesinde belirgin bir artışın olmadığını saptamıştır. Ancak, ABD hisse senetleri borsaları komisyonu (Securities Exchange Commission) tarafından yapılan bir çalışmada<sup>57</sup>, Ekim 1988 ile Nisan 1989 arasında getiri volatilitesi ile endeks arbitrajı işlem hacmi arasında pozitif ilişki olduğu belirlenmiştir. Skinner<sup>58</sup> opsiyon işlemlerinin başlangıcından itibaren, hisse senedi getiri volatilitesinde azalış olduğunu belirlemiştir. Bunun nedeni olarak, opsiyon piyasalarının düşük maliyetinin, bu hisselerin likiditesini arttırabileceği gösterilmektedir.

Türev alım-satımları ile spot piyasa volatilitesi arasındaki ilişkiyi ele alan çalışmalar, 1987 yılında ABD’de yaşanan hisse senedi piyasası çöküşünden başlayarak büyük bir hız kazanmıştır. Yaklaşık olarak otuz yıl önce işleme giren vadeli işlem piyasasının özellikle spot piyasalar üzerinde yarattığı etkiler yönünden, yoğun akademik ilgi gördüğü gözlemlenmektedir. Genellikle ABD verileri kullanılarak yapılan araştırmalarda tersi sonuçlar elde edilmiş olmasına rağmen, türev piyasaların ekonominin geneline, belirli piyasalara ve bireysel anlamda firmalara fazlaca yük getirdiği endişeleri bulunmaktadır<sup>59</sup>.

Türev piyasalar hakkındaki eleştiriler genellikle spekülasyonlar üzerinde yoğunlaşmaktadır. Buna göre spekülatif hareketler nedeniyle, kararlılığını kaybeden fiyatlar sonucunda volatiliteler yükselecektir. Özellikle tam bilgi sahibi olmadan, hem türev hem de spot piyasalarda, kısa süreli kazanç beklentisi içinde alım-satım yapan spekülörler; belirsizlik ortamı yaratarak fiyatların bilgi sağlama özelliğini yitirmesine neden olurlar. Bir başka deyişle, programlı alım-satım gibi kısa süreli ama büyük fiyat dalgalanmaları yaratabilen, arbitraj ile ilgili hareketler sonucunda da volatiliteler,

---

<sup>56</sup>S. J. Grossman, “Program Trading and Market Volatility: A Report on Intraday Relationships,” *Financial Analysts Journal*, 44, (July/August 1988), ss. 18.

<sup>57</sup>Office of Economic Analysis, “**Stock Price Volatility and Program Trading**,” (Securities and Exchange Commission, June 2, 1989).

<sup>58</sup>D. J. Skinner, “Options Markets and Stock Return Volatility,” *Journal of Financial Economics*, 23, (June 1989), ss.357-359.

<sup>59</sup>Kyriacos Kyriacou ve Lucio Sarno, “Simultaneity and Causality Between Derivatives Trading and Spot Market Volatility in the UK: An Empirical Investigation,” *IMF Working Paper*, (1998), ss.1-8.

gereğinden fazla artıyor gözükebilir<sup>60</sup>.

Buna karşın türev piyasalarının savunucuları, türev piyasalarda, spekülasyonun fiyatlardaki dalgalanmaları azaltabileceği üzerinde durmaktadırlar. Buna ek olarak, opsiyon ve future piyasalarında firma bazında bilgi asimetrisinin nispeten daha az olması nedeniyle, piyasa geneline ait bilginin kullanıldığı işlemlerde bir atış olacaktır. Çünkü bu durumda fiyatlar daha çok ve daha etkin bir şekilde bilgi içerecek ve bunun sonucunda piyasa volatilitesi azalabilecektir. Türev piyasaların savunucuları bu noktaları göz önünde bulundurarak, bu piyasaların düzenlenmeye çalışılmasının gerekli olmadığını ve hatta zararlı olduğunu belirtmektedirler.

Bu nedenle, teorik olarak türev işlemlerin spot piyasa volatilitesi üzerindeki etkisinin pozitif yada negatif olması, kullanılan teorik çerçeveye bağlı da olabilir. Bazı finansal ekonomistler türev alım-satımlar ile spot piyasadaki volatilité arasındaki yapısal dinamik ilişkinin hem eşanlı olması hem de tek veya iki yönlü nedensellik içermesi gibi karakteristik özelliklerini göz ardı etmektedirler. Ancak tüm bu özellikleri kapsayabilen uygun bir ekonometrik model oluşturmaktaki zorluk, finansal türevler ile hisse senedi getiri volatilitesi arasındaki ilişkinin ampirik olarak incelenmesinde sorunlar çıkarmaktadır<sup>61</sup>.

Bu konuda günümüze kadar gelişen literatür, incelenen finansal türevlerin cinsinden, coğrafi konumundan ve kullanılan tahmin yöntemleri açısından farklılık gösteren çalışmaları içermektedir. Ancak farklılık gösteren bu çalışmalarda elde edilen sonuçlar da, bir o kadar karmaşıktır. Örneğin Harris<sup>62</sup> ve Damodaran<sup>63</sup> Standart & Poors 500 Endeksi (S&P-500) verilerini kullanarak yaptıkları araştırmalarda, 1982’de türev işlemlerinin başlaması ile birlikte, S&P-500 hisselerinin bu endekse dahil olamayan

---

<sup>60</sup>K. Chan ve P. Y. Chung, “Intraday Relationships Among Index Arbitrage, Spot and Futures Price Volatility, and Spot Market Volume: A Transaction Data Set,” *Journal of Banking and Finance*, 17, (1993), ss.663-668.

<sup>61</sup>Kyriacou ve Sarno, *a.g.e.*, s.4.

<sup>62</sup>L. Harris, “S&P 500 Cash Stock Price Volatilities,” *Journal of Finance*, 44, (1989), ss.1155-1176.

<sup>63</sup>A. Damodaran, “Index Futures and Stock Market Volatility,” *Review of Futures Markets*, 9, (1990), ss.442-457.

hisselere oranla, günlük hisse senedi getiri volatilitelerinde artış olduğunu belirlemişlerdir. Blume, MacKinlay ve Terker<sup>64</sup> da aynı şekilde S&P-500 hisselerinin, Ekim 1987 çöküşünden sonra, diğer hisselere oranla daha volatil olduğunu belirlemişlerdir. İngiltere için yapılan bir çalışmada ise Antoniou ve Holmes<sup>65</sup> 1984' de Financial Times Stock Exchange 100 Endeksi' nin (FTSE-100) açılışından sonra spot piyasa volatilitesinde artışlar olduğunu belirlemişlerdir.

Diğer taraftan Darrat ve Rachman<sup>66</sup>, hisse senedi volatilitelerini etkileyebilecek içsel değişkenleri kontrol ederek yaptıkları çalışmada, türev işlemlerin S&P-500 endeksi volatilitesi üzerinde bir etkisi olmadığını saptamışlardır. Benzer bir şekilde Pericli ve Koutmos<sup>67</sup> türev piyasaların işleme başlamasından sonra S&P-500 endeksi volatilitesinin azaldığını belirlemişlerdir. Robinson<sup>68</sup>, Antoniou ve Holmes'in bulgularının tam tersi olarak, future işlemlerin FTSE-100 endeksi üzerinde stabilizasyon etkisinin olduğunu saptamıştır.

### 3.6. Alım-Satım Duraklamaları ve Volatilite

Bilindiği gibi bazı hisse senedi piyasalarında sadece belirlenen saatler içerisinde işlem yapılmamaktadır. Birçok sermaye piyasasında alım-satım işlemleri için farklı yöntemler izlenmektedir. Bazı piyasalarda alım-satım emirleri piyasaların açık olmadığı saatlerde toplanıp, piyasalar açılır açılmaz eşanlı bir şekilde yerine getirilir. İMKB'de uygulanan diskette emir toplama işlemi buna bir örnektir.

---

<sup>64</sup>M. E. Blume, A. C. MacKinlay ve B. Terker, "Order Imbalances and Stock Price Movements on October 19 And 20," *Journal of Finance*, 44, (1987), ss.827-848.

<sup>65</sup>A. Antoniou, ve P. Holmes, "Futures Trading, Information and Spot Price Volatility: Evidence for the FTSE-100 Stock Index Futures Contract Using GARCH," *Journal of Banking and Finance* 19, (1995), ss.117-129.

<sup>66</sup>A. Darratand ve S. Rachman, "Has Futures Trading Activity Caused Stock Price Volatility?," *Journal of Futures Markets*, 15, (1995), ss.537-557.

<sup>67</sup>A. Pericli, ve G. Koutmos, "Index Futures And Options and Stock Market Volatility," *Journal of Futures Markets*, 17, (1997), ss.957-974.

<sup>68</sup>G. Robinson, "The Effects of Futures Trading on Cash Market Volatility: Evidence From The London Stock Exchange," *Review of Futures Markets*, 13, (1994), ss.425-429.

Çoğu hisse senedi piyasası ise yatırımcıların herhangi bir nedenle panik halinde işlemler yaparak fiyatlarda aşırı düşümlere ve volatiliteye neden olmalarını engellemek amacıyla bazı mekanizmalara başvurumaktadırlar.

Tablo 1.5. Alım-Satım Duraklamalarına Bir Örnek

Dow Jones Endüstriyel Ortalaması Endeksinde Bir Günlük Düşüş			
Düşüşün Yaşandığı Zaman	% 10 Düşüş	% 20 Düşüş	% 30 Düşüş
Saat 13:00 Öncesi	İşlemler 1 saat için durdurulur.	İşlemler 2 saat için durdurulur.	İşlemler, düşüşün günün hangi anında gerçekleştiğine bakılmaksızın, tüm gün durdurulur.
Saat 13:00 - 13:59 Arası		İşlemler 1 saat için durdurulur.	
Saat 14:00 - 14:30 Arası	İşlemler 30 dk. için durdurulur.	İşlemler tüm gün durdurulur.	
Saat 14:30 ve Sonrası	Piyasada işlemlere devam edilir.		

Mauro Mecagni ve M. Shawky Sourial, "The Egyptian Stock Market: Efficiency Tests and Volatility Effects," *IMF Working Paper*, No. 48, (April 1999), s:27.

Fiyat sınırları, devre kesiciler (circuit breakers) yada "collar rule" olarak adlandırılan yöntemler kullanılarak alım-satım işlemleri bir süre için durdurulur. Tablo 1.6'da ABD Dow Jones Endeksi'nde (DJIA) uygulanan alım-satım duraklamalarının nasıl gerçekleştiği özet olarak anlatılmaktadır. Buna göre DJIA'da, %10, %20 ve %30 oranlarında düşüşler yaşandığında, bu düşüşün günün hangi saatinde gerçekleştiğine göre uygulanacak alım-satım duraklamalarının kuralları belirlenmiştir.

İşlem duraklamaları genellikle bir saatten az olmakla beraber, daha uzun süreli de olabilirler. Alım-satım duraklamaları, gün içerisinde alıcı ve satıcı emirler arasında normal olmayan bir eşitsizlik olduğunda, firmanın gereken açıklamaları yaparak yatırımcıları durum hakkında bilgilendirmesine olanak vermek amacıyla uygulanır. Eğer bu durum o günün başlangıcında yaşıyorsa, duraklama, işlem gecikmesi (geç açılış) olarak adlandırılır.

Farklı işlem mekanizmalarının, birbirinden farklı avantaj ve dezavantajları vardır. Ancak, literatürde bu yöntemleri karşılaştıran çalışmalar sınırlı sayıdadır. Amihud ve

Mendelson<sup>69</sup> Dow Jones endeksinin açılış değerleri dikkate alındığında kapanış değerlerine oranla daha yüksek varyansa sahip olduğunu saptamışlardır. Buna göre alım-satım emirlerini toplayıp eşanlı bir şekilde yerine getirmek amacıyla yapılan işlem duraklamaları volatilitiyi artırmamaktadır.

NYSE’de Ekim 1987 tarihinde yaşanan çöküşten bu yana birçok kesinti yaşanmıştır. “Circuit-breaker” olarak bilinen bu duraklamaların en önemlilerinden biri 13 Ekim 1989’da Chicago borsasında yaşanmış ve NYSE ise bu kesintiden son anda vazgeçmiştir<sup>70</sup>. Bu tarihten sonra NYSE yönetimi, bu durumlarda fiyatların hızla düşmesini yavaşlatmanın diğer yolları üzerinde araştırmalar yapacağını açıklamıştır.

Yatırımcıların bir panik durumu içerisine girmeleri ve fazla tepki vermeleri durumunda işlemlerin kesilmesi, ancak geniş kitlelerin bilgiye ulaşmasını sağlayacak bir şekilde olması durumunda, volatilitiyi azaltacaktır. Sırasıyla 30 Ekim 1929 ve 21 Ekim 1987 tarihlerinde yaşanan düşüşlerden sonra fiyatlarda yaşanan yükseliş, bu düşüşlerin gereğinden fazla olduğuna işaret etmektedir. Yani, büyük hacimli programlı alım-satımlar sonrası fiyatlarda yaşanan bu geri sıçramalar, fiyatlardaki hareketliliği yeterince mas etseydi volatilite daha düşük olurdu anlamına gelmektedir.

Yatırımcıların işlemleri hızla yapabilmelerine önem verdikleri bir ortamda işlemlerin durdurulması, hisse senetlerinin likiditesini azaltırken, volatilitiyi artırabilir. Likiditesi daha az olan hisse senetlerinin fiyatlarında ise bir düşüş yaşanacaktır. Eğer bazı yatırımcılar likiditeye çok önem veriyorlarsa, işlemlerin durdurulabileceği endişesi ile büyük hacimdeki halinde satış işlemlerine başlayacaklardır. Bu tür bir davranış, fiyatlardaki düşüşü hızlandıracak ve gereğinden fazla tepkiye yol açacaktır. Bunun sonucunda ise volatilite artacaktır.

---

<sup>69</sup>Yakov Amihud ve Haim Mendelson, “Trading Mechanisms and Stock Returns: An Empirical Investigation,” *Journal of Finance*, 42, (1987), ss.533-553.

<sup>70</sup>Wall Street Journal, (October 16<sup>th</sup>, 1989).

### 3.7. Finansal Piyasalarda Serbestleşme ve Volatilite

Gelişmekte olan piyasalara yapılan portföy yatırımları 1987 yılında 6.2 milyar dolar iken 1992'de 37.2 milyar dolara ulaşmıştır. Uluslararası portföy yatırımlarının çoğu, tahvil, ödeme emirleri ve diğer ticari kağıtlar üzerinde yoğunlaşmakta olsa da yabancı yatırımcılar, gelişmekte olan ülke hisse senetlerine artan bir oranda ilgi göstermektedirler. Gooptu<sup>71</sup> yabancı sermaye akışının 1991'deki 7.6 milyar dolar seviyesinden 1992'de 13.1 milyar dolara ulaştığını belirlemiştir.

Bilindiği gibi, sermaye hareketleri üzerindeki kısıtlamalar doksanlı yılların başlarından itibaren kaldırılmaya başlandıktan sonra, özellikle güneydoğu Asya ülkelerine büyük ölçüde sermaye girişi başlamıştır. Uluslararası sermaye yatırımları hesaplarının Gayri Safi Yurtiçi Hasılaya oranı, Malezya'da %11, Tayland'da %10, Endonezya'da %5 ve Güney Kore'de %4 dolaylarına yükselmiştir. Bu sermaye girişleri, hem uzun-dönemli doğrudan yabancı yatırımları, hem de kısa dönemli portföy yatırımları olarak gerçekleşmiştir. Uzun dönemli yatırımlar, Malezya ve Şili'de egemen olurken; Tayland, Güney Kore, Meksika, Arjantin, Brezilya, Filipinler ve Türkiye, sıcak para olarak da adlandırılan kısa dönemli sermaye yatırımlarının hakim olduğu ülkeler olmuşlardır<sup>72</sup>.

Tablo 1.6'da, çalışmada yer alan ülke finansal piyasalarının serbestleşme tarihleri ve açıklık dereceleri gösterilmektedir. Tayland, Malezya ve Şili, finansal piyasalarını ilk önce serbestleştiren ülkeler arasındadır. Güney Kore ise finansal serbestleşme için 1992 yılına kadar bekleyerek en geç serbestleşen ülke olmuştur. En açık piyasaya sahip olan ülkeler Arjantin ve Türkiye olurken, yabancı sermayeye yalnızca %10 kadar izin veren Tayvan en az liberal ülke durumundadır.

---

<sup>71</sup>S. Gooptu, Portfolio Investment Flows to Emerging Markets: **Investing in Emerging Markets** (London: Euromoney Books, 1994)

<sup>72</sup>The Economist, (January 14, 1998), s.70.

Tablo 1.6. Gelişmekte Olan Piyasalarda Finansal Piyasaların Serbestleşmesi

Ülke	Serbestleşme	
	Tarihi	Serbestleşme Derecesi
Kore	Ocak 1992	Listedeki firmaların sermayelerinin %10'u. (Temmuz 1992 sonrası %25'i)
Malezya	Aralık 1988	Banka ve Kuruluşlar için %30. Diğer tür hisseler için %100
Filipinler	Ekim 1989	%40'a kadar yatırım yapılabilir
Tayvan	Ocak 1991	%10'a kadar yatırım yapılabilir
Tayland	Aralık 1988	%49'a kadar yatırım yapılabilir
Türkiye	Ağustos 1989	Tamamen Serbest
Arjantin	Ekim 1991	Tamamen Serbest
Brezilya	Mayıs 1991	Oy hakkı olmayan hisseler için %100. Diğerleri için %49.
Şili	Aralık 1988	Listedeki firmaların sermayelerinin %25'i.
Meksika	Mayıs 1989	Banka ve Kuruluşlar için %30. Diğer tür hisseler için %100

Santis ve İmrohoroğlu, a.g.e., (1997), s:577.

Güneydoğu Asya ekonomik krizi sonrası, kısa vadeli sermayenin ülkelere giriş ve çıkış hızı ile sıklığının ne kadar önemli ve bazen ne kadar yıkıcı olduğu gözlemlenmiştir. Granger bir çalışmasında<sup>73</sup>, kısa dönemli sermaye çıkışlarının finansal krizlere neden olduğunu saptamıştır. Bu bulgular sonucu, hisse senedi piyasalarının serbestleşmesinin volatiliteye neden olup olmadığı araştırılmaya başlanmıştır. Serbestleşme karşıtı çevreler, gelişmekte olan ülkelere yapılan yabancı yatırımların ekonomik duruma göre sürekli değişen bir yapıya sahip olduğunu ve bunun sonucunda, hisse senedi fiyatlarında yüksek volatiliteye yol açtığını savunmaktadırlar.

Serbestleşme sonrası, piyasa volatilitésinin artması gerektiği düşünülebilir. Buna karşın Domowitz<sup>74</sup>, serbestleşmenin yeni yabancı yatırımcıların piyasaya girmesini sağlayacağını ve bunun sonucunda fiyat volatilitésinin azalacağını savunmuştur. Yeni yatırımcılar nedeniyle genişleyen piyasa, muhtemel şokların hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini azaltacaktır. Bunun yanında yabancı yatırımcılar arasındaki rekabet, temel ekonomik büyüklüklere ait kamuya açık bilgilerin doğruluk derecesini artıracak ve fiyatlarda etkinliği sağlayacaktır<sup>75</sup>.

<sup>73</sup>Clive W. J. Granger, Bwo-Nung Huang ve Chin Wei Yang, "A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flue," **Discussion Paper, University of California, San Diego**, 98-09 (April 1998), ss.1-4.

<sup>74</sup>G. J. Domowitz ve A. Madhavan, "International Cross-Listing and Order Flow Migration: Evidence from Emerging Markets," **Journal of Finance**, Vol.53, No: 6 (December 1998), ss.2001-2027.

<sup>75</sup>Santis ve İmrohoroğlu, a.g.e., ss.564-565.

Getiri volatilitesindeki azalmanın nedenlerinden biri, zaman içerisinde endekslerde yer alan firma sayısının artmasıdır. İncelenen firma sayısının artması, örnek hacmini artırır. Örnek hacmi büyüdükçe de ortalamadan sapmalar ve dolayısıyla volatiliteler düşer. Bunun sonucunda, daha çeşitli firmaların bulunduğu incelenen örneğin sonlarında yer alan gözlemler volatiliteleri ortalama olarak düşürür.

Finans teorisine göre sermaye hesabı serbestleşmesi borç sermayesini ucuzlatarak toplam fiyatlarda bir değerlenmeye yol açar. Serbestleşmenin diğer bir etkisi ise finansmanın ucuzlaması nedeniyle özel yatırımları hızlandırmasıdır<sup>76</sup>. Serbestleşme ve hisse senedi piyasasının performansı arasındaki ilişki üzerine bir çok araştırma yapılmıştır. Bunlar arasında en önemlilerinden biri olan Bekaert ve Harvey<sup>77</sup>'in çalışmasında, gelişmekte olan piyasalarda serbestleşme sonrası sermaye girişlerinde yaşanan artışlar sonucu sermaye maliyetinde düşüşler, diğer ülke piyasa getirileri ile korelasyonlarda yükselişler, daha fazla işlem hacmi ve daha düşük enflasyon yaşandığı belirlenmiştir.

Bu konuda yapılan çalışmalarda, diğer faktörler ile karşılaştırıldığında serbestleşmenin hisse senedi piyasasının performansının önemli bir belirleyicisi olmadığı sonucuna varılmıştır. Ancak, yabancıların yurtiçi hisse senedi piyasasında yatırım yapmalarına izin verilmesinin pozitif reel etkileri de aynı çalışmalarda ortaya sunulmuştur. Örneğin, bir görüşe göre serbestleşme reformu, hisse senedi piyasasında bir canlanma yaratır ve bu canlanma uzun dönemde makroekonomik performansı artırır<sup>78</sup>.

Serbestleşme ile hisse senedi volatilitesi arasındaki ilişki ise özel yatırımları arttırması yolu ile hisse senedi fiyatlarında yaşanan artışlar aracılığıyla kurulmaktadır.

---

<sup>76</sup>J. Benson Durham, "Emerging Stock Market Liberalization, Total Returns, and Real Effects: Some Sensitivity Analyses," **Queen Elizabeth House Working Paper Series**, QEHWPS51, (October 2000), ss.4-8.

<sup>77</sup>G. Bekaert ve C. R. Harvey "Capital Flows and the Behavior of Emerging Market Equity Returns," **NBER Working Paper Series**, No. 6669 (1998), ss.3-8.

<sup>78</sup>R. Levine. ve S. Zervos "Stock Markets, Banks, and Economic Growth," **American Economic Review**, Vol. 88, No: 3 (June1998a), ss.537-558.

Örneğin Henry<sup>79</sup> 1977 ile 1994 yılları arasında, 11 gelişmekte olan ülke üzerinde yaptığı çalışmasında özel yatırım büyüme oranlarında serbestleşme sonrası geçici artışlar olduğunu saptamıştır. Henry'e göre hisse senedi piyasası serbestleşmesi sermaye maliyetini,  $k$ , düşürür<sup>80</sup> ve bu yolla, gelişmekte olan ülkelerde toplam hisse senedi fiyatları yükselir<sup>81</sup>. Sermaye maliyetinde yaşanan azalma veri ve beklenen nakit akışı sabit iken, net bugünkü değeri (NPV) serbestleşme öncesi negatif olan bazı yatırımlar daha sonra pozitif NPV değerlerine sahip olarak özel yatırımlarda artışa neden olur. Bu nedenle, serbestleşme hisse senedi piyasası yolu ile sermaye maliyetini azaltarak toplam hisse senedi fiyatlarını arttırarak özel yatırımlarda artışa yol açabilir<sup>82</sup>.

Yukarıda tanımlanan mekanizmanın gerçekleşmesi için pratikte iki koşulun yerine gelmesi gerekmektedir. İlk olarak serbestleşme ile hisse senedi fiyatları arasında pozitif korelasyon olmalıdır. İkinci koşul ise hisse senedi değerindeki bu değişimler özel yatırımları arttırmalıdır. Ancak yapılan bir çok araştırmada Bekaert ve Harvey<sup>83</sup> ile Henry<sup>84</sup> çalışmalarında, ilk koşula paralel olarak, hisse senedi piyasasında yaşanan serbestleşme sonrası sermaye girişlerinin sermaye maliyetini azalttığı sonucunu elde etmişlerdir.

<sup>79</sup>P. H. Henry, "Stock Market Liberalization, Economic Reform, and Emerging Market Equity Prices," *Journal of Finance*, 55, (April 2000), ss.529-564.

<sup>80</sup>Serbestleşmenin sermayenin maliyetini azalttığı argümanın arkasında üç temel açıklama vardır. Bunlardan birincisi, serbestleşme sonucunda artan net sermaye girişleri risk içermeyen yatırımın (örneğin devlet tahvili) faiz oranını azaltacağını öne sürer. İkinci açıklamaya göre iç sermaye piyasasına yabancıların girişleri ile riskin sınırlar ötesi paylaşımı durumu ortaya çıkar ve bunun sonucunda hisse senedi primi düşmelidir. Son olarak üçüncü yaklaşım ise artan sermaye girişlerinin hisse senedi piyasasında likiditenin artmasına ve (daha az likit hisselerin daha yüksek getirileri olması nedeniyle) bu yolla da hisse senedi priminin azalmasıdır.

<sup>81</sup>Azalan sermaye maliyetinin,  $k$ , toplam fiyatlar üzerindeki etkisi aşağıdaki gibi, Gordon tipi standart bir toplam değerlerndirme modelinde görülebilir:

$$P = \frac{D}{k - g}$$

Burada  $D$  temettü oranını,  $g$  ise temettünün beklenen büyüme oranını göstermektedir. Buna göre, durağan durumda ve büyüme oranının sermayenin maliyetinden küçük olması gerektiği koşulu altında,  $k$  'da yaşanacak bir azalma  $P$  'de bir artışa neden olacaktır.

<sup>82</sup>Sermaye maliyeti dışı kapalı finansal piyasalarda iç piyasa volatilitesi ile ilgilidir. Dışa açık piyasalarda ise  $k$  dünya piyasalarındaki getiri oranları ile kovaryanslar ile ilişkilidir. Teoriye göre kovaryansın iç piyasa varyansından düşük olduğu durumda borç sermayesinin maliyeti serbestleşme sonrası düşmelidir.

<sup>83</sup>G. Bekaert ve C. Harvey, "Foreign Speculators and Emerging Equity Markets," *Journal of Finance*, 55, (April 2000), ss.565-614.

<sup>84</sup>Henry, a.g.e., ss.563.

İkinci soruna karşılık olarak ise Henry, yatırımların büyüme hızı ile hisse senedi fiyat değişimleri arasında güçlü bir ilişki belirlemiştir. Bunlar arasında en yüksek ilişki serbestleşme sonrası, hisse senedi fiyatlarında yaşanan değerlenme ile yatırımın artan büyüme hızı arasında olan ilişkidir.

**Tablo 1.7. Serbestleşme-Volatilite İlişkisi Üzerine Yapılan Başlıca Çalışmalar**

Ülkeler	Volatilite	Çalışma	İncelenen Dönem
Brezilya, Meksika, Tayvan, Portekiz Pakistan	Azalıyor Artıyor	Bekaert ve Harvey (1997)	1976-1995
Hindistan, Tayvan, Arjantin	Azalıyor	De Santis ve Imrohoroğlu (1997)	1989-1996
Güney Kore, Meksika, Türkiye Şili, Malezya	Artıyor Aynı	Huang ve Yang (2000)	1986-1998
Tayvan, Meksika, Portekiz, Arjantin, Brezilya Pakistan, Kolombiya, Venezüella, Türkiye	Azalıyor Artıyor	Bekaert ve Harvey (1995)	1977-1992

Tablo 1.7’de de görüldüğü gibi, literatürde volatilitenin hisse senedi piyasaları reformları sonrası ne yönde geliştiği konusundaki sonuçlar birbirleri ile çelişki göstermektedir. Bazı ülkeler, finansal piyasaların yabancılara açılması ile “sıcak para”nın ülkeye giriş ve çıkışının kolaylaşacağı ve bu durumun da volatilitede artışa neden olacağı düşüncesiyle serbestleşmeye karşı çıkmaktadırlar. Ancak yapılan çalışmaların çoğunda, getirilerde anormal değişmelerin yaşandığı dönemler ile serbestleşmenin yaşandığı dönemler çakışmamaktadır<sup>85</sup> ve bu nedenle volatilitenin serbestleşmeden sonra arttığı konusunda kesin bir yargıya varılamamaktadır. Bununla beraber Bekaert ve Harvey<sup>86</sup>’e göre, finansal piyasa serbestleşmesinin volatilite üzerindeki etkisi, bir şoktan çok kademeli ve yumuşak ayarlama şeklinde gerçekleşmektedir. Bu bulgu, belki de daha önceki çalışmalarda neden karmaşık sonuçlar elde edildiğini açıklayabilir.

Harvey<sup>87</sup> tarafından incelenen 17 ülkeden yalnızca Pakistan, Venezüella, Kolombiya ve Türkiye’de volatilite artmıştır. Başta Tayvan, Meksika, Portekiz, Arjantin ve Brezilya olmak üzere diğer ülkelerin çoğunda volatilite azalmıştır. Serbestleşmenin

<sup>85</sup>Bekaert ve Harvey, *a.g.e.*, (1998), ss.20.

<sup>86</sup>Bekaert ve Harvey, *a.g.e.*, (2000), ss.613.

<sup>87</sup>Campbell R. Harvey, (1995), ss.775.

volatilite üzerindeki etkisi 17 ülkeden 13'ünde aynı kalmakta veya azalmaktadır. Çalışma kapsamındaki beş ülkede ise finansal piyasa serbestleşmesi sonrası volatilitede çok büyük düşüşler yaşanmıştır.

Santis ve İmrohoroğlu<sup>88</sup>, geliştirmekte olan ülkelerde serbestleşme ve hisse senedi getiri volatilitesi arasında belirgin bir ilişkinin varlığını belirleyememişlerdir. Bununla birlikte çoğu ülkede volatilitenin serbestleşme öncesine göre daha yüksek olduğu saptanmıştır.

Aggarwal, Inclan ve Leal<sup>89</sup> ise, çalışmalarında hisse senedi piyasası serbestleşmesinin volatilite üzerindeki etkisini direkt olarak test etmemekle beraber, inceleme dönemini 1985-1990 ve 1990-1995 olarak iki döneme ayırarak yaptıkları testler sonucunda varyansın genelinde veya varyanstaki anlık değişmelerin şablonunda önemli değişiklikler tespit edememişlerdir. Bu sonuçlar Harvey ile De Santis ve İmrohoroğlu'nun sonuçları ile tutarlılık göstermektedir.

Huang ve Yang<sup>90</sup> ise Güney Kore, Meksika ve Türkiye'de hisse senedi volatilitesinin serbestleşme sonrası arttığını saptamışlardır. Arjantin, Şili, Malezya ve Filipinlerde bu durumun tersi yaşanmıştır. Buna ek olarak, incelenen dönem serbestleşme öncesi ve sonrası olarak iki ayrı döneme ayrıldığında, Türkiye dışındaki tüm geliştirmekte olan piyasalarda ortalama oranlarının serbestleşme öncesi ABD ortalamasının üzerinde olduğu bulunmuştur. Asya ülkeleri yaşanan finansal krizler nedeniyle serbestleşme sonrası daha düşük değerlere sahiptirler<sup>91</sup>.

---

<sup>88</sup>Santis ve İmrohoroğlu, a.g.e., ss.561-579.

<sup>89</sup>Aggarwal, Inclan ve Leal, a.g.e., ss.51-54.

<sup>90</sup>Huang ve Yang, a.g.e., (2000), ss.321-339.

<sup>91</sup>Huang ve Yang'a göre getiri volatilitesi bazı piyasalarda serbestleşme sonrası artarken bazılarında azalmaktadır. Bu nedenle sermaye kontrollerinin artırılması gerektiği argümanı destek bulamamaktadır. Ancak sermaye girişlerinin büyüklüğü ve hızı o ekonominin temel göstergeleri ile tutarlı olmalıdır. Doğrudan sermaye yatırımının dengeli bir şekilde gerçekleştiği bir geliştirmekte olan ülkede bu yatırımlar portföy yatırımlarına oranla daha faydalı olacaktır. Bu durum Şili ve Malezya'da getiri volatilitesinin piyasa serbestleşmesi sonucu değişmediği gerçeği tarafından desteklenmektedir.

Bekaert ve Harvey<sup>92</sup>'e göre, Brezilya, Meksika, Tayvan ve Portekiz piyasalarında finansal serbestleşme sonrası hisse senedi getiri volatilitesi azalmaktadır. Pakistan ise bu duruma ters özellik göstermiştir. Buna benzer bir şekilde De Santis ve İmrohoroğlu<sup>93</sup>, Hindistan, Tayvan ve Arjantin piyasalarında volatilitede azalma saptamışlardır.

Volatilitenin azaldığına yönelik tüm bu kanıtlara rağmen, bulguları ihtiyatla yorumlamak için bir çok neden vardır. Öncelikle, çalışmalardaki toplulaştırma (aggregation) işlemi nedeniyle, önemli bilgiler ortalamanın dışında tutulduğu için ihmal edilmiş olabilir. Bu nedenle günlük veri her zaman aylık verilerden daha iyi sonuçlar verecektir. İkinci olarak, volatilitenin ilgili incelemenin yapıldığı dönem de yapılacak analizi etkileyebilir. Örneğin, serbestleşmeden iki yıl sonrasının ele alındığı bir örnek en düşük volatilitenin yaşandığı bir döneme denk gelebilir ve bu nedenle tahminler yanıltıcı olacaktır. Daha büyük volatilitenin (Asya krizinde olduğu gibi) dahil edilebilmesi için daha uzun zamanı kapsayan bir örnek gerekebilir. Son olarak, serbestleşme ülkeleri arası piyasaların entegrasyonu artırmıştır. Böylesine bir entegrasyon dolayısıyla bu sırada piyasa volatilitesi artacağı için o döneme ait verilerin analizlerin dışında tutulması veya tek başına incelenmesi gerekmektedir.

Diğer taraftan hisse senedi piyasası serbestleşmesinin ekonometrik olarak modellenmesi ile ilgili sorunlar, yapılan çalışmaların tartışmaya açık kalmasına neden olmaktadır. Özellikle politika yapımcıların serbestleşme ile ilgili reformları gerçekleştirmedeki yavaşlıkları sonucunda, yukarıda değinilen mekanizmanın yavaş işlemesi önemli bir sorundur. Bunun gibi gerçek yaşam kısıtlamalarının ekonometrik modellere yansıtılmasının güçlüğü çalışmaları sınırlamaktadır.

---

<sup>92</sup>Bekaert ve Harvey, a.g.e., (1997), ss.75-76.

<sup>93</sup>Santis ve İmrohoroğlu, a.g.e., (1997), s.575.

### 3.8. Reel Makroekonomik Faaliyetler ve Hisse Senedi Volatilitesi

Amerika Birleşik Devletlerinin büyük bir sanayi devleti oluşu, Ekim 1987'de yaşanan hisse senedi piyasası çöküşü sonrası, finans literatürü için oldukça geniş bir çalışma alanı yaratmıştır. Yapılan araştırmaların genelinde, volatilitenin hisse senedi fiyatlarında yaşanan bir düşüşten sonra, durgunluklarda ve büyük finansal krizler sonrası arttığı saptanmıştır.

ABD hisse senedi piyasasının kuruluşundan bu güne biriken, yüz elli yılı aşan tarihi bilgiler, 1987 piyasa çöküşünden sonra hem finansal istikrar hem de ekonomik büyüme hakkındaki endişeleri haklı çıkartmaktadır. Bu çöküş gelecekte meydana gelebilecek büyük durgunlukları gölgelese de tarihi kanıtlara göre böyle bir olasılık düşük değildir<sup>94</sup>.

#### 3.8.1. Konjonktürel Dalgalanmalar ve Volatilité

Ekim 1987'de ABD'de hisse senedi piyasasında yaşanan büyük düşüş, finansal kurumların istikrarı ve ekonominin geleceği konusunda kuşklar uyandırmıştır. Bu tarihte hisse senedi endeksi bir günde %20 düşmekle kalmamış, piyasa volatilitesi de haftalarca en yüksek düzeylerde seyretmiştir. Buna rağmen, Amerikan finansal kuruluşları bu krizden çok fazla yara almadan çıkmışlar, ekonomi büyük bir durgunluğa girmemiş ve hisse senedi volatilitesi Aralık 1987'deki düzeyine geri dönmüştür<sup>95</sup>.

Bugüne değin yapılan çalışmalarda, hisse senedi volatilitésinin, hisse senedi fiyatlarının düşmesinin ardından, durgunluklarda ve finansal kriz dönemlerinde yükseldiği sonucuna varılmıştır. ABD borsalarının 150 yıllık tarihi kayıtları, hem finansal piyasalarda istikrar, hem de ekonomik kalkınmanın geleceği konusundaki endişeleri doğrular nitelikte olmuştur. Hisse senedi piyasalarında Ekim 1987'de yaşanan çöküş her ne kadar olası bir resesyonu gölgeleyecek kadar büyük olduysa da;

---

<sup>94</sup>G. William Schwert, "Business Cycles, Financial Crisis and Stock Market Volatility," *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 31 (Fall 1989b), ss.83-126.

<sup>95</sup>Schwert, a.g.e., (1989b), ss.83-85.

arařtırmalar, bu büyüklükte ve uzunlukta bir durgunluk olasılığının düşük olduğunu göstermektedir.

Konjonktürel dalgalanmaların etkisinin kötü ekonomik koşullarda daha büyük olduğu bilinmektedir. Birçok iktisatçı, ekonomik zaman serilerinin durgunluklarda, genişleme dönemlerinde olduğundan daha farklı davrandığını göstermişlerdir. Bu çalışmalardan birinde Schwert<sup>96</sup> hem hisse senedi getirilerinin, hem de sanayi üretiminin büyüme oranlarının standart sapmalarının durgunluklarda, genişleme dönemlerine nazaran daha yüksek olduğunu göstermiştir.

Finansal ekonomi literatüründe hisse senedi volatilitesi ile makroekonomik davranışı ilişkilendiren bir çok teori bulunmaktadır. Bunlardan tartışmaya en açık olanları Shiller<sup>97</sup> ve Summers<sup>98</sup> yaptıkları sosyolojik faktörlerin hisse senedi volatilitesi üzerinde büyük etkileri olduğunu iddia ettikleri çalışmalardır. Buna göre rasyonel yatırımcılar gereksiz bir şekilde risk aldıkları zaman, hisse senedi volatilitesi ekonomi üzerinde ters etkiler yaratmaktadır.

Hisse senedi volatilitesinin diğer makroekonomik değişkenleri ne düzeyde etkilediği açık değildir. Özellikle sosyolojik davranışın neden sermaye, emek piyasalarını yada tüketimi değil de sadece finansal piyasaları etkilediği de açık değildir<sup>99</sup>.

Diğer bir alternatif teoriye göre hisse senedi fiyatları, gelecekte öngörülen ekonomik durumu cari fiyatlara yansıtmaktadır. Bu nedenle hisse senedi getiri volatilitesi, gelecekte yaratılması gereken nakit akışı ve iskonto oranları ile ilgili belirsizlikleri yansıtır. Bu noktadan yola çıkılarak, hisse senedi getiri volatilitesi

---

<sup>96</sup>Schwert, a.g.e., (1989a), s.1119.

<sup>97</sup>R. J. Shiller, "Do Stock Prices Move too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?," *American Economic Review*, 75, (1981), ss.421-36.

<sup>98</sup>L. H. Summers, "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?," *Journal of Finance*, 41, (July 1986), ss.591-601.

<sup>99</sup>Toplam tüketim büyüme oranları ile hisse senedi volatilitesi arasındaki ilişkiyi açıklamaya yönelik çalışmalarda istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar bulunamamıştır. Genellikle, toplam tüketim çok az değişim gösterirken, hisse senedi getirilerinde volatilitenin yüksek olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. (Sürekli gelir ve yařan süreci hipotezi).

ekonominin geleceğine yönelik belirsizlikleri içerir ki bu belirsizlikler daha sonra para arzı, tüketim ve yatırım gibi makroekonomik değişkenlere ait büyüme oranlarında ortaya çıkar. Rasyonel beklentiler ile Etkin Piyasa Hipotezi yaklaşımlarının savunucusu olduğu bu hipoteze göre zamanla değişen volatilité (time-varying volatility) gelecek makroekonomik davranış hakkında önemli bilgiler içerir.

Schwert<sup>100</sup> Büyük Buhran sırasında hisse senedi volatilitésinin, gelecek nakit akışını yansıtan volatilité değişkenleriyle açıklanamayacak kadar çok yükseldiği sonucuna varmıştır. Bu durumu açıklamaya çalışan bir yaklaşıma göre ise Büyük Buhran sırasında iskonto oranlarını yada nakit akışını yaratan süreç değişmiştir.

Hamilton<sup>101</sup>'a göre durgunluklar genişleme dönemlerine oranla daha kısa sürmektedirler. Bu durum nakit akışının durgunluklardaki ömrünün azalacağına bir işaretidir. French, Schwert ve Stambaugh<sup>102</sup> hisse senetlerinin beklenen risk primleri üzerine yaptıkları bir çalışmada depresyon dönemlerinde iskonto oranlarının volatilité ile birlikte arttığı sonucuna ulaşmışlardır.

### 3.8.2. Finansal Krizler ve Volatilité

Finansal krizler sonucu başta bankalar olmak üzere finansal kurumlarda yaşanan yüksek oranda iflaslar, hisse senedi volatilitésinin bir başka nedeni olarak gösterilmektedir. Özellikle Hamilton'un yukarıda adı geçen çalışmasında elde ettiği bulgular bunu kanıtlar niteliktedir. Bu çalışmada, hisse senedi volatilitésinin, yazarın 19. yüzyıl finansal krizleri olarak adlandırdığı, 1. Dünya Savaşı sonrası durgunluğu, 1929-1934 yılları arası yaşanan durgunluk ve 1973-1974 yılları arasında ortaya çıkan OPEC durgunluğu süresince daha yüksek olduğu ortaya çıkmıştır.

<sup>100</sup>Schwert, (1989a), a.g.e., ss.1124-1135.

<sup>101</sup>J. D. Hamilton, "Rational Expectations Econometrics: Analysis of Changes in Regime: An Investigation of the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, (1988), ss.385-423.

<sup>102</sup>French, Schwert ve Stambaugh, a.g.e., ss.20.

Bernanke<sup>103</sup>, finansal krizlerin, durgunlukların ekonomi üzerindeki etkisini arttıracak kayıplara yol açtığını savunmuştur. Bu kayıplar içerisinde en önemlisi, finansal krizlerle birlikte gelen büyük orandaki iflasların sisteme yüklediği maliyetlerdir. Bu maliyetleri ortadan kaldırmak, bankalar ve mevduat sahipleri arasında bankanın kredi portföyünün kalitesi hakkında karşılıklı eksik bilgi olması nedeniyle mümkün değildir. Bu nedenle finansal krizlerin, büyük kayıpların yaşanabilme olasılığını artırması sonucu, volatilitiyi arttırdığı söylenebilir. Ayrıca, hisse senedi volatilitésinin dışsal olarak artması da, finansal kriz olasılığını artırmaktadır. Ancak finansal krizler, iflasların getirdiği ek maliyetle birlikte, volatilitedeki artışı daha da büyötmektedir.

Gorton<sup>104</sup>, tüketicilerin, ekonomik durgunluğun yakın olduğunu düşündükleri zaman likidite taleplerini arttırdıklarını belirtmektedir. Tüketiciler durgunluk beklentisi içinde olduklarında, bankaların ödünç verdikleri fonlarda büyük zararlara uğrayacaklarını tahmin ederler. Bununla birlikte tüketiciler, durgunluk zamanlarında tüketimin genel olarak azalacağını da bilirler. Bankaların ödünç verilebilir kaynaklar hakkında bilgisi tüketiciden daha fazla olduğu için artan riski karşılayabilmek amacıyla, faiz oranlarını inandırıcı bir şekilde arttıramazlar. Bunun yerine, borcun geri ödenememesi riskinden korunmak amacıyla, mevduatların nakde çevrilmesini engellemek gibi alternatif mekanizmalar kullanırlar<sup>105</sup>.

Hisse senedi volatilitésinin zaman içerisinde değiştiğini destekleyen birçok neden vardır ve bunların çoğu konjonktürel dalgalanmalar ve finansal krizler ile ilgilidir. Ancak bu noktada, nedenselliğin ortaya konulmasındaki güçlük, birçok araştırmada ifade edilmiştir. Dışsal bir sosyolojik şok sonucunda eğer mevduat sahipleri, hisse senedi piyasası ile ilgili verilen kredilerin geri ödenmesinde bir sorun çıkabileceğini düşünürlerse, bu durum bankalardan kaçışa neden olabilir.

---

<sup>103</sup>Ben. S. Bernanke, "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression," *American Economic Review*, 73:3 (June 1983), ss.257-76.

<sup>104</sup>G. Gorton, "Bank Suspension of Convertibility," *Journal of Monetary Economics*, 15, (1985), ss.177-193.

<sup>105</sup>Schwert, (1989b), a.g.e., s.88.

Benzer biçimde merkez bankası, hisse senedi volatilitésinin artması karşısında, kredilerle ilgili politikasını deęiřtirebilir. Ayrıca hisse senedi volatilitésini, ekonominin geleceęi konusundaki belirsizlięi yansıtıyor olabilir. Her iki durumda da hisse senedi volatilitésini, finansal krizler, resesyonlar ve banka iflasları ile aynı zamana denk gelmektedir.

Hisse senedi volatilitésini ile konjonktür arasındaki iliřkiyi inceleyen Schwert, Büyük Buhran sırasında, 1929 ile 1939 yılları arasında ve dięer birkaç kısa dönemde volatilitésinin yüksek olduęunu saptamıřtır<sup>106</sup>. Schwert'in bulguları, hisse senedi piyasasının önemli bir konjonktür devresi göstergesi olduęunu göstermektedir. Durgunluk dönemlerinde, hisse senedi getirilerinin düşük olduęu gerçeęi kadar açık olmamakla birlikte, volatilitésinin ekonominin genel durumu hakkında ipuçları veren bir gösterge olarak kullanabileceęini göstermektedir. Bunun dışında, yüksek volatilité dönemlerinin, düşük volatilité dönemlerinden daha kısa olması nedeniyle, yukarıdaki kanıt konjonktür-devrelerinin asimetrik olduęu tezini de desteklemektedir<sup>107</sup>.

Schwert aynı çalışmasında hisse senedi piyasasının, bütün büyük ve küçük bankacılık krizlerine karşı güçlü tepki verdięini göstermiřtir. Büyük paniklerin hemen ardından hisse senedi fiyatları düşmüř, kısa dönemli faiz oranları yükselmiřtir. Çalışmada elde edilen sonuçlara göre bu hareket 1834-1934 arasında gerçekleřen büyük ölçeekteki hisse senedi volatilitésinin hemen hemen tamamını açıklamaktadır. Bu tür finansal paniklere hisse senedi piyasalarının neden olduęunu açıklamak imkansız da olsa Schwert'in bulguları finans literatüründeki dięer çalışmalarla paralellik göstererek, paniklerin daha büyük bir durgunluk korkusu ile ortaya çıktıęını göstermektedir. Schwert, paniklerin birbirini izleyen resesyonların derecesini artırıp artırmadıęının elde edilen verilerle belirlenemeyeceęini de belirtmiřtir.

<sup>106</sup>Schwert, (1989b), a.g.e., ss.117.

<sup>107</sup>Salih N. Neftçi, "Are Economic Time Series Asymmetric Over the Business Cycle?," *Journal of Political Economy*, 92, (1984), ss.307-328.

### 3.8.3. Küresel, Yerel Olaylar ve Volatilité

Aggarwal, Inclan ve Leal<sup>108</sup> geliřmekte olan ülkeler üzerine yaptıkları çalışmalarında, küresel ve yerel ekonomik olayların piyasa volatilitesi üzerinde önemli bir etkiye sahip olup olmadığını arařtırmıřlardır. Asya ve Latin Amerika'daki 10 ülkeyi, Hong Kong, Singapur, Almanya, Japonya, İngiltere ve ABD'yi dahil ettikleri çalışmalarında, her ülkedeki önemli ekonomik dönem ve olaylarla birlikte küresel düzeyde yařanan ekonomik hareketlerin yüksek volatiliteye yol açtığı sonucuna varmıřlardır.

Bu çalışmaya göre ABD'de yařanan Ekim 1987 krizi, birçok piyasada volatilitenin artmasına yol açan tek küresel ekonomik olaydır. Diğer önemli olaylardan birisi olan Körfez Krizi'nin etkisinin çok az olduđu saptanmıřtır. Bu sonuçlar Bekaert ve Harvey<sup>109</sup> ile Susumel<sup>110</sup>'in çalışmalarında elde ettikleri ile paralellik göstermektedir. Buna göre küresel faktörlerin volatilité içindeki payı geliřmekte olan ülkeler için oldukça düşüktür.

Aggarwal, Inclan ve Leal ayrıca çalışmalarında, Bailey ve Chung<sup>111</sup>'un çalışmalarında olduđu gibi, önemli politik olayların volatilitedeki anlık deęişmeler ile ilgili olduğunu bulmuřlardır. Bunun dışında volatilitenin artış gösterdiği dönemlerde, yabancı ülke parası ve Amerikan Doları cinsinden ölçülen getiriler üzerinden ölçülen volatilitenin daha fazla gözlemlendiğini saptamıřlardır. Özellikle Amerikan Doları üzerinden ayarlanmış getiri oranlarının artan volatilité dönemlerinde daha yüksek standart sapmalara sahip olduğunu ve bunun büyük bir olasılıkla döviz kurlarında meydana gelen volatilitenin sonucu olabileceğini belirtmiřlerdir.

Bu çalışmaya göre, geliřmekte olan ülkelerde volatilité çok yüksektir. Yerel para cinsinden getiri oranlarının standart sapmaları yoluyla yapılan hesaplamalara göre,

<sup>108</sup>Aggarwal, Inclan ve Leal, a.g.e., ss.34, 35, 50, 51, 54.

<sup>109</sup>Bekaert ve Harvey, a.g.e., (1997), ss.75-77.

<sup>110</sup>R. Susmel, "Switching Volatility in Latin American Emerging Equity Markets," **Emerging Markets Quarterly**, Vol. 2, (Spring 1998), ss.44-56.

<sup>111</sup>W. Bailey ve Y. P. Chung, "Exchange Rate Fluctuations, Political Risk and Stock Market Returns: Some Evidence from an Emerging Market," **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 30, (1995), ss.541-561.

Arjantin ve Brezilya sırasıyla %78 ve %74.7 ile en yüksek volatiliteye sahiptirler. Aynı dönem içinde Şili ve Kore %22.4 ve %23.0 düzeylerindeki standart sapmalar ile gelişmekte olan ülkeler arasında en düşük volatiliteye sahip ülkelerdir. İngiltere ve A.B.D. ise %14.9 ve %16.8'lik oranlar ile gelişmiş ülkeler arasında en düşük volatiliteye sahip olan ülkelerdir.

Volatilite düzeyindeki değişimler ve bu değişmelerin süresi, yaşanan ekonomik olayın türü ve yaşandığı ülkeye göre de değişmektedir. Harvey<sup>112</sup>'in de vurguladığı gibi ülkelere özgü faktörler, varlık değerlendirme modellerinin tahmin edilebilirliğini artırmaktadır. Yukarıda tanımlanan ekonomik olaylardan, yalnızca ABD borsasında Ekim 1987'de yaşanan çöküş ve Körfez krizi birden fazla ülkeyi etkilemiştir. Ekim ayında yaşanan çöküş, Meksika, Malezya, Hong Kong, Singapur, İngiltere ve Amerika Birleşik Devletleri'nde çok yüksek volatiliteye neden olmuştur. Tayvan ve Tayland'da ise bu olayın yanı sıra yerel ekonomik olaylar da volatilitenin artmasında etkili olmuştur. Körfez krizi Singapur, Japonya, A.B.D. borsalarında yüksek volatiliteye neden olurken, gelişmekte olan ülke borsalarının hiç birinde volatiliteye neden olduğu olmamıştır.

A.B.D.'de volatilitenin en yüksek olduğu dönem, daha önce de belirtildiği gibi Ekim 1987 çöküşüne denk gelen haftadır. 14 Ekim-4 Kasım tarihleri arasında endeksin yıllık standart sapması %67.8 olarak belirlenmiştir. Bu üç haftayı izleyen dönemde, piyasa volatilitesi %19.3'e gerilemiştir. Volatilitenin yüksek olduğu diğer dönem ise 8 Ağustos 1990 tarihinde başlayan ve 13 Şubat 1991'e kadar uzanan dönemdir. Körfez krizinin yaşandığı bu dönemde haftalık volatilite %22.7 olarak gerçekleşmiştir.

Arjantin'de 8 Mart 1989 ile 7 Mart 1990 arası dönem, volatilitenin en yüksek değerlere ulaştığı dönem olarak gözlemlenmiştir. Hiperenflasyonun hakim olduğu ve buna yönelik para arzını ve ulusal paranın değer kaybını önlemeye yönelik anti enflasyonist politikalar uygulandığı ve dış borcun faiz ödemelerinin durdurulduğu bu

---

<sup>112</sup>C. R. Harvey, "Predictable Risk and Returns in Emerging Market," *Review of Financial Studies*, 8:3 (1995), ss.773-816.

dönemde, standart sapma %146 olarak gerçekleşmiştir. Volatilitenin yüksek olduğu ikinci bir dönem ise 1 Mayıs 1985 ile 30 Ekim 1985 tarihlerini kapsayan, Austral Planı'na denk gelen dönemdir. Bu dönemde standart sapma %110.5 dir. Bu dönemde ABD Doları cinsinden mevduatlar dondurulmuş ve enflasyon oranı %1000 düzeylerinde gerçekleşmiştir.

Volatilitede yaşanan değişmelerin hisse senedi piyasasından mı, yoksa döviz kurundaki volatiliteden mi kaynaklandığını saptamak amacıyla; araştırmacılar getiri oranlarını yerel para ve döviz cinsinden karşılaştırmışlar ve volatilitenin şoklarının döviz kuru rejim değişikliklerinden çok, yerel olaylar sonucu gerçekleştiğini saptamışlardır. Arjantin dışındaki tüm gelişmekte olan piyasalarda, döviz kuru serisindeki önemli anlık değişmelerin hisse senedi piyasasında yaşananlardan sayıca çok daha fazla olduğu saptanmıştır. İncelenen dönemde döviz kuru volatilitesinde yaşanan yüksek artışlar ile yerel para veya döviz kuru cinsinden getiri oranlarındaki artışların örtüşmediği gözlemlenmiştir. Bununla birlikte, bazı durumlarda ve özellikle Latin Amerika ülkelerinde bu tür örtüşmelere rastlanmıştır. Meksika'da 1994-1995 yılları arasında getiri oranlarının hem döviz hem de yerel para cinsinden volatilitelerinde büyük artışlar yaşanırken, bu durum döviz kuru getiri oranlarının volatilitesinde yaşanan büyük artışlarla aynı anda gerçekleşmiştir. Diğer taraftan, döviz kuru volatilitesinin döviz kuru rejim değişikliklerinden de etkilendiği söylenebilir.

#### **4. HİSSE SENEDİ VOLATİLİTESİNİN UYGULAMALAR SONUCU BELİRLENEN YAPISAL ÖZELLİKLERİ**

Finans literatüründe yer alan modellerin çoğunluğu, volatilitelerin ve korelasyonların sabit olduğunu varsayar. Oysa bu değerlerin zaman içinde değişken olduğu, son zamanlarda hem finans alanında çalışan akademisyenler, hem de piyasa profesyonelleri tarafından geniş kabul görmektedir. Dolayısıyla, günümüzde hisse senedi volatilitesinin dağılımını ve dinamik özelliklerini incelemeye yönelik araştırmaların sayısında hızlı bir artış olmuştur. Bu bölümde, volatilitenin farklı yapısal özellikleri incelenecektir.

#### 4.1. Asimetrik Volatilite

Hisse senedi getiri oranları ile volatilite arasındaki ilişkinin ters yönde olması durumu, asimetrik volatilite olarak adlandırılır. Buna göre, hisse senedi piyasasında düşüş yönünde bir getiri şoku, mutlak olarak aynı büyüklükte artış yönündeki bir şoktan daha yüksek volatilite yaratır. Yani volatilite asimetriktir. Bu durum kaldıraç etkisi olarak da adlandırılır.

Asimetrik volatilite konusu, finans literatüründe oldukça uzun bir süredir incelenmektedir. Black<sup>113</sup> ve Christie<sup>114</sup> nin yaptıkları çalışmalar, ABD hisse senedi piyasasında getiri volatilitesinin asimetrik özelliklerini inceleyen ilk çalışmalardır. Bu çalışmalarda asimetri, kaldıraç özelliği ile açıklanmaya çalışılmaktadır. Buna göre hisse senedi fiyatında gerçekleşen bir düşüş, finansal kaldıracını artırarak o hisse senedini daha riskli hale getirir ve volatilitesini de arttırır<sup>115</sup>. Çünkü, fiyatın düşmesi hisselerin değerini kurumsal borca oranla azaltacağından, hisse senedinin fiyatının düşmesi kurumsal kaldıraç artıracaktır.

Hisse senedi fiyat değişimleri ile volatilite arasındaki güçlü negatif ilişkiye en tutarlı teorik açıklamayı Black<sup>116</sup> kaldıraç etkisi yaklaşımı ile yapmıştır. Bu yaklaşıma göre, hisse senedi fiyatındaki düşüş, hisselerin değerini kurumsal borca oranla azaltacağından hisse senedinin fiyatındaki ani düşüş; kurumsal kaldıraç arttıracak ve bu nedenle hisselerin elde tutma riskini arttıracak ve böylece volatilite artacaktır.

Bununla birlikte, Christie<sup>117</sup> faiz oranları ile volatilite arasında güçlü bir ilişki saptayarak, kaldıraç etkisinin, yüksek volatilite ile negatif fiyat değişimleri arasındaki ilişkiyi açıklama gücünün çok az olduğunu iddia etmiştir. Christie'ye göre faiz

<sup>113</sup>Black, a.g.e., ss.180-181.

<sup>114</sup>Christie, a.g.e., ss.430-431.

<sup>115</sup>Geert Bekaert ve Guojun Wu, "Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets," *The Review of Financial Studies*, Vol.13, No:1 (Spring 2000), ss.1-42.

<sup>116</sup>Black, a.g.e., ss: 179-181.

<sup>117</sup>Christie, a.g.e., ss.412-415.

oranlarındaki bir artış nedeniyle hisse senetleri fiyatlarında yaşanan düşüş sonrası, kaldıraç etkisi ortadan kalkacaktır. Çünkü, tahvil fiyatlarının faiz oranlarında yaşanan artış sonucu düşmesi ve bunun hisse senedi fiyatlarına yansımaları ile ortaya çıkan kaldıraç artışı tahvil fiyatında azalma ile birbirini yok etmektedir. Ayrıca Schwert<sup>118</sup> kaldıraç etkisinin volatilitedeki asimetriyi açıklayamayacak kadar küçük olduğunu belirtmiştir.

Asimetrik volatilitiyi firma ve piyasa düzeyinde matematiksel olarak gösterebilmek için,  $P_{M,t}$  ile piyasa endeksi,  $r_{M,t}$  ile de bir piyasa portföyünün getirisinin gösterildiği varsayalım.  $t$  anındaki mevcut bilgi seti  $I_t$  ise piyasa portföyünün getirisi  $r_{M,t+1} = E(r_{M,t+1} | I_t) + \varepsilon_{M,t+1}$  olur. Benzer bir şekilde  $P_{i,t}$  ve  $r_{i,t}$  sırasıyla firmaya ait hissenin fiyatı ve getirisi ise  $r_{i,t+1} = E(r_{i,t+1} | I_t) + \varepsilon_{i,t+1}$  olacaktır. Piyasa ve firma için koşullu varyans ve kovaryanslar;  $\sigma_{M,t+1}^2 = \text{var}(r_{M,t+1} | I_t)$ ,  $\sigma_{i,t+1}^2 = \text{var}(r_{i,t+1} | I_t)$  ve  $\sigma_{iM,t+1}^2 = \text{cov}(r_{i,t+1}, r_{M,t+1} | I_t)$  olarak tanımlanabilir.

Bu durumda belirli bir firmaya ait getiri oranı,  $r_{i,t}$ , ancak aşağıdaki koşul gerçekleşirse asimetrik volatilitenin özelliğine sahip olur:

$$\text{var}[r_{i,t+1} | I_t, \varepsilon_{i,t} < 0] - \sigma_{i,t}^2 > \text{var}[r_{i,t+1} | I_t, \varepsilon_{i,t} > 0] - \sigma_{i,t}^2$$

Diğer bir deyişle, negatif beklenmedik getiriler koşullu volatilitenin üzerinde yukarı doğru bir baskı oluştururken, pozitif beklenmedik getiriler yukarı doğru daha düşük hatta aşağı doğru bir baskı oluşturur.

Literatürde asimetrik volatilitenin kaldıraç etkisi ile özdeşleştiren bir çok çalışma olsa da, getiri şoklarına volatilitenin asimetrik bir şekilde tepki vermesi gerçekte zamanla değişen risk priminin<sup>119</sup> (time varying risk premia hypothesis) varlığını

<sup>118</sup>Schwert, a.g.e., (1989a), ss. 1149.

<sup>119</sup>Yatırım olanakları bir set olarak düşünülürse, bu setin zaman içerisinde sürekli değiştiği görülür.

yansıtıyor olabilir. Volatilitede yaşanacak beklenmedik bir artış, hisse senedi getirisinde gerekenden fazla artışa yol açacak ve bunun sonucunda hisse senedi fiyatı düşecektir. Bu nedenle burada nedensellik farklı bir yönde gelişmektedir. Kaldıraç hipotezine göre getiri şokları, volatilitede değişmelere yol açarken, zamanla değişen risk primi hipotezine göre getiri şokları, volatilitedeki değişmelerden kaynaklanır.

Asimetrik volatilitenin ana nedenini hangi etkinin daha iyi açıkladığı sorunu, henüz kesin olarak yanıtlanamamıştır. Bazı çalışmalarda, Schwert'tin<sup>120</sup> de savunduğu kaldıraç hipotezinin, volatilitenin tamamını açıklamaya yeterli olmadığı belirtilmektedir. Aynı şekilde zamanla değişen risk primi hipotezi savunucuları da, konuya açıklık getirmede kısmen başarılı olduklarını kabul etmektedirler.

Hisse senedi getiri volatilitesindeki asimetriyi zamanla değişen risk primi hipotezi ile ilişkilendirilirken, volatilitenin geribildirim etkisi (volatilitenin feedback story) kullanılmaktadır. Bu yaklaşıma göre piyasaya giren pozitif yada negatif bilginin sonucunda mevcut ve gelecekte gerçekleşecek volatilitenin artar. Gene bu yaklaşıma göre, koşullu varyans ve beklenen getiriler arasında zamanlar arası bir ilişki mevcuttur. Bu nedenle artan volatilitenin beklenen getirileri arttırırken mevcut hisse senedi fiyatlarını düşürür ve bu şekilde iyi haber sonucunda volatilitenin düşürüp, kötü haber piyasaya girince volatilitenin arttırır.

Bununla birlikte French, Schwert ve Stambaugh<sup>121</sup> ve Campbell ile Hentschel<sup>122</sup> çalışmalarında yukarıdaki yaklaşıma ters düşen sonuçlar elde etmişlerdir. Bu çalışmalara göre volatilitenin ve beklenen getiri arasındaki ilişki pozitifdir. Diğer taraftan Turner, Startz

---

Bununla birlikte, belirsizlikler ve riskliliğin derecesi de değişir. Bu nedenle risk primi de zaman içinde sürekli değişir ve iskonto oranlarının da değişmesine yol açar. Zaman içerisinde değişen iskonto oranı yatırımcının, sabit iskonto oranı kullanan modeller ile açıklanamayan volatilitenin kendi risk anlayışı dahilinde algıladığını gösterir. Durum böyle olduğunda zamanla değişen risk primi, bir risk ölçütü, yani volatilitenin bir ölçüm aracı olarak kullanılmalıdır. Bunun sonucu olarak, olasılık dağılımının basit koşulsuz varyansı, zamanla değişen riskliliğin (yada volatilitenin) ölçümünde kullanılamaz.

<sup>120</sup>Schwert, a.g.e., (1989a), ss.1135-1138.

<sup>121</sup>French, Schwert ve Stambaugh, a.g.e., ss.28-29.

<sup>122</sup>J. Campbell, ve L. Hentschel, "No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, 31, (1992), ss.281-318.

ve Nelson<sup>123</sup> Glosten, Jagannathan ve Runkle<sup>124</sup> ve Nelson<sup>125</sup> bu ilişkinin negatif olduğunu saptamışlardır. Ancak bu çalışmalarda genellikle volatilité ile getirileri ilişkilendiren katsayı anlamlı değildir. Koşullu volatilité ile beklenen piyasa getirisi arasındaki ilişki pozitif değilse, zamanla değişen risk primi yaklaşımının öngörülerini kuşku uyandırır.

Zamanla değişen risk primi yaklaşımı, riskin ölçütü olarak piyasa portföyü ile ortak varyansı aldığı için, volatilitédeki asimetri etkisini firma düzeyinde açıklayamamaktadır. Zamanla değişen risk primi yaklaşımının asimetri etkisini açıklayabilmesi için piyasa portföyü ile olan ortak varyansların piyasa volatilitésindeki artışlara pozitif bir tepki vermesi gerekir.

Hisse senedi getiri volatilitésinin asimetri özelliği konusunda yapılan çalışmaların başlıcaları Tablo 1.8’de özetlenmiştir.

---

<sup>123</sup>C. M. Turner, R. Startz ve C. R. Nelson, “A Markov Model of Heteroskedasticity, Risk and Learning in the Stock Market,” *Journal of Financial Economics*, 25, (1989), ss.3-22.

<sup>124</sup>L. Glosten, R. Jagannathan, ve D. Runkle, “On the relation between the expected value and volatility of the nominal excess return on stocks,” *Journal of Finance*, 48, (1993), ss.1779-1782.

<sup>125</sup>Nelson, a.g.e., (1991), ss.365-370.

Tablo 1.8. Asimetrik Volatilite Konusundaki Başlıca Çalışmalar

Çalışma	Volatilitenin Ölçüm Türü	Asimetrinin Varlığı	Açıklamalar
Black (1976)	Brüt Volatilite	Hisse Senetleri, Portföyler	Kaldıraç Hipotezi
Christie (1982)	Brüt Volatilite	Hisse Senetleri, Portföyler	Kaldıraç Hipotezi
French, Schwert ve Stambaugh (1987)	Koşullu Volatilite	Endeks	Zamanla Değişen Risk Primi Teorisi
Schwert (1990)	Koşullu Volatilite	Endeks	Kaldıraç Hipotezi
Nelson (1991)	Koşullu Volatilite	Endeks	Belirlenmemiş
Campbell ve Hentschel (1992)	Koşullu Volatilite	Endeks	Zamanla Değişen Risk Primi Teorisi
Cheung ve Ng (1992)	Koşullu Volatilite	Hisse Senetleri	Belirlenmemiş
Engle ve Ng (1993)	Koşullu Volatilite	Endeks	Belirlenmemiş
Glosten, Jagannathan ve Runkle (1993)	Koşullu Volatilite	Endeks	Belirlenmemiş
Bae ve Karolyi (1994)	Koşullu Volatilite	Endeks	Belirlenmemiş
Braun, Nelson ve Sunier (1995)	Koşullu Volatilite	Endeks ve Hisse Senetleri	Belirlenmemiş
Duffee (1996)	Brüt Volatilite	Hisse Senetleri	Kaldıraç Hipotezi
Ng (1996)	Koşullu Volatilite	Endeks	Belirlenmemiş
Bekaert ve Harvey (1997)	Koşullu Volatilite	Endeks	Belirlenmemiş

Bekaert ve Wu, a.g.e., s.3.

Tablo 1.8'de de görüldüğü gibi, hisse senedi getiri volatilitesindeki asimetri etkisi konusunda bugüne kadar yapılan çalışmalarda, risk primi yaklaşımını esas alanlar piyasa düzeyinde getiriler kullanırken, kaldıraç etkisi ile açıklamaya çalışanlar ise firma düzeyinde yada portföy bazında veri kullanmışlardır. Ancak bu iki farklı ampirik özelliklere sahip yaklaşımı birbirleriyle karşılaştırmak mümkün değildir. Firmalar üzerinde bireysel olarak odaklanan çalışmalar<sup>126</sup> genellikle, belirli bir ay içindeki volatiliteler (brüt volatiliteler) ile önceki ayın getirisi arasındaki ilişkiyi inceleyen regresyon analizleri kullanmaktadırlar. Piyasa düzeyindeki çalışmalar<sup>127</sup> ise, Engle, Lilien ve Robbins<sup>128</sup> tarafından geliştirilen ve ileride açıklayacağımız GARCH-M yaklaşımını çerçevesinde, getirilerin koşullu volatiliteleri üzerinde yoğunlaşmışlardır.

<sup>126</sup>Black (1976), Christie (1982), Bekaert ve Harvey (1997), vb.

<sup>127</sup>French, Schwert ve Stambaugh (1987), Schwert (1990), Nelson (1991), Campbell ve Hentschel (1992), Glosten, Jagannathan ve Runkle (1993) vb.

<sup>128</sup>R. F. Engle, D. M. Lilien ve R. P. Robins, "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model," *Econometrica*, 55/2, (March 1987), ss.391-402.

Bekaert ve Wu çalışmalarında<sup>129</sup> geleneksel bir varlık değerlendirme modelini geliştirmişler ve bu yolla modelde, koşullu ortalamalar, varyanslar ve ortak varyansların zamanla değişmesine izin vermişlerdir. Araştırmacılar bu yöntemle, asimetrik volatilité kavramını, kaldıraç etkisi ve zamanla değişen risk primi yaklaşımları çerçevesinde hem firma hem de piyasa bazında incelemeye çalışmışlardır. Varlık değerlendirme modelini firma bazında formüle edip, borcun risk içermediğini varsayımı altında, hisse senedi getirilerinin kaldıraç etkisi hem kaldıraç oranlarında değişmeler hem de firma bazında volatilité değişiklikleri olarak ortaya çıktığını göstermişlerdir. Japonya hisse senedi piyasasında, Nikkei'ye ait 225 hisse senedinden oluşan portföyü kaldıraçlarına göre gruplandırarak yapılan çalışmada, volatilitenin zamanla değiştiğini, kaldıraç etkisinin çok büyük olmadığını saptamışlardır. Piyasada yaşanan büyük düşüşler sonrası tüm portföylerin aynı şekilde cevap verdiği ve volatilitede büyük artışlar kaydedildiği gözlemlenmiş ve yazarlar bunu asimetri yaratan bir volatilité geri dönüş mekanizmasının varlığı olarak yorumlamışlardır.

Buna göre yüksek yada ortalama kaldıraç etkisine sahip portföylerin asimetrisinin ana nedeni ortak varyans asimetrisidir. Negatif şoklar koşullu ortak varyansları oldukça fazla artırırken pozitif şokların ortak varyanslar üzerindeki etkisi her iki yönde de gelişmektedir. Bu durumun yalnızca küçük bir bölümü kaldıraç etkisi olarak tanımlanabilir.

#### **4.2. Volatilité Kümelenmesi**

Belirsizlik, ekonomi teorisinde önemli bir rol oynar. Birçok ekonomik model belirsizliğin bir ölçütü olarak kullanılan varyansı zaman içinde sabit olarak kabul eder. Oysa, ampirik kanıtlar bu varsayımı reddetmektedir. Hisse senedi getirisi gibi finansal zaman serileri verileri, volatilité kümelenmesi gösterirler. Buna göre, bu serilerde yaşanan büyük değişmeler sonrası büyük, küçük değişmeler sonrası ise küçük değişmeler gözlemlenir.

---

<sup>129</sup>Bekaert ve Wu, a.g.e., s.2.

Risk yönetimi sistemlerinde varyansın (yada standart sapmanın) riskin bir ölçütü olarak kullanılması nedeniyle, varyansın doğru bir şekilde modellenip tahmin edilmesi gün geçtikçe daha çok önem kazanmaktadır. Tahminlerde kullanılan verinin frekansı, tahminin türüne uygun bir şekilde belirlenmelidir. İşlemler için risk hesaplamalarında günlük frekansta hesaplanan varyans yararlı olurken, yatırım riski hesaplamalarında varyansın aylık frekanstaki verilerle hesaplanması daha faydalı olacaktır.

Zaman içinde değişen varyansı hesaplamının diğer bir yolu, koşullu otoregresif değişken varyanslılık (ARCH) veya genelleştirilmiş koşullu otoregresif değişken varyanslılık (GARCH) modellerinin kullanılmasıdır. Ancak, bu modellerin kullanılmasında bazı sorunlarla karşılaşmaktadır. Bu modellerin uygulanmasında karşılaşılan en büyük sorun, parametre tahminlerindeki belirsizliklerdir. Günlük veriler oldukça doğru olarak tahmin edilebilirken, aylık veriler kullanılarak yapılan tahminlerde, yirmi yıl gibi uzun bir dönemi kapsayan zaman serisi verileri için bile, hisse senedi getirilerinin sabit varyanslı olduğu hipotezini reddetmek imkansızdır<sup>130</sup>.

Zaman serisi verileri ile yapılan nokta tahminleri, bu serilerde volatilité kümelenmesi olabileceğini belirtmektedir. Burada iki olasılık bulunmaktadır. Birinci olasılık, aylık verilerin gerçekten sabit varyansa sahip olmasıdır. İkinci açıklama ise aylık verilerin koşullu değişken varyanslılık gösterdiği ancak kullanılan verinin bu bilgiyi elde etmek için yeterli olmasıdır.

Jacobsen ve Dannenburg<sup>131</sup> bu durumu kolayca test etmek için daha uzun bir zaman dilimine ait aylık gözlemleri kullanarak bir tahmininde bulunmayı önermişlerdir. S&P 500 endeksini, 1928-1993 yılları arasında aylık veriler kullanarak, oldukça uzun bir aralıkta volatilité kümelenmesinin aylık verilerde de gözlemlendiğini göstermişlerdir. Ancak, bu şekilde uzun bir zaman dilimini kapsayan veri setini elde

---

<sup>130</sup>Ben Jacobsen ve Dennis Dannenberg, "Volatility Clustering in Monthly Stock Returns," **Working Paper: Tinbergen Institute, Rotterdam**, (February 2001), s.2.

<sup>131</sup>Ben Jacobsen ve Dennis Dannenburg, "Volatility Clustering in Stock Returns at Low Frequencies," **Working Paper, Tinbergen Institute, Rotterdam**, 95-199, (1995), ss.3-5.

etmek her zaman için mümkün olmayabilir. Uzun dönemli veri seti kullanımı, verinin dönüştürülme esnasında, veride yapısal değişikliklerin oluşabileceği endişesini de beraberinde getirebilir.

Jacobsen ve Dannenburg, S&P 500 endeksinin hem uzun dönem aylık veriler (düşük frekans) için hem de 20 yıllık bir dönem için, günlük, haftalık, iki haftalık ve aylık (yüksek frekans) olmak üzere dört kategoride volatilitate kümelenmesi gösterip göstermediğini incelemişlerdir. Geçici toplulaştıma (temporal aggregation)<sup>132</sup> olarak bilinen yöntem, düşük frekanslı veri (örneğin: aylık veri) kullanarak yapılan tahminlerin, daha yüksek frekanslı veriye (örneğin: günlük veri) dayalı tahminler ile karşılaştırılmasına olanak vermektedir. Araştırmacılar yaygın olan kanının aksine, volatilitate kümelenmesinin sadece yüksek frekanslı veride gözlemlenmediğini, düşük frekanslı veride de mevcut olduğunu göstermişlerdir.

Volatilitate kümelenmesinin nedeni olarak gösterilen konulardan biri de piyasaya giren bilgilerin, birbirleriyle seri korelasyon içerisinde olmasıdır<sup>133</sup>. Bununla beraber yapılan ampirik çalışmaların çoğunda getiri volatilitesi ile haberler arasındaki ilişki anlamlı bir şekilde kanıtlanamamıştır. Bununla birlikte, getiri volatilitesi ile haberler arasında bir ilişki kurmaya amaçlayan ampirik çalışmalardan bazıları başarılı olmuşlardır. (Bkz. Mitchell ve Mulherin<sup>134</sup>, Haugen, Talmor ve Torous<sup>135</sup>.)

Piyasadaki temel bilgi akışının otokorelasyon içermediği durumda bile volatilitate kümelenmesinin olabileceğini belirten diğer bir görüşe göre, riskten kaçınan (risk-averse) yatırımcılar birbirlerinden oldukça farklı düşüncelere sahiptirler. Bu farklı görüşler sonucu gerçekleşen fiyat oluşumu volatilitede kümelenmeye yol açabilir. Harris

---

<sup>132</sup>Verinin bu şekilde dönüştürülmesi hakkında bkz. (Erik Ruist, "Temporal Aggregation of an Econometric Equation," **Working Paper, National Institute of Economic Research**, No:52, (October 1996), ss.1-2.)

<sup>133</sup>Robert A. Connolly ve Christopher T. Stivers, "Evidence on the Economics of Equity Return Volatility Clustering," **Contributed Paper: Econometric Society World Congress**, (2000), ss.1-5.

<sup>134</sup>M. Mitchell ve H. Mulherin, "The Impact of Public Information on the Stock Market," **Journal of Finance**, 49, (1994), ss.923-925.

<sup>135</sup>Robert A. Haugen, Eli Talmor ve Walter N. Torous, "The Effect of Volatility Changes on the Level of Stock Prices and Subsequent Expected Returns," **Journal of Finance**, 46, (1991), ss.990-995.

ile Raviv<sup>136</sup> ve Shalen<sup>137</sup> arařtırmalarında, yatırımcıların birbirinden oldukça farklı düşünce ve beklentilerinin volatilitenin kümelenmesi yarattığını göstermişlerdir. Benzer bir şekilde Kurz ve Motolese<sup>138</sup>, yatırımcıların rasyonel düşüncelerinin ve birbirinden farklı olmakla birlikte korelasyon içeren inanışlarının olduğunu varsaydıkları modellerinde, piyasadaki bu heterojen inanışların volatilitenin kümelenmesine neden olduğunu belirtmişlerdir.

Connolly ve Stivers firma bazında getiri oranları ile haber akışları arasındaki ilişkiyi inceleyen arařtırmalarında, ABD’de, makroekonomik haberlerin piyasaya geliřinden sonra volatilitenin kümelenmesinin daha zayıf olduğunu saptamışlardır.

Aynı çalışmada elde edilen diđer bir sonuç ise, firmaların üç aylık karlarını açıkladıkları aylarda, volatilitenin kümelenmesinde sistematik bir mevsimsel dalgalanma olmadığıdır. Nisan ve Temmuz ayları, herhangi bir ayla karşılaştırıldığında daha az volatilitenin kümelenmesi göstermekle beraber, Ekim ayı için bir sonuç elde edilememiştir.

### 4.3. Volatilitenin Kalıcılığı

Volatilitenin tipik bir özelliđi durađan oluşudur. Yani, yeterince uzun bir süre içerisinde volatilitenin, sabit bir ortalamaya geri döner ve bu duruma, volatilitenin ortalamaya dönüş (mean reverting) özelliđi denilir. Bununla beraber volatilitenin, bu ortalamadan uzun bir süre uzak kalabilir. Bu duruma ise volatilitenin kümelenmesi adı verilir. Buna göre, varlık fiyatları üzerindeki bir şok, uzunca bir süre devam eder; yani kalıcılık gösterir.

Ekonomik zaman serilerinde kalıcılık (persistence) sorunu, birçok uygulamada farklı açılardan deđerlendirilmiş bir konudur. Kalıcılık, zaman serilerindeki

---

<sup>136</sup>M. Harris ve A. Raviv, “Differences of Opinion Make a Horse Race,” *Review of Financial Studies*, 6, (1993), ss.474-475.

<sup>137</sup>C. Shalen, “Volume, Volatility and the Dispersion of Beliefs,” *Review of Financial Studies*, 6, (1993), ss.405-414.

<sup>138</sup>M. Kurz ve M. Motolese, “Endogenous Uncertainty and Market Volatility,” *Journal of Financial Economics*, 47, (1999), ss.315-320.

otokorelasyonun durağan modellerindekinden daha yavaş erimesi olarak tanımlanabilir. Daha çok finansal getiri oranlarında gözlenen bu özellik, otokorelasyonun bir sonucudur ve etkin piyasa hipotezinin geçerli olmadığı anlamına gelmektedir<sup>139</sup>. Yani, bu durum geçmişte gözlenen getiri verilerine dayanarak, gelecekte meydana gelecek varlık getirilerinin hesaplanmasının mümkün olduğu anlamına gelmektedir.

Hisse senedi getiri oranlarının kalıcılığı konusunda birçok çalışma yapılmıştır. Greene ve Fielitz<sup>140</sup>, ABD hisse senedi getiri serilerinde, kalıcılık özelliği olduğunu göstermişlerdir. Ancak kullandıkları yöntemin bir sorunu, test istatistiğinin çok iyi tanımlanmamış ve kısa dönem bağımlılıkları ile veri yaratma sürecindeki heterojenliklere karşı duyarlı oluşudur<sup>141</sup>. Bu tür problemler kullanılan test istatistiğinin verilerde çok sık bir şekilde kalıcılık olduğunu tespit etmesine yol açmaktadır. Buradan yola çıkarak Lo<sup>142</sup>, Greene ve Fielitz'in modelini geliştirerek yaptığı çalışmasında, ABD hisse senedi getiri verilerinde kalıcılığın olduğuna yönelik kanıt olmadığını göstermiştir. Cheung ve Lai<sup>143</sup> bazı uluslararası hisse senedi getiri serileri; Crato<sup>144</sup> ise G-7 ülkeleri üzerinde yaptıkları araştırmalarda serilerde kalıcılığa rastlamamışlardır.

Engle ve Bollerslev<sup>145</sup>'e göre GARCH(1,1)-M modelinde yer alan  $\alpha + \beta = 1$  durumunun iki anlamı vardır. Bunlardan birincisi, koşullu varyansın tüm sonlu zamanlar için (finite horizons) tahminlerinin kalıcılığıdır. Diğer ise hata terimi,  $\varepsilon_t$ 'nin koşulsuz dağılımının sonsuz varyansa sahip olmasıdır. Diğer bir deyişle,  $\alpha + \beta = 1$  olduğunda mevcut şok, gelecekteki varyansa bağlı (koşullu) olarak sonsuza kadar kalıcılık

<sup>139</sup>Ancak, volatilitenin durağan olmaması durumu, koşullu varyans eşitliğindeki bir tanımlama hatasının sonucu değildir. (Bkz. Diebold, 1986; Lamoureux ve Lastrapes, 1990; Hamilton ve Susmel, 1994).

<sup>140</sup>M. T. Greene ve B. D. Fielitz, "Long-term Dependence in Common Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, 5, (1977), ss.339-349.

<sup>141</sup>John, T. Barkoulas, Christopher F. Baum ve Nickolaos Travlos, "Long Memory in the Greek Stock Market," *Applied Financial Economics*, 10, (2000), ss.177-184.

<sup>142</sup>Andrew W. Lo, "Long-term Memory in the Stock Market Prices," *Econometrica*, 59, (1991), ss.1279-1313.

<sup>143</sup>Y. Cheung ve K. Lai, "A Search for Long Memory in International Stock Market Returns," *Journal of International Money and Finance*, 14, (1995), ss.597-615.

<sup>144</sup>N. Crato, "Some International Evidence Regarding the Stochastic Behavior of Stock Returns," *Applied Financial Economics*, 4, (1994), ss.33-39.

<sup>145</sup>R. F. Engle ve T. Bollerslev, "Modeling the Persistence of Conditional Variances," *Econometric Reviews*, 5, (1986), ss.1-50.

gösterecektir. Bir GARCH(1,1)-M modelinde  $\varepsilon_t$ ,  $\alpha$  ile  $\beta$ 'nin toplamı birden küçük ise kovaryans durağandır (covariance stationary). Bu değer bire yaklaştıkça şokların kalıcılığı artar. Volatilite ancak uzun süre devam ederse, yani kalıcı hisse senedi fiyatları üzerinde etkili olacaktır<sup>146</sup>. Volatilite üzerindeki şokların kalıcı olmadığı durumda piyasa gelecekteki iskonto oranları konusunda bir ayarlamaya gitmeyecektir.  $\alpha$  ile  $\beta$ 'nin toplamı, her dönemde volatilite üzerindeki şokların tepki fonksiyonundaki değişimleri temsil ettiğine göre, birden büyük bir değer volatilitenin zamanla arttığını; birden küçük bir değer ise azaldığını, zamanla eridiğini göstermektedir<sup>147</sup>. Kalıcılık ölçütünün değeri bire ne kadar yaklaşırsa erime o kadar yavaş olacaktır.

Choudry<sup>148</sup>, Ocak 1976 ile Ağustos 1994 dönemini kapsayan ve gelişmekte olan altı ülke üzerindeki çalışmasında, 1987 çöküşünün volatilite üzerindeki etkilerini araştırmıştır. Elde edilen sonuçlara göre kalıcılık ölçütü ( $\alpha + \beta$ ), bütün dönem için Yunanistan, Hindistan, Zimbabwe ve Meksika için anlamlıdır. Yani bu dönemde, bu ülkelerde volatilite üzerindeki şoklar kalıcıdır yani koşullu varyans durağan değildir (non-stationary). Bu nedenle, bu dört piyasanın hisse senedi fiyatları volatilite hareketlerinden etkilenmiştir. Arjantin ve Tayland piyasalarında volatilitenin fiyatlar üzerinde önemli bir etkisi saptanamamıştır<sup>149</sup>. Ekim krizi öncesi ve sonrası karşılaştırmalarına bakıldığında Yunanistan ve Hindistan'da volatilite üzerindeki şokun kriz öncesi geçici, kriz sonrası kalıcı olduğu sonucuna varılmıştır. Arjantin, Meksika, Tayland ve Zimbabwe'de kriz sonrası volatilite üzerindeki şokların kalıcılığının zayıf olduğu saptanmıştır. Santis ve İmrohoroğlu<sup>150</sup> gelişmekte olan ülkeler üzerindeki çalışmalarında aynı şekilde, koşullu varyans sürecinin kalıcı olduğunu belirlemişlerdir. Yani bu piyasalar için eldeki mevcut bilgi gelecekteki, hatta çok uzun bir zamana

<sup>146</sup>Poterba ve Summers, a.g.e., ss.1142-1143.

<sup>147</sup>Ray Chou, "Volatility Persistence and Stock Valuation: Some Empirical Evidence Using GARCH" *Journal of Applied Econometrics*, 3, (October/December 1988), ss.279-294.

<sup>148</sup>Taufiq Choudry, "StockMarket Volatility and the Crash of 1987: Evidence from Six Emerging Markets," *Journal of International Money and Finance*, 15, (1996), ss. 969-981.

<sup>149</sup>Tayland için aylık kalıcılık değeri  $\alpha + \beta = 0.64$  olarak bulunmuştur. Buna göre bir yıl sonra volatilite şokunun değeri  $0.0047 (0.64^{12})$  olacaktır. Bu ihmal edilebilir bir değerdir. Sadece 2.5 ay içerisinde bir şok yarı ömrüne ulaşmış olacaktır. Bu durum Yunanistan için ise iki yıl gibi uzun bir süredir.

<sup>150</sup>Santis ve İmrohoroğlu, a.g.e., s.570.

yönelik, volatilitenin tahmininde kullanılabilir.

Bununla birlikte gelişmekte olan sermaye piyasaları (GOP) üzerinde yapılan çalışmalar oldukça sınırlıdır. Oysa varlıklarını çeşitlendirmek isteyen yatırımcılar son yıllarda yoğun bir şekilde GOP'larda yatırım yapmaya başlamışlardır. Diğer bir taraftan, GOP'ların gelişmiş sermaye piyasalarının özelliklerini göstermesi beklenemez. Piyasaların yeterince derin olmayışı (market thinnes) ve senkronize olamayan işlemler<sup>151</sup> GOP'larda daha sık olarak karşılaşılan durumlardır. Yatırımcılara bilginin hızlı bir şekilde ve doğru olarak aktarımı konusunda daha etkin olan gelişmiş piyasalar ile karşılaştırıldığında GOP'ların yeni bilgiye daha yavaş ve kademeli olarak tepki vermesi ise bu piyasaların diğer bir özelliğidir.

Gelişmekte olan piyasaların bu özellikleri göz önünde bulundurulduğunda, hisse senedi getirilerinde kalıcılığın gözlemlenmesi beklenebilir. Barkoulas, Baum ve Travlos Yunanistan hisse senedi piyasası getirileri üzerindeki çalışmalarında fiyat değişimlerinin hem yakın hem de uzak geçmiş değerlerin gerçekleşmelerinden etkilendiğini saptamışlardır. Bu piyasada ortaya çıkan kalıcılık etkisi gelişmiş piyasalarda elde edilen sonuçlar ile çeliştiği için, GOP'larda getiri oranlarının uzun dönemde farklı stokastik davranışlar gösterdiğinin ipuçlarını verirken ve diğer GOP'larda yapılacak çalışmalar ile yeni kanıtlara ihtiyaç duyulduğunun bir göstergesi olmaktadır.

---

<sup>151</sup>Senkronize olmayan işlemler (nonsynchronous trading): Bu durum zaman serisi verilerinin, aslında olduğundan farklı olarak belirli bir zaman aralığında kaydedilmesi sonucunda ortaya çıkar. Örneğin finans basınında yayımlanan günlük fiyatlar aslında en son işlem gerçekleştiğinde geçerli olan, o günün kapanış fiyatlarıdır. Ancak, farklı hisseler için bu kapanış fiyatları gün içinde aynı anda oluşmazlar. Ancak, bu fiyatların günlük fiyatlar olarak kabul edilmesi ve 24 saatlik aralıklar ile oluştuğu yanlış varsayımı nedeniyle, fiyatlarda ve getiri oranlarındaki değişimlerin tahmin edilebilirliği konusunda, bu değişimler aslında istatistiksel olarak birbirlerinden bağımsız dahi olsalar, bir yanlış anlama yaratılmaktadır. (Bkz. Campbell, Lo ve MacKinlay, a.g.e., s.84).

## İKİNCİ BÖLÜM

### VOLATİLİTENİN ÖLÇÜMÜNDE VE ÖNGÖRÜLMESİNDE KULLANILAN MODELLER

Hisse senedi getiri volatilitelerini tahmin etmek amacıyla kullanılan en basit iki yöntem olan standart sapma yöntemi ile Schwert endeksi, volatilitenin genel olarak tanımlanmasına yardımcı olması amacıyla birinci bölümde incelenmişti. Bu bölümde ise getiri volatilitelerini tahmin etmede ve öngörmede kullanılan geleneksel yöntemler ile değişken varyanslılık modelleri ve uzantıları ayrıntılı olarak ele alınacaktır.

#### 1. VOLATİLİTENİN ÖNGÖRÜLMESİNDE KULLANILAN GELENEKSEL YÖNTEMLER

Volatilite öngörülerinde kullanılan geleneksel yöntemler, Pagan ve Schwert'in<sup>152</sup> izlediği yöntem paralelinde tanımlanacaktır. Volatilite ölçümlerinde, hisse senedi getirilerinin gözlemlenmiş volatilitelerine ait koşullu ortalama eşitliğinden elde edilen ve her bir "t" döneminde tahmin edilen hata terimlerinin kareleri kullanılmaktadır.

Hisse senedi getirilerinin düzey değerlerinin, günlük ve haftalık bazda incelenmesinde, hata terimlerinde seri korelasyon gözlenirken, aylık bazda böyle bir soruna genellikle pek rastlanmamaktadır<sup>153</sup>. Bu nedenle volatilite, örnek-içi koşullu ortalama otoregresif bir süreç olarak ele alınmakta ve ona göre tahmin edilmektedir. Bu süreç aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

---

<sup>152</sup>Pagan ve Schwert, a.g.e., (1990), ss.272.

<sup>153</sup>David McMillan, Alan Speight ve Owain Gwilym, "Forecasting UK Stock Market Volatility," *Applied Financial Economics*, 10, (2000), ss.435-448.

$$\begin{aligned}
\theta_\varphi(L)r_t &= \mu + u_t \\
\theta_\varphi(L) &= 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_\varphi L \\
t &= 1, 2, \dots, T
\end{aligned} \tag{2.1}$$

Formülde  $L$  olarak gösterilen aslında bir gecikme işlemcisidir ve  $L^k x_{t-k} = x_{t-k}$  biçiminde ifade edilmektedir. Gecikmenin uzunluğu  $\varphi$  ile ifade edilmektedir.  $T$  ise örnek içi gözlemlerin sayısını gösterir.  $\theta_\varphi(L)$  ve  $\mu$ 'nün katsayıları, eşitlik (2.1)'in örnek içi artık kareler toplamının minimizasyonu yoluyla elde edilir ve bunun sonucunda, elde edilen (tarihi) volatilité,  $\sigma_t^2$ , aşağıdaki eşitlik kullanılarak tahmin edilir.

$$\begin{aligned}
\sigma_t^2 &= \left( r_t - \left\{ \left( \pi_t - \left[ (\theta_{\varphi,T}(L) - 1) r_t \right] \right) \right\} \right)^2 \\
t &= 1, 2, \dots, T + \tau
\end{aligned} \tag{2.2}$$

Burada  $\tau$  örnek dışı gözlemlerin sayısını gösterirken, herhangi bir katsayıya ait  $T$  alt indisi o katsayının örnek-içi bilgi setine bağılı olarak tahmin edildiğini belirtmektedir<sup>154</sup>.

### 1.1. Aritmetik Ortalama Yöntemi

Volatilitenin geçmişteki ortalama değerlerine dayanarak, gelecekteki değerlerini öngörmek, volatilité hesaplamalarında kullanılan en yaygın yöntemdir. Özellikle ortalamanın durağan olduğu volatilité dağılımlarında, volatilitédeki tüm değişimin yapılacak hesaplama hataları ile geçmiş ortalama volatilitélerden ( $\bar{\sigma}$ 'dan) kaynaklandığı varsayılabilir. Burada  $\bar{\sigma}$ , örnek-içi gözlemlenen volatilitenin ağırlıklı olmayan ortalamasıdır. Bu şekilde düşünülerek oluşturulan model, gelecekteki bütün dönemler için optimal volatilité öngörüsünü ( $h$ 'yi) verir:

---

<sup>154</sup>McMillan, Speight ve Gwilym, a.g.e., (2000), ss.437.

$$h_{t+1} = \bar{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T \sigma_j^2 \quad (2.3)$$

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

Bu tür, geçmişteki volatilité deęerlerinin ortalamasına dayanılarak yapılan öngörüler, dięer modeller ile yapılacak hesaplamaları karşılaştırmak açısından yararlı olmaktadır.

Örnek-içi ortalama yöntemi dışında kullanılan dięer bir yöntem ise; her bir gözlemin aşamalı olarak volatilitéde meydana getirdiđi artış sonucunda yenilendiđi, örnek-dışı dönemde hesaplanan volatilitédir ve řu řekilde gösterilebilir.

$$h_{t+1} = \bar{\sigma}_t^2 = \frac{1}{t} \sum_{j=1}^t \sigma_j^2 \quad (2.4)$$

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

Örnek dışı dönemin herhangi bir noktasında, řu ana kadar oluřan volatilitenin ortalaması ve gelecek volatilitenin öngörüsü, o andaki gerçek volatilitéye ait tüm bilgi setine bađlıdır.

## 1.2. Hareketli Ortalama Yöntemi

Hareketli ortalama yöntemine göre volatilité, belirli bir zaman aralıđında veya belirli bir dönemde, gözlemlenen geçmiş volatilitelerin ađırlıksız ortalaması olarak öngörülür. Yani;

$$h_{t+1} = \bar{\sigma}_{t,T}^2 = \frac{1}{T} \sum_{j=T-t}^t \sigma_j^2 \quad (2.5)$$

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

dir. Burada  $T$ , hareketli ortalama dönemini göstermektedir. Bu aralık rasgele seçilir ve her frekans için iki uzunluk dikkate alınır. Bu rasgele seçimler aylık veri için beř ve on yıl; haftalık veri için 1,25 ve 2,5 yıl; günlük veri için üç ve altı aydır. Her durumda daha

uzun veya daha kısa hareketli ortalama dönemleri için  $T=60$  ve  $T=120$  gözleme karşılık gelmektedir. Bu yolla, üç ayrı örnek frekansı için (aylık, haftalık ve günlük) hareketli ortalamalar oluşturulurken yaklaşık olarak aynı sayıda gözlemler kullanılmış olur.

### 1.3. Rassal Yürüyüş Yöntemi

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

$$h_{t+1} = \sigma_t^2 \quad (2.6)$$

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

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

### 1.4. Üstel Düzeltme Yöntemi

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

$$h_{t+1} = \phi_T h_t + (1 - \phi_T) \sigma_t^2 \quad (2.7)$$

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

Burada düzeltme (smoothing) parametresi  $0 \leq \phi \leq 1$  olarak kısıtlanmıştır.  $\phi = 0$  için

(yada  $h_t = \sigma_t^2$ ) daha önceki dönemlere ait ağırlık olan  $\phi$ , 1'e yaklaştıkça ( $\phi \rightarrow 1$ ), bu model rastsal yürüyüş modeli ile aynı olur.  $\phi_T$ 'nin değeri, örnek içi tahmin hatalarının karelerinin toplamını minimize edecek bir şekilde ampirik olarak belirlenir.

### 1.5. Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Yöntemi

Bu model, Eşitlik (2.7)'deki gözlemlenen geçmiş volatilitenin Eşitlik (2.5)'teki hareketli ortalama tahminin ile değiştirilmiş kısmı dışında üstsel düzeltme modeli ile aynıdır:

$$h_{t+1} = \psi_T h_t + (1 - \psi_T) \frac{1}{T} \sum_{j=T-t}^t \sigma_j^2 \quad (2.8)$$

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

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

### 1.6. Basit Regresyon

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

$$h_{t+1} = \gamma_T + \delta_T \sigma_{t-1}^2 \quad (2.9)$$

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

Volatilitenin durağan olduğu varsayımı altında, bu şekilde tahmin edilen volatilité değerleri eğer yansız olurlarsa, basit regresyon modeli volatilitéyi, bir önceki dönem gerçekleşen volatilité ve uzun dönem ortalama volatilitenin ağırlıklı ortalaması olarak tahmin edecektir. Bu volatilité tahmini, bir önceki düzeyinden, ( $\sigma_{t-1}^2$ ), uzun dönem

ortalamasına,  $(\bar{h})$ 'na  $\delta$  oranıyla uyumlaşacaktır<sup>155</sup>.

## 2. OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞKEN VARYANSLILIK (ARCH) VE GENELLEŞTİRİLMİŞ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞKEN VARYANSLILIK (GARCH) MODELLERİ

Zaman serileri için önerilen geleneksel koşullu volatilité modellerinin ortak noktası, volatilitenin tahmin edilebilir ve edilemez olarak iki bileşene ayrılması ve çalışmaların ağırlıklı olarak da tahmin edilebilir bileşen üzerine yoğunlaşmasıdır. Finansal zaman serileri kullanılarak yapılan analizlerde, bu tahmin edilebilir kısım üzerine yoğunlaşılmasının temel nedeni; risk priminin, volatilitenin tahmin edilebilir kısmının bir fonksiyonu olarak ele alınmasıdır<sup>156</sup>.

Bilindiği gibi basit en küçük kareler yöntemi, ekonometrik modellerin tahmininde en çok kullanılan yöntemlerin başında gelmektedir. Bu tür analizlerde, bir veya birden fazla açıklayıcı değişken olarak adlandırılan değişkenlerdeki değişme karşısında, açıklanan değişken veya bağımlı değişken adı verilen bir değişkenin ne kadar değiştiği saptanmaya çalışılır.

Günümüzde ekonometrik analizlerde, modellerdeki hata terimlerini analiz ederek ileriye dönük tahminlerde (öngörülerde) bulunmaya çalışılmaktadır. Bu yöntemler basit regresyon yönteminin yanında giderek artan bir oranda kullanılmaktadır. Özellikle hata terimleri varyansının tahmin edilmesi bu çalışmalarda ana çıkış noktasını oluşturmaktadır. Yöntemlerdeki bu gelişmeler sonucu, araştırmalar daha çok volatilité üzerinde yoğunlaşmaya başlamış ve çalışmalarda kullanılan yöntemler ise ilk olarak Engle ve daha sonra Bollerslev tarafından geliştirilen ARCH ve GARCH modelleri olmuştur.

<sup>155</sup>Bu durumun gerçekleştiğini görebilmek için şu konu dikkate alınmalıdır. Yansızlık koşulununun geçerli olabilmesi için Eşitlik (2.9)'un iki tarafının da beklenen değerleri, uzun dönem ortalaması,  $\bar{h}$  'ye eşit olması gerekir.  $E(\delta\sigma_{t-1}^2) = \delta\bar{h}$  olduğundan  $\gamma$ ,  $(1-\delta)\bar{h}$  ile değiştirilir ve aşağıdaki eşitliğe ulaşılır:

$$h_{t+1} = (1-\delta_t)\bar{h} + \delta_t\sigma_{t-1}^2; \quad t = T, T+1, \dots, T+\tau-1$$

<sup>156</sup>Pagan ve Schwert, **a.g.e.**, (1990), s.267.

Bilindiği gibi basit doğrusal regresyon modelinin hata terimi ile ilgili temel varsayımlarından birisi, hata terimi varyansının gözlemden gözleme veya değişkenlerin değerine bağlı olarak değişmeyeceğini ifade eden, sabit varyanslılık varsayımdır. Buna karşılık ARCH ve GARCH modelleri, sabit varyanslılık varsayımının geçersiz olması durumunda, hata terimi varyansının nasıl modelleneceğini ele almaktadır. Böylece, hata teriminin değişken varyanslılığı nedeniyle en küçük kareler tahmincilerinin etkin olmama sorunu giderilmekte ve her hata teriminin varyansı da ayrıca tahmin edilebilmektedir.

ARCH ve GARCH modellerinin ekonometrik çalışmalara getirdiği bir başka yenilik ise değişken varyanslılığı zaman serileri bağlamında ele alıp modellemesidir.

Herhangi bir serinin volatilitesi tahmin edilirken, tahmin edilen kısım olarak serinin koşullu varyansı ( $\sigma_t^2$ ) alınır. Bu şekilde, ilk olarak cari dönemdeki ( $t$ ) koşullu varyansın var olan bilgi kümesine ( $I_t$ ) bağlı olarak nasıl değiştiği; ikinci olarak da yine var olan bilgi seti ile koşullu varyansın nasıl ilişkilendirildiği belirlenmeye çalışılır<sup>157</sup>.

ARCH tipi modellerin en belirgin özelliği, mevcut bilgi seti dahilinde, koşullu varyansları gözlenemeyen cari volatilitenin tahmincisi olarak kullanılmasına uygun bir şekilde modellemeleridir.

---

<sup>157</sup>Volatilitesi ölçülen değişkenlerin çok geniş bir alana yayılmış olmaları nedeniyle bu değişkenler hakkında koşul oluşturulurken kesin yargılara sahip olmanın zor olduğu düşüncesi hakimdir. Bu nedenle daha çok serilerin belirli bir dönemdeki davranışlarının incelenmesi üzerinde durulmuştur. Bu tercih yapılırken ise genellikle, tek değişkenli zaman serisi teknikleri üzerinde yoğunlaşmıştır.

Finans teorisinde ortalama getiri üzerinde yoğunlaşan ve gelecekteki getiri oranlarını tahmin etmek için kullanılan bir çok yaklaşım olmakla birlikte, ARCH modellerinden önce hemen hemen herhangi bir model geliştirilmemiştir. Analizlerde kullanılan temel araç standart hata olmuştur. Örneğin, standart hata en yakın ayın verileri (22 gün) kullanılarak her gün hesaplanabilir. Bu yaklaşım, bir sonraki güne ait getirinin varyansının, son 22 güne ait hata terimlerinin karelerinin eşit ağırlıklı ortalaması olduğunu varsaydığı için ilk ARCH modeli olarak düşünülebilir. Daha yakın tarihlere ait olayların daha önemli olduğu ve bu nedenle daha fazla ağırlığa sahip olması gerektiğini düşünenler için eşit ağırlık yaklaşımı pek çekici gelmeyebilir. Bunun dışında, bu yöntemde bir aydan daha eski gözlemler için ağırlıkların sıfır olarak alınması da diğer bir eleştiri konusudur. Engle tarafından geliştirilen ARCH modelinde bu ağırlıklar tahmin edilen parametrelerdir.

Modern finans literatüründe, ağırlıklı olarak araştırmalarda iki tür volatilité modeli kullanılmaktadır. Bunlar stokastik volatilité modelleri ile otoregresif koşullu deęişken varyanslılık (ARCH) modelleri. Stokastik volatilité modelleri, teorik anlamda avantajları olmasına rağmen, pratikte uygulama zorlukları bulunması nedeniyle fazla tercih edilmemektedir. Bu modellerin en önemli avantajlarından biri, finans teorisinin varlık fiyatlama modellerinde yaygın olarak kullanılan, sürekli zaman modelleri ile doğrudan ilişkilendirilmeleridir. Bununla birlikte stokastik volatilitenin modelini tahmini, olabilirlik (likelihood) fonksiyonundaki bazı pratik dezavantajlar nedeniyle zordur ve bu nedenle burada yer almayacaktır.

Buna karşın ARCH modelleri, bu sorunları taşımamakta ve hesaplama kolaylığı sağlamaktadırlar. Şimdi, volatilitenin tahmininde ve öngörülmesinde kullanılan en basit ARCH modeli ile ARCH modelinin uzantılarını açıklayalım.

## 2.1. Otoresif Koşullu Deęişken Varyanslılık (ARCH) Modeli

Otoresif Koşullu Deęişken Varyanslılık (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity: ARCH) modellerinde, koşullu varyans ile koşullu ortalama olmak üzere iki eşitlik yer alır. Bu nedenle ARCH modelinin en basit şekli ile başladığımızda,  $t$  dönemindeki hata terimleri varyansları, geçmiş dönem hata terimlerinin karelerinin bir fonksiyonu olarak tanımlanır. Koşullu ortalama eşitliği ise, zaman serisi için aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$y_t = \mathbf{x}_t' \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

Burada  $\mathbf{x}_t$ ,  $y_t$ 'nin koşullu ortalamasını etkileyen deęişkenlerin yer aldığı settir<sup>158</sup>.  $\boldsymbol{\beta}$  ise katsayılar vektörüdür. Burada  $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{pt})'$  ve  $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)'$  dir. Hata

---

<sup>158</sup>Başka bir deyişle, muhtemel gecikmeli bağımlı deęişkenleri de içeren açıklayıcı deęişkenler vektörüdür. Yani, ortalama eşitliğinde yer alan dışsal yada daha önceden belirlenmiş (predetermined) deęişkenleri ifade etmektedir

terimi,  $\varepsilon_t$ 'nin ise ortalaması sıfır ve koşullu varyansı  $\sigma_t^2 = E\{\varepsilon_t^2 | I_{t-1}\}$  dir. Hata teriminin  $t$  anındaki varyansı, önceki dönemlerin hata terimlerinin karelerine bağlıdır. Burada  $I_{t-1}$ , genellikle  $\varepsilon_{t-1}$ 'i ve onun geçmişine ait tüm verileri de içeren bilgi setidir. İlk olarak Engle<sup>159</sup> tarafından geliştirilen ARCH modeli, en basit şekli ile aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\text{var}(\varepsilon_t^2 | I_{t-1}) = \sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2.11)$$

Yukarıdaki bir model, sadece bir dönemli gecikmeli bir fonksiyon olduğu için ARCH(1) olarak adlandırılır. Varyansın pozitif olabilmesi için,  $(\sigma_t^2 \geq 0)$ ,  $\varepsilon_{t-1}^2$ 'e bakılmaksızın,  $\omega \geq 0$  ve  $\alpha \geq 0$  olması gerekmektedir. ARCH(1) modeli,  $t-1$  döneminde ortaya çıkan büyük bir şoktan sonra,  $\varepsilon_t$ 'nin de mutlak olarak büyük bir değer almasını öngörür. Yani,  $\varepsilon_{t-1}^2$  büyük iken sonraki dönemin hata terimi,  $\varepsilon_t$ , de büyük olacaktır. Eşitlik (2.10) koşullu ortalama eşitliği olarak adlandırılırken, Eşitlik (2.11) koşullu varyans eşitliği olarak tanımlanmaktadır.

Eşitlik (2.11) ile gösterilen ARCH modeli  $\varepsilon_t$ 'nin durağan olup olmadığı ile ilgili değildir<sup>160</sup>. Buna karşılık sadece  $\varepsilon_t^2$  ve  $\varepsilon_{t-1}^2$  ile gösterilen hata terimlerinin karelerinin birbirlerinden istatistiksel olarak bağımsız olduğunu belirtir.  $\varepsilon_t^2$ 'nin koşulsuz varyansı ise aşağıdaki şekilde gösterilebilir:

<sup>159</sup>Robert F. Engle, "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, (1982), ss.987-1007.

<sup>160</sup>Bir olasılıklı (stokastik) sürecin durağan olması için zaman içinde değişmeyen ortalamaya ve varyansa sahip olması ve iki dönem arasındaki ortak varyansın (kovaryansın) bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de, sadece iki dönem arasındaki uzunluğa bağlı olması gerekir. Buna göre,  $Y_t$  herhangi bir zaman serisini gösterirken,

$$E(Y_t) = \mu$$

$$\text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\text{Cov}(Y_t, Y_{t-k}) = E(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu) = \gamma_k$$

dir. Buna göre her  $k$  için,  $Y_t$  ve  $Y_{t-k}$  arasındaki kovaryanslar  $t$ 'ye değil,  $k$ 'ya bağlıdır. (Bkz. Damodar N. Gujarati, *Temel Ekonometri*. Çeviren: Ümit Şenesen, G. Günlük Şenesen (Birinci Basım. İstanbul: Literatür Yayınevi, Ekim 1999), s.713.)

$$\begin{aligned}\sigma^2 &= E\{\varepsilon_t^2\} \\ \sigma^2 &= \varpi + \alpha E\{\varepsilon_{t-1}^2\}\end{aligned}\quad (2.12)$$

Koşulsuz varyansın durağan olabilmesi için,  $0 \leq \alpha \leq 1$  olması gereklidir. Bu durumda koşulsuz varyans aşağıdaki gibidir:

$$\sigma^2 = \frac{\varpi}{1-\alpha} \quad (2.13)$$

Eşitlik (2.13)'ten anlaşıldığı gibi, koşulsuz varyans  $t$ 'ye bağlı değildir.

ARCH(1) modeli, 1 dönemlik gecikme yerine  $p$  dönemlik gecikme kullanılarak ARCH( $p$ ) modeli olarak aşağıdaki gibi belirlenebilir:

$$\begin{aligned}\sigma_t^2 &= \varpi + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \\ \sigma_t^2 &= \varpi + \alpha(L) \varepsilon_{t-1}^2\end{aligned}\quad (2.14)$$

yada,

$$\sigma_t^2 = \varpi^2 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2, \quad (2.15)$$

dır. Burada  $\alpha(L)$ ,  $p-1$  inci dereceden gecikme polinomudur. Koşullu varyans değerinin pozitif olma zorunluluğu nedeniyle,  $\varpi$  ve  $\alpha(L)$ 'nin pozitif olması gerekir. Ayrıca, bu sürecin durağan olması için  $\alpha(1) < 1$  olmalıdır.  $j$  gibi bir ara dönem öncesi ortaya çıkan bir şokun cari dönem volatilitesi üzerindeki etkisi,  $\alpha_j$  katsayısı ile belirlenir. ARCH( $p$ ) modellerinde,  $p$  dönemden daha önce gerçekleşen şokların cari volatilité üzerinde etkisi olmadığı kabul edilir.

Bilindiği gibi bir regresyonda veya otopregresif süreçte ARCH hata terimlerinin yer alması, En Küçük Kareler yöntemiyle yapılacak bir tahminin sonuçlarını geçersiz kılmamaktadır. Bununla birlikte, ARCH modeli ile yapılacak tahminlerde, en küçük

kareler tahmincilerine oranla göre daha etkin, doğrusal olmayan tahminciler vardır. Daha da önemlisi, ARCH modelleri, örneğin bir yatırımın risk derecesini belirlemede kullanıldıkları için gelecek dönem varyansının öngörüsünde kullanılabilir. Son olarak, ARCH etkisinin olup olmadığının test edilmeli ve buna göre tahmin edilmelidir. Nihayet  $p$ 'nin alacağı değeri (yani otoregresyonun derecesini) belirlemede, Breusch-Pagan değişken varyanslılık testi<sup>161</sup> kullanılır.

Modern finans literatüründe risk ile getiri arasında tercih yapma sorunu, varlık fiyatlandırma modellerinin en önemli konusudur. Daha fazla risk içeren varlıklar, bunu telafi edebilmek için daha yüksek ortalama getiriye sahip olmalıdırlar. Bu nedenle yatırımcılar, herhangi bir varlığın elde tutma riski arttıkça, varlık için daha fazla risk primi talep ederler.

Herhangi bir varlığın getirisinin varyansı, o varlığın risk derecesini temsil ederse, yukarıda belirtilen tercih sorunu nedeniyle, risk primi (yada beklenen getiri) ile varlığın varyansı arasında pozitif bir ilişkinin olması gerekir. O halde koşullu varyans, getiri serisi'nin koşullu ortalama eşitliğine dahil edilmelidir. Ortalama eşitliğine koşullu varyans dahil edildiğinde, Engle, Lilien ve Robbins<sup>162</sup> tarafından geliştirilen ve Eşitlik (2.16) ile ifade edilen Ortalamada ARCH (ARCH in Mean: **ARCH-M**) modeli elde edilir:

$$\begin{aligned} y_t &= x_t' \theta + \delta \sigma_t^2 + \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 &= \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (2.16)$$

ARCH-M modeli, risk ile getiri arasındaki bu tercih sorununu açıklayabilecek

---

<sup>161</sup>Bunun için EKK yöntemi kullanılarak, hata terimlerinin karelerinin,  $\varepsilon_t^2$ , bir sabit değer ile birlikte, gecikmeli değerleri,  $\varepsilon_{t-1}^2, \dots, \varepsilon_{t-p}^2$ , üzerinde ikincil bir regresyona tabii tutulması ve sonuçta  $TR^2$  istatistiğinin elde edilmesi yeterli olacaktır. Sabit varyanslılığı ifade eden boş hipotezin,  $\alpha_1 = \dots = \alpha_p = 0$ , altında, elde edilen test istatistiği,  $p$  serbestlik derecesi ile asimtotik olarak bir Ki-Kare dağılımına sahiptir. Diğer bir deyişle, sabit varyanslılığın, hata terimlerinin bir ARCH( $p$ ) süreci izlediği varsayımına karşı test edilmesi oldukça basittir.

<sup>162</sup>Engle, Lilien ve Robins, **a.g.e.**, ss.400-407.

nitelikte bir modeldir. Beklenen riske ait katsayı olan  $\delta$ 'nin değeri, risk ile getiri arasındaki deęiş-tokuşun bir ölçütü olarak alınır.

Kısaca ARCH-M modeli, koşullu varyansın ortalamayı etkileyebilmesine olanak veren bir ARCH modelidir. Bu yolla, deęişen koşullu varyanslar herhangi bir portföyün beklenen getirisini etkileyebilmektedirler. Bilindięi gibi normal üstü getirilerin öngörülmesinde önemli olan deęişkenler, risk primi ile ilişkilidirler. Ancak bu deęişkenler, ARCH-M modeli çerçevesinde ve koşullu varyansın bir fonksiyonunun regresyona açıklayıcı deęişken olarak eklenmesi durumunda, daha az anlamlı hale gelirler. Bunun yanında, daha önceki durumda, hata terimlerindeki deęişken varyanslılık, test istatistiklerini yanlış hale getirir ve açıklayıcı deęişkenlerin yanlış bir şekilde anlamlı belirlenmelerine neden olur.

## 2.2. ARCH Modelleri ve Sorunları

ARCH modeli ilk olarak Engle tarafından finansal varlık getirilerinin stokastik volatilitelerinin modellenmesi amacıyla geliştirilmiş ve o günden bu yana finansal zaman serilerinde, zamanla deęişen varyans ve volatiliteler kümelenebilir konularında kullanılan başlıca model haline gelmiştir.

ARCH modellerinin tahminlerinde kullanılan bilgi seti, sadece artık terimler gibi sistem içinde içsel olarak tahmin edilen sıradan deęişkenleri deęil, işlem hacmi veya faiz oranları gibi cari volatilitenin açıklayıcı deęişkenleri olabilecek deęerleri de içerebilir. ARCH modellerinin dięer bir özellięi ise modelin, koşullu ortalama ve koşullu varyansın aynı anda tahmin edilmesine olanak vermesi yoluyla hesaplama kolaylıęı sağlamasıdır. Buna karşılık, ARCH modeline alternatif olarak geliştirilen modellerde, koşullu varyansın tahmininde iki aşamalı tahminciler kullanılmaktadır.

Dięer yandan doğrusal ARCH modellerinin bu yararları yanında, bazı sorunları da bulunmaktadır. Doğrusal ARCH modellerinin koşullu varyansta asimetri yaratma yeteneęinin sınırlı olması, bu sorunlardan biridir. Hisse senedi getirilerinde asimetri,

mevcut volatilitenin pozitif veya negatif fiyat deęişikliklerine asimetrik bir şekilde tepki vermesi anlamına gelir ve finansal piyasalarda sıkça yaşanan bir durumdur. Daha önce de belirtildięi gibi, pozitif veya negatif getiri şoklarına volatilitenin asimetrik tepkisi kaldıraç etkisi olarak da bilinmektedir. Kaldıraç etkisi, hisse senedi fiyatlarında yaşanan bir deęişimim volatilitede ters yönde bir deęişime neden olmasıdır. Yani bu modeller, finansal zaman serisi verilerindeki asimetrik volatilitate tepkisini kapsayamamaktadırlar. Bu modellerde hata terimlerinin işaretleri deęil sadece mutlak deęerleri önemlidir.

ARCH tipi modellerde koşullu varyans eşitlięi, yalnızca hata terimlerinin karelerinin bir fonksiyonudur. Koşullu varyansın tahmininde sadece artık terimlerin büyüklükleri önemlidir. Bu terimlerin işaretlerinin herhangi bir önemi yoktur. Bu nedenle, ARCH modelindeki koşullu varyans artık terimlerin aynı büyüklükteki pozitif yada negatif deęerlerine simetrik olarak tepki verir. Bu durum doğrusal ARCH modellerinin, mevcut volatilitenin daha önceki dönemde yaşanan farklı fiyat deęişimlerine asimetrik olarak verdięi tepkileri neden kapsayamadığını göstermektedir.

Doğrusal ARCH modellerinin asimetri etkisini kapsayamaması nedeniyle koşullu varyans eşitliğine kaldıraç etkisinin dahil edildięi doğrusal olmayan ARCH modelleri geliştirilmiştir. Örneğin Nelson<sup>163</sup>, üstel GARCH (EGARCH) olarak bilinen modelinde, koşullu varyans eşitliğine normalleştirilmiş hata terimlerinin işaretlerini birleştirerek dahil etmiş ve bu yolla koşullu varyansın negatif ve pozitif getiri deęişmelerine asimetrik olarak tepki verebilmesine olanak tanımıştır.

Ayrıca Glosten, Jagannathan ve Runkle<sup>164</sup>, GARCH modelini geliştirerek eşik ARCH modelinin özel bir durumu olan GJR modelini elde etmişler ve pozitif veya negatif artık terimlerin koşullu varyans üzerindeki etkisini araştırmaya çalışmışlardır.

Birinci bölümde de deęinildięi gibi finansal varlık getirilerinin birbirileri ile seri korelasyon içinde olması durumu, finansal piyasalarla ilgili çalışmalarda, üzerinde

---

<sup>163</sup>Nelson, a.g.e., (1991), ss.348-350.

<sup>164</sup>Glosten, Jagannathan ve Runkle, a.g.e., ss.1785-1801.

önemle durulan bir konudur ve *volatilite kümelenmesi* (volatility clustering) olarak adlandırılır. Volatilite kümelenmesi literatürde ilk olarak Mandelbort<sup>165</sup> tarafından 1963'te incelenmiştir. Buna göre, fiyatlarda veya getiri oranlarında oluşan büyük değişimler sonrası meydana gelen değişimler de (negatif yada pozitif) büyük olacaktır. Benzer biçimde, küçük değişimleri de gene küçük değişimler izleyecektir. Fiyat veya getiri şoklarının bu eğilimde olması, finansal varlık getirilerinin değişkenliğinin de zaman içinde birbirine bağımlı olarak gelişim göstermesi sonucunu doğurmaktadır. Kısaca, volatilite kümelenmesi, zaman içinde değişen volatilitenin (time-varying volatility) bir bakıma nedeni olmaktadır.

Son günlerde, zamanla değişen risk primi hipotezi (time varying risk premia hypothesis) ile zamanla değişen volatilite kavramları, birbirleri ile ilişkilendirilmekte ve dolayısıyla, teori (varlık değerlendirme modelleri) ve pratiğin (risk yönetimi) en önemli konularından biri olmaktadır. Ayrıca, finansal piyasalarda volatilite kümelenmesi üzerinde yapılan gözlemlere dayanarak, varlık getirilerinin yapısına uygun, zamanla değişen yeni ekonometrik zaman serisi yöntemlerinin geliştirilmesinin gerekli olduğu savunulmuştur. Ancak, finansal varlık getirilerinin bu tür özelliklerini açıklamaya yönelik, dinamik ekonometrik modellerin geliştirilmesinin zaman alacağı düşünülmektedir.

---

<sup>165</sup>B. Mandelbrot, "The Variation of Certain Speculative Prices," *Journal of Business*, 36 (October 1963), ss. 394-419.

### 2.3. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişken Varyanslılık (GARCH)

#### Modeli

ARCH modeli, ilk olarak Bollerslev<sup>166</sup> tarafından geliştirilmiş ve bu geliştirilen yeni model Genelleştirilmiş ARCH (Generalized ARCH: **GARCH**) modeli adını almıştır. GARCH modeli, geçmiş döneme ait hata terimlerinin karelerinin bir ağırlıklı ortalaması olmaktadır. Ancak, bu ağırlıkların etkisi zamanla azalan ancak hiçbir zaman sıfırdan farklı bir limit değerine ulaşan bir yapı göstermemektedir.

GARCH modeli, hem tahminindeki kolaylık, hem de koşullu varyansların tahminindeki başarısı nedeniyle; son zamanlarda ampirik çalışmalarda en çok kullanılan modellerden biri olmuştur. GARCH modeli, bu döneme ait varyansın, uzun dönem ortalama varyans ( $\omega$ ), piyasadaki yeni bilgiyi ifade etmek için kullanılan bir önceki dönemin hata terimlerinin karesi ( $\varepsilon_{t-1}$ ) ve bir önceki dönem tahmin edilen varyansın ( $\sigma_{t-1}^2$ ) ağırlıklı ortalamasına eşit olduğunu ifade eder.

GARCH modelinin en basit şekli olan GARCH(1,1) modeli ise aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2, \quad (2.17)$$

GARCH(1,1) modelindeki (1,1) ifadesinde ilk terim birinci dereceden GARCH teriminin varlığını, ikinci terim ise birinci dereceden ARCH teriminin varlığını belirtmektedir. Aslında GARCH modeli, koşullu varyans eşitliğinde gecikmeli varyansların yer aldığı, ARCH modelinin özel bir durumudur.

Eşitlik (2.17) ile gösterilen bu GARCH(1,1) tanımında tahmin edilmesi gereken sadece üç parametre ( $\omega$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$ ) bulunmaktadır. Hata terimlerinin karelerindeki

---

<sup>166</sup>Tim A. Bollerslev, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31 (April 1986), ss.307-327.

beklenmeyen hareket  $v_t \equiv \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$  olarak tanımlandığında GARCH(1,1) süreci aşağıdaki gibi yeniden düzenlenebilir:

$$\varepsilon_t^2 = \omega + (\alpha + \beta) \varepsilon_{t-1}^2 + v_t - \beta v_{t-1}, \quad (2.18)$$

Eşitlik (2.18), hata terimlerinin karelerinin değişken varyanslı bir ARMA(1,1) süreci olduğunu göstermektedir<sup>167</sup>. Hata terimi,  $v_t$  zamandan bağımsız da olsa, değişken varyanslılığa sahiptir. Otoregresif kısmın kökü  $\alpha + \beta$ 'dir ve durağanlık koşulu  $\alpha + \beta > 0$  olmasını gerektirir.  $\alpha + \beta$ 'nin bire yakın değerleri volatilitenin kalıcılığının yüksek olduğunu gösterir<sup>168</sup>. Bu toplam bire ne kadar yakınsa, volatilitenin şoku o kadar uzun sürede etkisini yitirecektir. Yani volatilitenin kalıcılığı,  $\alpha$  ve  $\beta$ 'nin toplamı bire ne kadar yaklaşırsa o kadar artar.

Bununla birlikte Nelson ve Cao<sup>169</sup>,  $\alpha_i \geq 0$  ve  $\beta_j \geq 0$  koşullarının  $\sigma_t^2$ 'nin pozitif olması için yeter ancak geçer koşul olmadığını belirterek, GARCH(1,q) ve GARCH(2,q) durumları için sonlu eşitsizlik kısıtları önermişlerdir. Bu kısıtlar altında GARCH(1,1) dışındaki GARCH modellerinin varyans eşitliğindeki bazı değişkenlerin katsayıları, koşullu varyans,  $\sigma_t^2$ 'nin negatif olmama koşulunu etkilemeden negatif değerler alabilirler. Durağanlık koşulu altında  $E\{\varepsilon_{t-1}^2\} = E\{\sigma_{t-1}^2\} = \sigma^2$  olarak yazılabilir ve  $\varepsilon_t$ 'nin koşulsuz varyansına ilişkin eşitlik aşağıdaki gibi gösterilebilir<sup>170</sup>:

$$\sigma^2 = \omega + \alpha\sigma^2 + \beta\sigma^2 \quad (2.19)$$

<sup>167</sup>Engle'e göre bu eşitlik standart zaman serisi teknikleri ile yapılan tahminlerde kullanılabilirse de, hata terimindeki tüm değişken varyanslılığı gözardı ettiği için etkin tahminler vermez.

<sup>168</sup>Bütünleşik (Entegre) GARCH (IGARCH) sürecinde  $\alpha + \beta = 1$ 'dir ve volatilitenin şoklarının etkilerinin kalıcılığını ifade eder. (b.k.z. Engle ve Bollerslev, 1986).

<sup>169</sup>Daniel B. Nelson ve Charles Q. Cao, "Inequality Constraints in the Univariate GARCH Model," *Journal of Business and Economics Statistics*, 10 (April 1992), ss.229-235.

<sup>170</sup>Bu eşitlik ancak  $\varepsilon_t$ , otokorelasyon içermediğinde geçerlidir.

Bu eşitlikte  $\sigma_t^2$  yalnız bırakıldığında ve  $\alpha + \beta < 1$  koşulu sağlandığı sürece<sup>171</sup>:

$$\sigma^2 = \frac{\varpi}{1 - \alpha - \beta} \quad (2.20)$$

bulunur. Eşitlik (2.18)'in gecikmeli değerleri, eşitlikteki yerlerine koyularak yeniden düzenlendiğinde aşağıdaki eşitlik elde edilir.

$$\begin{aligned} \sigma^2 &= \varpi + (1 + \beta + \beta^2 + \dots) + \alpha (\varepsilon_{t-1}^2 + \beta \varepsilon_{t-2}^2 + \beta^2 \varepsilon_{t-3}^2 + \dots) \\ &= \frac{\varpi}{1 - \beta} + \alpha \sum_{j=1}^{\infty} \beta^{j-1} \varepsilon_{t-j}^2, \end{aligned} \quad (2.21)$$

Bu eşitlik, GARCH(1,1) modelinin, geometrik olarak azalan katsayılara sahip, sonsuz derece bir ARCH modeline eşit olduğunu göstermektedir. Sonuç olarak GARCH modeli, yüksek dereceden gecikmeli ARCH sürecine bir alternatif oluşturmaktadır.

Daha önce de vurguladığımız gibi GARCH(1,1), volatilité modellerinin en basit ve en güvenilir olanıdır. Bununla birlikte model nihai halini almış bir model değildir ve birçok eklenti ve değişikliklerle geliştirilmeye açıktır. GARCH(1,1) modeli daha fazla gecikme derecelerinin kullanıldığı GARCH(p,q) modeli haline getirilerek genelleştirilebilir. Bu tür yüksek dereceden gecikmeli modeller, özellikle uzun dönemli verinin (yirmi yada otuz yıllık günlük veri yada bir yıllık saatlik veri gibi) kullanıldığı durumlarda yararlıdır. Bu şekilde ilave gecikme değerlerinin kullanıldığı modeller, zaman serilerinde yer alan şok etkisinin hızlı veya yavaş bir şekilde erimesine olanak verirler. Buna iyi bir örnek olarak, Engle ve Lee tarafından geliştirilen ve bileşenli model olarak da adlandırılan GARCH(2,2) modeli gösterilebilir. GARCH modeli en genel biçimiyle, yani GARCH(p,q) biçiminde aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

---

<sup>171</sup>  $\alpha + \beta \geq 1$  durumunda koşullu varyans tanımsızdır. (Varyansın durağan değildir.)  $\alpha + \beta = 1$  durumunda ise koşullu varyans birim köke sahiptir. (IGARCH).

$$\sigma_t^2 = \varpi + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2.22)$$

yada

$$\sigma_t^2 = \varpi + \alpha(L) \varepsilon_{t-1}^2 + \beta(L) \sigma_{t-1}^2, \quad (2.23)$$

Burada  $\alpha(L)$  ve  $\beta(L)$  gecikme polinomlarını göstermektedir.

Eşitlik (2.21) aşağıdaki şekle dönüştürülerek öngörü amacıyla kullanılabilir:

$$\sigma_t^2 - \sigma^2 = \alpha \sum_{j=1}^{\infty} \beta^{j-1} (\varepsilon_{t-j}^2 - \sigma^2), \quad (2.24)$$

Her ne kadar bu model sadece bir dönem için öngöründe bulunmak amacıyla geliştirilmiş olsa da, bir dönemlik öngörüye dayanarak, iki dönemlik öngörü de yapılabilmektedir. Sonunda, aşamalı olarak uzun dönemli tahminler yapılabilmektedir. GARCH(1,1) modeli için iki aşamalı öngörü, uzun dönem ortalama varyansa, tek aşamalı öngörüden daha yakındır ve daha ileri dönemler için yapılan öngörüler ise  $\alpha + \beta < 1$  olduğu sürece tüm dönemler için aynıdır. Ancak bu sadece koşulsuz varyanstır. Bu nedenle GARCH modelleri sabit koşulsuz varyansa sahipken, ortalaması belirli sınırlarda kalan ve zamanla ortalamaya yaklaşan (mean reverting) bir yapıya ve koşullu olarak değişken varyanslılık özelliklerine sahiptirler.

GARCH(1,1) modelinin tahmin aşamasında yanıtlanması gereken ilk soru, değişkenlerden sadece getiri oranlarına ilişkin veriler varken, modelin hangi yöntemle tahmin edileceğidir. Bu soruya verilecek en basit yanıt Maksimum Olabilirlik Yöntemi olacaktır. Yani, normal olabilirlik fonksiyonunda,  $\sigma^2$  yerine  $\sigma_t^2$  yerleştirilerek, parametre kısıtları altında maksimizasyon uygulanarak tahmin edilebilir. Bu süreç ise şu şekilde özetlenebilir. Herhangi bir  $\varpi$ ,  $\alpha$  ve  $\beta$  parametre seti için, artık terimlerin gözlenen varyansları yardımıyla elde edilen ilk gözlemin varyansının tahmininden

başlayarak, ikinci gözlemin varyans öngörüsü hesaplanabilir. Bu güncelleştirilmiş GARCH formülü, koşulsuz varyansın ağırlıklı ortalamasını, ilk gözlemin artık teriminin karesini ve başlangıç varyansını alarak, ikinci gözlemin varyansını tahmin eder. Sonunda, tüm bir zaman serisi için varyans öngörülerini oluşturulur. Artık terimler büyük iken bu seri de büyük; küçük iken bu seri de küçük olmaktadır. Olabilirlik fonksiyonu,  $\omega$ ,  $\alpha$  ve  $\beta$  parametrelerinin en iyi uygunluğu vermesi için sistematik bir şekilde ayarlanmalarını sağlayan bir yapıya sahiptir.

Bazı durumlarda, varyansın gerçek yapısı model tarafından belirlenenenden tamamen farklı da olabilir. Bu tür model hatalarını belirleyebilmek için kullanılan bir çok test vardır. Bunlar arasında en basit olanında bir artık terim,  $\{\varepsilon_t\}$ , serisi oluşturulur. Model eğer doğru bir şekilde belirlenmiş ise bu serinin sabit bir ortalamaya ve varyansa sahip olması beklenir. Artık terimlerin karelerinde otokorelasyonun olup olmadığını kontrol eden testlerden biri Ljung Box (Q) testidir. Bu testte, genellikle 15 dereceye kadar gecikmede, tüm otokorelasyonların birlikte sıfıra eşit olduğu sınanır.

Aynı ARCH-M modelinde olduğu gibi, benzer gerekçelerle GARCH-M modeli geliştirilmiştir. Bu Genelleştirilmiş ARCH-M (GARCH in Mean: **GARCH-M**) eşitliği, aşağıdaki şekilde gösterilebilir:

$$\begin{aligned} y_t &= x_t' \theta + \delta \sigma_t^2 + \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 &= \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (2.25)$$

Varlık getirileri için uygulandığında Eşitlik (2.25), bir varlığın koşullu ortalama getirisinin sadece dışsal değişkenler ( $x_t'$ ) ile değil, cari koşullu varyans ( $\sigma_t^2$ ) ile de belirlendiğini gösterir. Cari volatilitenin ortalama getiri üzerindeki etkisi  $\delta$  katsayısı ile ölçülmektedir ve risk ile getiri arasındaki değiş-tokuş nedeniyle pozitif bir değer alması gerekir.

## 2.4. GARCH Modellerinin Uzantıları

Otoregresif değişken varyanslılık modellerinde ilk geliştirildikleri dönemden günümüze kadar önemli değişimler yaşanmıştır. Yapılan ilaveler ile bu modellerin yukarıda belirtilen sorunları giderilmeye çalışılmıştır.

Bu bağlamda, GARCH modellerinin, volatilitenin asimetrik özelliklerini kapsamayı amacıyla geliştirilmiş modeller arasında başlıca, Engel<sup>172</sup> tarafından geliştirilen Asimetrik GARCH (AGARCH), Nelson<sup>173</sup> tarafından geliştirilen Üstel GARCH (EGARCH) ve Glosten, Jagannathan ve Runkle<sup>174</sup> tarafından geliştirilen GJR, Sentana<sup>175</sup> tarafından 1995'te geliştirilen kuadratik GARCH (QGARCH), 1994'te Zakoian'ın<sup>176</sup> geliştirdiği eşik ARCH (TARCH) modelleri örnek olarak gösterilebilir. Bu modellerde koşullu varyans eşitliğine, getiri şoklarının işaretinin etkisi dahil edilmekte ve bu şekilde volatilitenin asimetrik özellikleri daha iyi açıklanmaya çalışılmaktadır. Şimdi bu modelleri inceleyelim.

### 2.4.1. Asimetrik GARCH Modelleri

Birinci bölümde de değinildiği gibi birçok ampirik çalışma negatif bir fiyat şokunun hisse senedi getirilerinde daha yüksek volatiliteye neden olduğunu göstermiştir. Yatırımcıların kötü habere iyi haberden daha hassas tepki vermeleri buna neden olarak gösterilmektedir. Bunun nedenle, kötü haber sonucunda volatilitenin iyi habere göre daha yüksek olduğu gözlemlenmektedir.

ARCH ve GARCH modellerinin sınırlamalarından birisi de simetri sorunudur. Bu modellerde hata terimlerinin işaretleri değil, sadece mutlak değerleri önemlidir.

---

<sup>172</sup>Robert F. Engle, "Discussion: Stock Market Volatility and the Crash of '87," *Review of Financial Studies*, (June 1990), ss.103-106.

<sup>173</sup>Nelson, *a.g.e.*, (1991), ss.347-351.

<sup>174</sup>Glosten, Jagannathan ve Runkle, *a.g.e.* (1993), ss.1779-1780.

<sup>175</sup>E. Sentana, "Quadratic ARCH Models," *Review of Economics Studies*, 62, (October 1991), ss.639-661.

<sup>176</sup>Jean M. Zakoian, "Threshold Heteroskedastic Models," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, (September 1994), ss.931-935.

Dolayısıyla model açısından negatif bir şokun gelecek volatilité üzerindeki etkisi, aynı büyüklükteki bir pozitif şokun etkisi ile aynıdır<sup>177</sup>. Bu nedenle ARCH ve GARCH modellerinin başka uzantıları geliştirilerek ve iyi haberler ile kötü haberlerin gelecek volatilité üzerinde farklı etkileri gözlemlenmeye çalışılmıştır. Bu modeller **Asimetrik Volatilité Modelleri** olarak adlandırılabilir. Şimdi bu modelleri inceleyelim.

#### 2.4.1.1 Üstel GARCH (EGARCH) Modeli

Bir asimetrik model, fiyatlarda beklenmedik bir şekilde, örneğin kötü haber nedeniyle gerçekleşen düşüşün, gelecek volatilité üzerindeki etkisinin, aynı büyüklükteki beklenmedik bir fiyat yükselişinin etkisinden daha büyük olabileceğine izin verecek biçimde oluşturulmalıdır. Bu tür asimetrik özelliklere izin veren modellerden en önemlisi Nelson<sup>178</sup> tarafından geliştirilen Üstsel GARCH (Exponential GARCH: **EGARCH**) modelidir. EGARCH modeli, koşullu varyansın geçmiş hata terimlerinin asimetrik bir fonksiyonu olarak ifade edildiği alternatif bir modeldir ve aşağıdaki şekilde gösterilebilir:

$$\log \sigma_t^2 = \omega + \beta \log \sigma_{t-1}^2 + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \alpha \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} \quad (2.26)$$

Burada  $\alpha$ ,  $\beta$  ve  $\gamma$  sabit parametrelerdir.  $\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}$  ifadesinin varlığı nedeniyle,  $\gamma \neq 0$  olduğu sürece EGARCH modeli asimetriktir.  $\gamma < 0$  durumunda pozitif şoklar negatif şoklara oranla daha az volatilitéye neden olurlar. Yani EGARCH modeli volatilitédeki asimetriyi kapsar. EGARCH modeli ilave gecikmeler eklenerek genişletilebilir. Diğer taraftan, Eşitlik (2.26) aşağıdaki gibi de ifade edilebilir:

<sup>177</sup>ARCH tipi modellerin asimetrik volatilité tepkisini kapsama konusundaki kısıtlamalarına daha önce değinilmişti. Buna göre geleneksel GARCH modeli, farklı işaretlerdeki artık terimler için asimetrik koşullu volatilité etkisini doğru olarak belirleyememektedir. Yani, GARCH modelinde yer alan koşullu varyansın, daha önceki döneme ait hata terimlerinin karelerinin bir fonksiyonu olması; artık terimlere ait işaretlerin koşullu varyansın belirlenmesinde herhangi bir etkisinin ortaya çıkmasını engellemektedir. Bu problemi aşmak amacıyla Nelson tarafından EGARCH modeli geliştirilmiştir.

<sup>178</sup>Nelson, a.g.e, (1991), ss.347-349.

$$\begin{aligned} \log \sigma_t^2 &= \varpi + \beta \log \sigma_{t-1}^2 + (\gamma + \alpha) \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} && \text{eğer } \varepsilon_{t-1} > 0, \\ \log \sigma_t^2 &= \varpi + \beta \log \sigma_{t-1}^2 + (\gamma - \alpha) \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} && \text{eğer } \varepsilon_{t-1} < 0. \end{aligned} \quad (2.27)$$

Varyansın logaritmik bir şekilde modellenmesi nedeniyle, katsayılar negatif olsa da  $\sigma_t^2$  her zaman pozitiftir. Yani katsayılar üzerinde, basit GARCH modelindeki gibi, negatif olmama kısıtı uygulamaya gerek yoktur.

Engle ve Ng<sup>179</sup>, Haber Etkisi Eğrisi (News Impact Curve: NIC) ile, koşullu volatilité için bir dizi alternatif model üzerinde çalışmışlardır. NIC, pozitif ve negatif getiri şokları karşısında, volatilitédeki asimetrinin derecesinin grafiksel gösterimidir. NIC eğrisi, alternatif modellerinin, volatilitenin asimetri özelliğini ne kadar iyi açıklayabildiklerinin belirlenmesinde kullanılır.

t-2 ve daha öncesine ait bütün bilgiler sabit varsayımı altında ve tüm koşullu gecikmeli varyansların, koşulsuz varyansa eşit olduğu hipotezi ile, NIC eğrisi en son getiri şokunun (haber) cari volatilité üzerindeki etkisini gösterir. Yani bu eğri, geçmişte gerçekleşen getiri şoklarını (haberleri), cari volatilité ile ilişkilendirir ve yeni bilginin volatilité tahminlerine nasıl dahil edildiğini gösterir<sup>180</sup>.

GARCH(1,1) modeli ile EGARCH(1,1) modeli karşılaştırıldığında, haberlerin koşullu volatilité üzerindeki etkisi konusundaki farklılıklar dikkati çekmektedir. GARCH(1,1) ile karşılaştırıldığında EGARCH modeli negatif şokların etkilerinin daha güçlü olduğu, asimetrik bir NIC eğrisine sahiptir. Bunun dışında,  $\sigma_t^2$  üzerindeki etkinin üstsel oluşu nedeniyle, EGARCH modeline ait NIC eğrileri daha büyük eğime sahiptirler<sup>181</sup>.

<sup>179</sup>Robert F. Engle ve Victor K. King, "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, 48/5, (1993), ss.1749-78.

<sup>180</sup>Engle ve King, a.g.e., ss.1751.

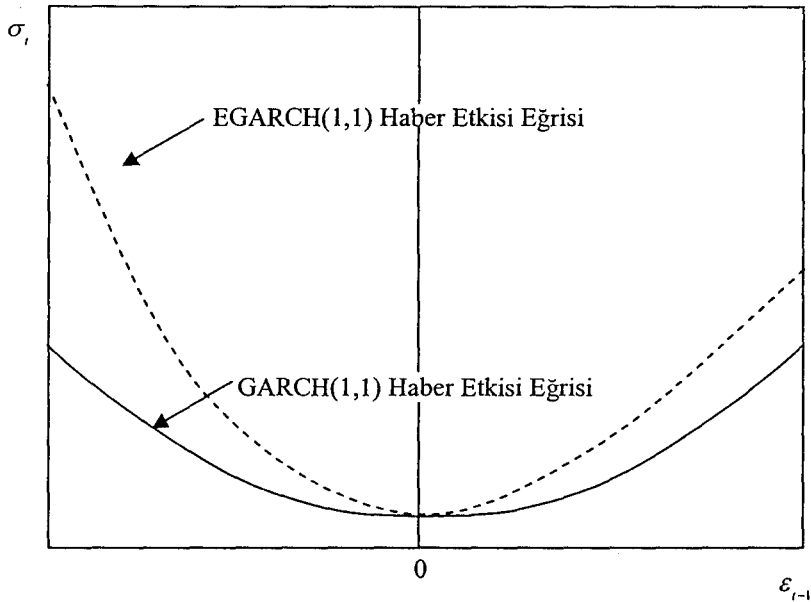
<sup>181</sup>Bir zaman serisi EGARCH yerine GARCH yönetimi kullanılarak tahmin edildiğinde, hata terimine ait katsayıların ve asimetri parametresinin değeri azaldığı için pozitif şoklar, negatif şoklardan daha büyük etki yaparlar.

GARCH modelinde NIC eğrisi  $\varepsilon_{t-1} = 0$  değeri etrafında dağılan ikinci dereceden (quadratic) bir fonksiyondur. EGARCH modelinde ise eğrinin minimumu  $\varepsilon_{t-1} = 0$  dır ve her iki yönde de üstel bir şekilde ancak farklı parametrelerle artış gösteren bir yapıya sahiptir. EGARCH modelinde, gecikmeli koşullu varyansların, koşulsuz düzeyde, değerlendirildiği bir haber etkisi eğrisi aşağıdaki şekilde gösterilebilir:

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= A \cdot \exp\left[\frac{(\gamma + \alpha)}{\sigma} \cdot \varepsilon_{t-1}\right], & \text{her } \varepsilon_{t-1} > 0, \text{ ve} \\ \sigma_t^2 &= A \cdot \exp\left[\frac{(\gamma - \alpha)}{\sigma} \cdot \varepsilon_{t-1}\right], & \text{her } \varepsilon_{t-1} < 0 \end{aligned} \quad (2.28)$$

Burada  $A \equiv \sigma^{2\beta} \cdot \exp\left[\omega - \alpha \cdot \sqrt{2/\pi}\right]$  dır.

Şekil 2.1. Haber Etkisi Eğrileri



Şekil 2.1'de haber etkisi eğrisinin  $\gamma < 0$  ve  $\alpha + \gamma > 0$  koşulları altında, EGARCH(1,1) ve GARCH(1,1) modellerindeki durumu gösterilmektedir. Eğriler her iki yönde de

gelişirlerse EGARCH modeli her iki yönde de daha yüksek varyanslara sahip olacaktır. Bunun nedeni, üstel eğrinin ikinci dereceden eğriye göre daha hızlı büyümesidir. NIC eğrilerinin incelenmesi sonucu, EGARCH modelinin, GARCH modelinden iki ana konuda farklılık gösterdiği ifade edilebilir:

- i) EGARCH modeli iyi ve kötü haberlerin volatilité üzerinde farklı etkileri olmasına izin verirken GARCH modelinde bu durum mümkün değildir. GARCH modeline ait NIC eğrisi simetrik, EGARCH modeline ait NIC eğrisi ise asimetriktir.
- ii) EGARCH modeli, önemli haberlerin volatilité üzerinde GARCH'ta olduğundan daha fazla etkisi olmasına izin verir. Bu da EGARCH modeline ait NIC eğrisinin GARCH modeline ait NIC eğrisinden daha yüksek olmasından anlaşılabilir.

EGARCH modeli en genel şekli ile yani EGARCH(p,q) biçiminde aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\log(\sigma_{t+1}^2) = \omega_T + \sum_{i=1}^q \alpha_{i,T} \left( \zeta_{1,T} \frac{|\varepsilon_{t-i+1}|}{\sqrt{\sigma_{t-i+1}^2}} \right) + \zeta_{2,T} \frac{\varepsilon_{t-i+1}}{\sqrt{\sigma_{t-i+1}^2}} + \sum_{i=1}^p \beta_{i,T} \log(\sigma_{t-i+1}^2) \quad (2.29)$$

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

Burada  $\zeta_1$  volatilitenin kümelenme etkisini,  $\zeta_2$  ise asimetrik etkiyi ölçmektedir. Negatif şokun koşullu volatilité üzerindeki etkisinin aynı büyüklükteki pozitif şoktan daha fazla olabilmesi için  $\zeta_2 < 0$  olması gerekir.

Buna ek olarak, logaritmik değerlerin kullanımı  $\alpha_i$  ve  $\beta_i$ 'nin koşullu varyans negatif olmadan negatif değerler alabilmelerini olası kılmaktadır. Yukarıdaki modelde şokların koşullu varyans üzerindeki kalıcılığı  $\sum_i \beta_i$  ile ölçülmektedir.

#### 2.4.1.2 Eşik GARCH (TGARCH) Modeli

GARCH modeli, koşullu ortalama hata terimi ( $\varepsilon_t$ ) nedeniyle, doğrusal olmayan bir yapıya sahip olsa bile tahmin edilen volatilitenin, volatilitenin daha önceki tahminleri ile haberlerin cari ve gecikmeli olarak volatilitenin üzerindeki etkisi arasında doğrusal bir ilişki olduğu varsayımına dayanır.

Bununla birlikte, birinci bölümde de değinildiği gibi yapılan çalışmalarda eşit ağırlıktaki pozitif yada negatif şokların hisse senedi fiyatları üzerinde farklı etkiler yarattığı saptanmış ve bu durum kaldıraç etkisiyle ilişkilendirilerek açıklanmaya çalışılmıştır<sup>182</sup>.

Piyasada yaşanan önemli oranda düşüşlerin mutlak olarak daha büyük hacimde olması ve piyasadaki yükselişlere oranla daha sık meydana gelmeleri nedeniyle; hisse senedi getiri oranlarının dağılımının sola yatık olduğu gözlemlenmektedir. İşte bu özellikteki dağılıma olanak verecek biçimde geliştirilen model, Eşik GARCH (Threshold GARCH: **TGARCH**) modelidir.

Bir TGARCH modeli için varyans eşitliği aşağıdaki gibidir:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \gamma\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta\sigma_{t-1}^2 \quad (2.30)$$

Burada:  $\varepsilon_t < 0$  ise  $d_t = 1$ ,  $\varepsilon_t \geq 0$  ise  $d_t = 0$  dır. Ortalama eşitliğinden elde edilen gecikmeli hata terimlerinin kareleri ( $\varepsilon_{t-1}^2$ , yani ARCH terimi), volatilitenin kümelenmesi hakkında bilgileri içeren terimdir. Geçen döneme ait öngörülen varyans (GARCH terimi)  $\sigma_{t-1}^2$  dır.

---

<sup>182</sup>Black, a.g.e., ss.180-181.

Bu modelde, iyi (olumlu) haberlerin ( $\varepsilon_i > 0$ ) ve kötü (olumsuz) haberlerin ( $\varepsilon_i < 0$ ) koşullu varyans üzerinde farklı etkileri olmaktadır. İyi haberin etkisi  $\alpha$  ile ölçülürken, kötü haberin etkisi ise  $(\alpha + \gamma)$  ile ölçülmektedir. Eğer  $\gamma > 0$  ise kaldıraç etkisi vardır.  $\gamma = 0$  durumunda ise haberlerin etkisi simetriktir denir. Daha yüksek dereceden gecikmeli TGARCH modeli ise aşağıdaki şekilde gösterilebilir:

$$\sigma_t^2 = \bar{\omega} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2.31)$$

TGARCH modelinde volatilitedeki kalıcılık  $\sum_i \alpha_i + \sum_i \beta_i + \left(\frac{\gamma}{2}\right)$  ile ölçülür.

#### 2.4.1.3 Bileşenli GARCH (CGARCH) Modeli

Engle ve Lee<sup>183</sup> tarafından geliştirilen bu modelin amacı volatilitenin kısa ve uzun dönem etkilerini birbirinden ayırmaktır. Bu nedenle, GARCH modeli ve onun asimetric uzantıları olan TGARCH ve EGARCH modelleri, ortalamaya ( $\bar{\omega}$ ) dönüşürken (mean reversion); Bileşenli GARCH (Component GARCH: **CGARCH**) modeli zamana göre değişen ortalamaya ( $\omega_t$ ) dönüşür.

GARCH(1,1) modelinde koşullu varyans:

$$\sigma_t^2 = \bar{\omega} + \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - \bar{\omega}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - \bar{\omega}) \quad (2.32)$$

şeklinde gösterilsin. Bu eşitlik, her zaman sabit olan ortalamaya  $\bar{\omega}$  'ya dönüşümü ifade ederken bu durum CGARCH modelinde, zamanla değişen ortalamaya  $q_t$  'ye dönüşümü gösterir:

---

<sup>183</sup>R. F. Engle ve G. J. Lee, "A Permanent and Transitory Component Model of Stock Return Volatility," UCSD, Department of Economics, Discussion Paper, No:92-44R, (1993).

$$\begin{aligned}\sigma_t^2 - q_t &= \bar{\omega} + \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - \bar{\omega}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - \bar{\omega}) \\ q_t &= \omega + \rho(q_{t-1} - \omega) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2)\end{aligned}\quad (2.33)$$

Burada  $q_t$  zamanla değişen uzun dönem volatilitiyi göstermektedir<sup>184</sup>. Eşitlik (2.33)'teki üst eşitlik,  $(\alpha + \beta)$  üssü ile sifıra yaklaşan, geçiş terimini  $(\sigma_t^2 - q_t)$  tanımlar. Alt eşitlik ise,  $\rho$  üssü ile  $\bar{\omega}$  'a yaklaşan, uzun dönem volatilitiyi ( $q_t$ ) tanımlar<sup>185</sup>.

Hem geçiş eşitliği, hem de kalıcı eşitlik bir arada aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\begin{aligned}\sigma_t^2 &= (1 - \alpha - \beta)(1 - \rho)\omega + (\alpha + \phi)\varepsilon_{t-1}^2 - (\alpha\rho + (\alpha + \beta)\phi)\varepsilon_{t-2}^2 \\ &\quad + (\beta - \phi)\sigma_{t-1}^2 - (\beta\rho - (\alpha + \beta)\phi)\sigma_{t-2}^2\end{aligned}\quad (2.34)$$

Bu eşitlik, CGARCH modelinin kısıtlı ve lineer olmayan bir GARCH(2,2) modeli olduğunu göstermektedir.

Yukarıda tanımlanan CGARCH modeli, TGARCH modeli ile birleştirilerek hem kalıcı hem de geçici (transitory) bölümlerde asimetri etkisinin yer almasına olanak verilebilir. Bu bağlamda, Asimetrik Bileşenli GARCH (Asymmetric Component GARCH) modeli ile geçiş fonksiyonuna otomatik olarak asimetri etkisi dahil edilmektedir.<sup>186</sup>

$$\begin{aligned}q_t &= \omega + \rho(q_{t-1} - \omega) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) + \theta_1 z_{1t} \\ \sigma_t^2 - q_t &= \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \gamma(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1})d_{t-1} + \beta(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \theta_2 z_{2t}\end{aligned}\quad (2.35)$$

Burada dışsal değişkenler  $z$  ile ifade edilirken  $d$ , negatif şokların varlığını gösteren

---

<sup>184</sup>Bir bileşenli modelde, koşullu varyans eşitliğine hem kalıcı hem de geçici eşitliklere dışsal değişkenler eklenebilir. Geçiş eşitliğine eklenen değişkenler volatilité üzerindeki kısa dönem hareketlere etki ederken, kalıcı eşitliğe eklenenler ise uzun dönem hareketlere etkide bulunurlar.

<sup>185</sup>Genellikle  $\rho$  1 ile 0.99 arasında bir değer alır ve bu nedenle  $q_t$ ,  $\omega$  'ya çok yavaş bir şekilde yaklaşır.

<sup>186</sup>Terence C. Mills, *The Econometric Modelling of Financial Time Series* (2<sup>nd</sup> edition, Cambridge UK: Cambridge University Press, 2000), ss.138-140.

kukla deęişkendir.  $\gamma > 0$  durumunda koşullu varyansta, geçici kaldıraç etkisinin olduęu söylenir.

#### 2.4.1.4 GJR Modeli

Hisse senedi fiyatlarında yaşanan deęişmelere koşullu varyansın verdięi asimetrik tepkileri modellemeye yönelik dięer bir alternatif çözüm, Glosten, Jagannathan ve Runkle<sup>187</sup> tarafından ortaya atılan ve geliştirilmiş bir GARCH-M modeli olan GJR modelidir. Koşullu varyans için basit bir GJR(1,1) modeli ařağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \theta \varepsilon_{t-1}^2 \cdot I(\varepsilon_{t-1} > 0) \quad (2.36)$$

Burada  $I$  gösterge fonksiyonudur (indicator function) ve  $\varepsilon_{t-1} \geq 0$  olduęu sürece bir; aksi halde sıfır deęerini alır. Asimetri etkisi, negatif getiri řokunun cari volatilitiyi artırdıęı anlamına gelen  $\theta < 0$  hipotezinin test edilmesi ile elde edilebilir.  $\varepsilon_{t-1} \geq 0$  durumunda (yani pozitif bir getiri řoku yařanırsa),  $\sigma_t^2$ 'in  $\varepsilon_{t-1}^2$ 'e göre kısmi türevi,  $\alpha + \theta$  olur ve bu yolla pozitif bir getiri řoku mevcut volatilitiyi azaltır. Eęer  $\varepsilon_{t-1} < 0$  olursa (örneęin negatif bir getiri řoku yařandıęında) kısmi türev  $\alpha$ 'dır ve  $\alpha + \theta < \alpha$  kořulu nedeniyle negatif bir getiri řoku cari volatilitiyi artırır. Sonuç olarak GJR modeli, Zakoian<sup>188</sup> tarafından geliştirilen TGARCH modelinin özel bir türüdür. GJR modeli TGARCH'a yakın olmakla beraber,  $\theta < 0$  varsayımı altında ve  $\varepsilon_{t-1} < 0$  durumunda GJR modeli, pozitif řok sonucunda daha büyük deęerler yaratır.

<sup>187</sup>Glosten, Jagannathan ve Runkle, a.g.e., (1993), s.1798.

<sup>188</sup>Zakoian, a.g.e. (1994), ss.950-953.

## 2.5. Diğer ARCH ve GARCH Modelleri

Burada, uygulamalarda çok sık kullanılmamalarına rağmen volatilitiyi açıklamakta kullanılan diğer modellere kısaca değineceğiz.

Engle ve Bollerslev<sup>189</sup>, bazıları doğrusal olmayan birçok ARCH modeli geliştirmişlerdir. Bunlar arasında Entegre GARCH (Integrated GARCH: **IGARCH**) olarak bilinen yaklaşım aslında GARCH(1,1) modelinin özel bir durumudur. GARCH(1,1) modelinde yer alan  $\alpha$  ve  $\beta$  katsayılarının toplamı bire eşitse, yani  $\alpha + \beta = 1$  durumunda, model IGARCH şeklini alır. Bu model basit şekli ile aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + (1 - \alpha) \sigma_{t-1}^2 \quad (2.37)$$

$\alpha + \beta = 1$  koşulunun geçerli olması durumunda, koşullu varyans kalıcıdır ve piyasadaki şokların yarattığı volatilitede uzun zaman kalıcı olur. Böylece gelecekte gerçekleşecek varyanslar her zaman bugünün varyansına bağlı olacaklardır ve cari bilgiler, geleceğe yönelik tüm koşullu varyans öngörülerinde kullanılabilir.

Taylor<sup>190</sup> ve Schwert<sup>191</sup>, volatilitenin kümelenmesini kapsamak amacıyla koşullu standart sapmanın ( $\sigma_t$ ), gecikmeli artık terimlerin mutlak değerlerine eşit olduğunu varsayımlar ve koşullu standart sapmayı

$$\sigma_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i |\varepsilon_{t-i}| + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j} \quad (2.38)$$

biçiminde belirlemişlerdir. Higgins ve Bera<sup>192</sup> GARCH modeli ile Eşitlik (2.38)'ı birleştirerek Doğrusal Olmayan ARCH (Nonlinear ARCH: **NARCH**) modelini

<sup>189</sup>Engle ve Bollerslev, **a.g.e.**, ss.1-50.

<sup>190</sup>S. J. Taylor, "**Modelling Financial Time Series**," (New York, NY: Wiley and Sons, 1994).

<sup>191</sup>Schwert, **a.g.e.**, (1989a), s.1118.

<sup>192</sup>M. L. Higgins ve A. K. Berra, "A Class of Nonlinear ARCH models," **International Economic Review**, 33, (1992), ss.137-158.

geliştirmişlerdir.

$$\sigma_t^\gamma = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i |\varepsilon_{t-i}|^\gamma + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^\gamma \quad (2.39)$$

Eşitlik (2.39) esas alınmak üzere aşağıdaki yeni formülasyon oluşturulabilir.

$$\sigma_t^\gamma = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i |\varepsilon_{t-i} - \kappa|^\gamma + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^\gamma \quad (2.40)$$

Burada sıfırdan farklı  $\kappa$  değerleri için,  $\sigma_t^\gamma$ 'e ait sürprizler gecikmeli hata terimlerinin işaretleri yanında büyüklüklerine de bağlı olacaktır. Eşitlik (2.40)'de yer alan formülasyon,  $\gamma = 2$  olduğunda, Sentana<sup>193</sup>'ün geliştirdiği İkinci Dereceden ARCH (Quadratic ARCH: **QARCH**) modelinin özel bir durumu haline gelir. Bu modelde  $\sigma_t^2$ , gecikmeli hata terimlerinin ikinci dereceden bir fonksiyonu olarak formüle edilir. Bu modelin diğer bir basit şekli ise Asimetrik ARCH (Asymmetric ARCH: **AARCH**) olarak adlandırılır. Engle tarafından geliştirilen AARCH modeli birinci dereceden gecikme için aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \delta \varepsilon_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (2.41)$$

Burada  $\delta$ 'nin negatif değerler alması; pozitif getiri oranının volatilitiyi, negatif oranlara göre daha az arttırdığını ifade eder.

Asimetrik etkileri modele dahil etmenin diğer bir yolu ise aşağıdaki gibi gösterilebilir.

---

<sup>193</sup>Sentana, a.g.e, (1991).

$$\sigma_t^\gamma = \varpi + \sum_{i=1}^q \left[ \alpha_i^+ I(\varepsilon_{t-i} > 0) |\varepsilon_{t-i}|^\gamma + \alpha_i^- I(\varepsilon_{t-i} \leq 0) |\varepsilon_{t-i}|^\gamma \right] + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^\gamma \quad (2.42)$$

Burada  $I(\cdot)$  gösterge fonksiyonu (indicator function) göstermektedir. Örneğin Zakoian<sup>194</sup> tarafından geliştirilen TGARCH modeli, Eşitlik (2.42)'de  $\gamma = 1$  koşulunun sağlandığı durumdur. Diğer taraftan Glosten, Jagannathan ve Runkle<sup>195</sup> aynı eşitliği,  $\gamma = 2$  durumunda tahmin etmişlerdir. Daha önce de açıklandığı gibi bu **GJR Modeli**, volatilitenin haberlere tepkisinin ikinci dereceden olarak gerçekleşmesine olanak tanır. Bu modelde iyi veya kötü haberlere farklı katsayılar verilirken, minimum volatilitenin haberin olmadığı durumda gerçekleşir.

Asimetrik Üstel ARCH (Asymmetric Power ARCH: **APARCH**) Modeli ise Ding, Granger, ve Engle<sup>196</sup> tarafından geliştirilmiştir. Bu model, APARCH (p,q) formunda, aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\sigma_t^\delta = \varpi + \sum_{i=1}^q \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^\delta \quad (2.43)$$

Burada,  $\varpi > 0$ ,  $\delta \geq 0$ ,  $\beta_j \geq 0$  ( $j = 1, \dots, p$ ),  $\alpha_i \geq 0$  ve  $-1 < \gamma_i < 1$  ( $i = 1, \dots, q$ ) dir.

Bu model hem asimetri katsayısını, hem de sistemin duruma göre değişmesine olanak veren üstel katsayısı bir araya getiren oldukça esnek bir modeldir. Bunun dışında APARCH, parametrelerinin aldığı değerlere göre yedi ayrı ARCH modeli haline gelebilen bir model olma özelliğini de taşımaktadır. Buna göre Eşitlik (2.43),

- $\delta = 2$ ,  $\gamma_i = 0$  ( $i = 1, \dots, p$ ) ve  $\beta_j = 0$  ( $j = 1, \dots, q$ ) ise ARCH,
- $\delta = 2$  ve  $\gamma_i = 0$  ( $i = 1, \dots, p$ ) ise GARCH,

<sup>194</sup>Zakoian, a.g.e., ss.935-939.

<sup>195</sup>Glosten, Jagannathan ve Runkle, a.g.e., ss.1780-1782.

<sup>196</sup>Ding, Z., C. W. J. Granger, and R. F. Engle "A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model," **Journal of Empirical Finance**, 1, (1993), ss.83-106.

- $\delta = 1$ ,  $\gamma_i = 0$  ( $i = 1, \dots, p$ ) ise Taylor<sup>197</sup> ve Schwert<sup>198</sup> tipi bir GARCH,
- $\delta = 2$  ise GJR,
- $\delta = 1$  ise TARARCH,
- $\gamma_i = 0$  ( $i = 1, \dots, p$ ) ve  $\beta_j = 0$  ( $j = 1, \dots, q$ ) ise NARCH,
- $\delta \rightarrow 0$  durumunda ise, Geweke<sup>199</sup> ve Pentula<sup>200</sup> tarafından geliştirilen Log-ARCH şeklini alır.

Görüldüğü gibi belli parametrelerin değişik değerler alması halinde farklı GARCH modelleri elde edilebilmektedir.

## 2.6. Doğrusal Olmayan Volatilité-Geçiş ARCH Modelleri

Daha önce de belirtildiği gibi, hisse senedi getirilerine ait volatilitenin asimetrik özellikler göstermesi finansal piyasalarda sıkça rastlanan bir durumdur ve doğrusal GARCH tipi modeller volatilitedeki bu asimetrik özelliği tam olarak açıklayamamaktadır. Bu nedenle, GARCH modellerindeki koşullu varyans eşitliğine asimetri etkisinin dahil edildiği, doğrusal olmayan GARCH modelleri geliştirilmiştir. Bu modeller arasında yer alan EGARCH ve GJR modellerini daha önceki konularda açıklanmıştı. EGARCH modeli, koşullu varyans eşitliğine normalleştirilmiş artık terimleri dahil ederek, koşullu varyansın hisse senedi fiyatlarında yaşanan pozitif ve negatif fiyat değişmelerine karşı asimetrik tepki göstermesine olanak vermektedir. GJR modeli ise hisse senedi getirilerinde eşik değerini sıfır sayarak negatif veya pozitif artık terimlerin koşullu varyans üzerindeki farklı etkilerini kapsayabilmekteydi.

Volatilitenin asimetrik özelliklerini yeterince ele alabilmelerine rağmen EGARCH ve GJR modellerinin de bazı kısıtlamaları vardır. Bunlardan en önemlisi tanımlama

<sup>197</sup>Taylor, a.g.e., (1986).

<sup>198</sup>Schwert, a.g.e., (1990), ss.82-83.

<sup>199</sup>J. Geweke, "Modeling the Persistence of Conditional Variances: A Comment," *Econometric Review*, 5, (1986), ss.57-61.

<sup>200</sup>S. Pentula, "Modeling the Persistence of Conditional Variances: A Comment," *Econometric Review*, 5, (1986), ss.71-74.

sorunudur. EGARCH ve GJR modellerinde, asimetrik volatilité tepkilerine neden olan dolaylı eşik değeri sıfırdır. Yani bu modeller, her negatif getiri şokunun daha yüksek volatilité üreteceğini başlangıçta kabullenmektedirler. Oysa pratikte, getiri değışmelerine ait tolerans aralıkları olarak adlandırılan, sıfır ve herhangi bir negatif değeri ile belirlenen, alt ve üst sınırlar bulunabilir.

Bu yolla, bu aralık içindeki herhangi bir negatif getiri şoku sonrası yatırımcılar toleranslı davranır ve sağduyulu tepkiler verirler. Bu nedenle, yüksek volatilitéye, her negatif getiri şoku değil, yukarıda belirtilen aralığın alt sınırının ötesindeki bir negatif getiri şoku neden olur denilebilir. Bu durumda, farklı volatilité tepkisine neden olan eşik değeri sıfır yerine tolerans aralığının alt sınırındadır. Bu nedenle negatif getiri şokları yatırımcıların daha yüksek volatilité yaratmalarına her zaman neden olmaz. Yani, EGARCH ve GJR modellerinin, asimetrik volatilité tepkisini kapsamaması amacıyla varsayılan sıfır eşik değeri, her zaman kullanılabilir genel bir model olarak değerlendirilemez. Bu nedenle, EGARCH ve GJR modellerine alternatif olarak Genelleştirilmiş Eşik ARCH (Generalized Threshold ARCH: **GTARCH**) ve Lojistik Yumuşak Geçiş ARCH (Logistic Smooth Transition ARCH: **LSTAR**) modelleri geliştirilmiştir.

GTARCH ve LSTAR modelleri, asimetrik volatilité özelliğini daha iyi yansıtabilmeleri amacıyla iki farklı volatilité rejimi altında ele alınmaktadır. Bunlardan biri yüksek, diğeri ise düşük volatilité rejimidir. Modellerin yüksek ve düşük volatilité rejimleri olarak iki ayrı grupta incelenmelerinin ana nedeni, koşullu varyansın vereceği farklı dinamik tepkilerin gözlemlenmek istenmesidir. Burada tanımlanacak bir geçiş (transition) parametresi aracılığıyla iki farklı rejimin varlığına izin veren, doğrusal olmayan dinamik bir süreç kullanılmaktadır. İki rejim arasındaki geçiş ise, geçiş parametresinin eşik değerinden ne kadar uzaklaştığı ile belirlenmektedir. Bu yolla, geçiş değışkeni koşullu varyans için farklı dinamik süreçler ve farklı asimetri gösterir.

### 2.6.1. ARCH tipi Volatilite-Geçiş Modeli

Hisse senedi volatilitelerini modellemek amacıyla, Eşitlik (2.44)'deki gibi basit bir GARCH(1,1) modeli varsayalım:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (2.44)$$

Burada  $\varepsilon_t = \sqrt{\sigma_t^2} v_t$  dir ve  $v_t$  bağımsız olarak bir standart normal dağılıma sahiptir. Koşullu varyansın dinamik sürecinde iki ayrı rejim olduğu varsayıldığında, doğrusal olmayan eşik ARCH modeli şu şekilde gösterilebilir.

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + (\delta_0 + \delta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \delta_2 \sigma_{t-1}^2) F(z_{t-d}) \quad (2.45)$$

Burada  $F(z_{t-d})$  sıfır ile bir sınırları arasında kısıtlanmış bir geçiş fonksiyonunu;  $z_{t-d}$  ise rejimler arası geçişi sağlayan geçiş (veya eşik) değişkenini göstermektedir.  $d$  ise geçiş değişkeninin gecikmesi hakkında bilgi içeren gecikme katsayısıdır.

Eşitlik (2.45) doğrusal bir GARCH modeli olmamakla beraber, tam olarak doğrusal olmayan bir GARCH türü de değildir. Geçiş değişkeni,  $z_{t-d}$ , yardımıyla kontrol edilen bir rejim-değiştirme modelidir. Bu rejim değiştirme mekanizması, geçiş değişkeni  $z_{t-d}$  ile kontrol edilmesi nedeniyle; rejimler arası geçişler içsel olarak kontrol edilmektedir.

### 2.6.2. Genelleştirilmiş Eşik ARCH (GTARCH) Modeli

Yukarıda değinilen volatiliteler geçiş mekanizmasını sağlayan  $F$  fonksiyonu, doğrusal olmayan iki farklı fonksiyonel biçime dönüştürülerek, rejimler arası geçiş daha iyi bir şekilde modellenebilir.  $F$  fonksiyonunun burada tanımlanacak iki fonksiyonel biçiminden biri, rejim değişikliğinin ani olarak meydana gelmesini, diğeri ise geçişin aşamalı ve yavaş bir şekilde olmasını tanımlamaktadır. Buna göre ilk fonksiyonel biçim

şu şekilde oluşturulabilir.

$$F(z_{t-d}) = \begin{cases} 1, & \text{eğer } z_{t-d} \geq k \\ 0, & \text{eğer } z_{t-d} < k \end{cases} \quad (2.46)$$

Yani, geçiş değişkeninin eşik değerinin altında veya üstünde olmasına bağlı olarak,  $(z_{t-d} \geq k$  ve  $z_{t-d} < k$ ) belirleyici fonksiyon bir yada sıfır değerini alır. Bu durum dikkate alındığında Eşitlik (2.46) aşağıdaki gibi yeniden düzenlenebilir:

$$\sigma_t^2 = \begin{pmatrix} (\varpi + \delta_0) + (\alpha + \delta_1)\varepsilon_{t-1}^2 + (\beta + \delta_2)\sigma_{t-1}^2, & \text{eğer } z_{t-d} \geq k \\ \varpi + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2, & \text{eğer } z_{t-d} < k \end{pmatrix} \quad (2.47)$$

Yukarıdaki modele göre koşullu varyansa ait dinamik süreç iki farklı rejimde ele alınmaktadır ve  $z_{t-d}$ , eşik değeri,  $k$ 'ya ulaştığında rejim değişikliği gerçekleşmektedir.  $F(z_{t-d})=1$  olduğunda koşullu varyans (2.47) nolu eşitlikteki ilk fonksiyon ile belirlenir.  $F(z_{t-d})=0$  durumunda ise  $\sigma_t^2$ , alt fonksiyon ile belirlenecektir.

Eşik sınıfına ait diğer bir model ise Threshold ARCH (TARCH) modelidir. Zakoian<sup>201</sup>, Glosten, Jagannathan ve Runkle<sup>202</sup> eşik olgusunu geleneksel değişken varyanslılık kavramı ile birleştirmişlerdir. Daha önce ele aldığımız bu modelde, koşullu varyansı eşik değerlerine bağlı doğrusal parçalı (piecewise) bir fonksiyon haline dönüştürerek TARCH modelinin, çeşitli işaret ve büyüklüklerdeki şoklara farklı tepkiler vermesine olanak sağlar. Burada değinile GTARCH modeli varyans eşitliğinde, eşik değerinin ve asimetri katsayısının daha genel bir spesifikasyona izin vermesi nedeniyle TARCH modelinden ayrılır.

<sup>201</sup>Zakoian, a.g.e., ss.931-955.

<sup>202</sup>Glosten, Jagannathan ve Runkle, a.g.e., ss.1779-1801.

### 2.6.3. Lojistik Yumuşak Geçiş ARCH (LSTAR) Modeli

Yumuşak geçiş mekanizması fikri ilk olarak Bacon ve Watts<sup>203</sup>, Goldfeld ve Quandt<sup>204</sup>, Maddala<sup>205</sup> ve Quandt<sup>206</sup>'ın çalışmalarında Yumuşak Geçiş Regresyonu Modelleri (Smooth Transition Regression Models) olarak kullanılmıştır. Bu modellerde geçiş parametresi olarak regresyonda bir açıklayıcı değişken kullanılmaktadır.

Otoregresif Yumuşak Geçiş Modelinde (Smooth Transition Autoregressive Model: STAR) ise, bu açıklayıcı değişken yerine bir geçiş parametresi,  $y_{t-d}$ , kullanılır. STAR modelinde yer alan geçiş fonksiyonu, lojistik ve üstsel olmak üzere iki ayrı spesifikasyona sahiptir ve bu spesifikasyonlar Otoregresif Lojistik Yumuşak Geçiş (LSTAR) ile Otoregresif Üstsel Yumuşak Geçiş (ESTAR) adları altında Terasvirta ve Anderson<sup>207</sup>, Granger, Terasvirta ve Anderson<sup>208</sup> ile Terasvirta<sup>209</sup>'nın çalışmalarında kullanılmıştır.

Eşitlik (2.46) ile tanımlanan geçiş fonksiyonu  $F$  'nin diğer bir fonksiyonel biçimi aşağıdaki gösterilmiştir:

$$F(z_{t-d}) = \frac{1}{1 + \exp[-\gamma(z_{t-d} - k)]}, \quad \gamma > 0 \quad (2.48)$$

Yukarıdaki eşitlik (2.45) nolu eşitliğe yerleştirildiğinde aşağıdaki şekli alacaktır:

<sup>203</sup>D. W. Bacon ve D. G. Watts, "Estimating the Transition between two Intersecting Straight Lines," *Biometrika*, 58, (December 1971), ss.525-534.

<sup>204</sup>S. M. Goldfeld ve R. E. Quandt, "The Estimation of Structural Shifts by Switching Regressions," *Annals of Economic and Social Measurement*, 2, (October 1973), ss.475-485.

<sup>205</sup>G. S. Maddala, (*Econometrics*, 2nd Edition, New York, New York: McGraw-Hill, 1997), ss.525-552.

<sup>206</sup>R. E. Quandt, "Computational Problems and Methods," *Handbook of Econometrics*, vol. 1, Amsterdam: North-Holland, 1983.

<sup>207</sup>T. Terasvirta ve H. M. Anderson, "Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of Applied Econometrics*, 7, (December 1992), ss.119-136.

<sup>208</sup>T. Terasvirta, H. M. Anderson ve C. W. J. Granger, "Modeling over the Business Cycle," *Business Cycles, Indicators and Forecasting*, vol.28, Chicago, University of Chicago Press, 1993, ss.311-325.

<sup>209</sup>T. Terasvirta, "Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of American Statistical Association*, 89, (March 1994), ss.208-218.

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + (\delta_0 + \delta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \delta_2 \sigma_{t-1}^2) \left( \frac{1}{1 + \exp[-\gamma(z_{t-d} - k)]} \right) \quad (2.49)$$

Eşitlik (2.49) ile gösterilen lojistik geçiş fonksiyonu, geçiş parametresi,  $z_{t-d}$  'nin sürekli ve yumuşak bir fonksiyonudur ve  $z_{t-d} - k$  'nin büyüklüğüne göre 0 yada 1 değerini alır.  $z_{t-d} = k$  durumunda geçiş fonksiyonunun değeri 0,5 olup, cari volatilité  $\sigma_t^2$  'nin yukarı ve aşağı rejimlerin ortasında bir yerde olduğu anlamına gelir.

Eşitlik (2.49)'da yer alan geçiş fonksiyonunun değeri bire eşit olduğunda eşitlik, GTARCH modelinde yukarı rejimi gösteren (2.47) ile aynıdır. Buna benzer bir şekilde,  $F = 0$  durumunda (2.49) nolu eşitlik, (2.47) nolu eşitliğin alt bölümünde yer alan ve GTARCH modelinde aşağı rejimi temsil eden eşitlik ile aynıdır. Bu nedenle, GTARCH modelinde belirtilen rejim dinamikleri ile LSTARARCH modelinde yer alan uç rejimlerin dinamikleri aynıdır. Yani, GTARCH modeli, LSTARARCH modelinin özel bir durumudur.

Eşitlik (2.49) ile gösterilen LSTARARCH modeli, iki uç rejim arasında sonsuz geçiş olanağı sağlar.  $0 < \gamma < \infty$  koşulu veri iken,  $z_{t-d} - k$  'nin pozitif değeri arttıkça, eşitlikte yer alan  $\exp[-\gamma(z_{t-d} - k)]$  'in değeri sıfıra yaklaşır. Bunun sonucunda, geçiş fonksiyonunun değeri bire yaklaşır. Bunun anlamı ise, cari volatilité,  $h_t$  'nin, yukarı rejime yaklaştığıdır. Buna benzer bir şekilde,  $z_{t-d} - k$  'nin negatif değeri büyüdükçe, Eşitlik (2.49)'daki  $\exp[-\gamma(z_{t-d} - k)]$  ifadesi sonsuza yaklaşır ve bunun sonucunda ise geçiş fonksiyonunun değeri sıfıra yaklaşır. Yani cari volatilité,  $h_t$  'nin, aşağı rejime yaklaşmaktadır.

Rejimler arası geçişin hızını belirleyen parametre  $\gamma$  parametresidir.  $\gamma$  ne kadar büyük olursa, rejimler arası geçiş o kadar hızlı olacaktır. Buna ek olarak,  $\gamma$  'nın sıfıra eşit olması durumunda, Eşitlik (2.49), Eşitlik (2.44) ile gösterilen doğrusal GARCH(1,1) modeli haline gelir.  $\gamma$  sonsuza yaklaştığında ise Eşitlik (2.49), GTARCH

modeli haline gelir. ( $z_{t-d} > k$  için  $F(z_{t-d})=1$  ve  $z_{t-d} \leq k$  için  $F(z_{t-d})=0$  dır. Burada  $\gamma \rightarrow 0$  durumunda LSTARARCH modeli bir TGARCH modeli;  $\gamma \rightarrow \infty$  durumunda ise bir GJR modeli halini alır.

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### TÜRKİYE HİSSE SENEDİ PİYASASINDA VOLATİLİTE VE DAĞILIMLARIN KARIŞIMI HİPOTEZİNİN SINANMASI

#### 1. GİRİŞ

Bu bölümde, ilk olarak ikinci bölümde ele alınan ARCH tipi modeller, İMKB endeks getirileri kullanılarak tahmin edilecek ve bunlar arasında en uygun olan model saptanmaya çalışılacaktır.

İkinci olarak, hisse senedi getirilerine ait koşullu varyanstaki otoresif etki olarak bilinen ARCH etkisini açıklamaya yönelik yaklaşımlardan biri olan Dağılımların Karışımı Hipotezi test edilerek, getiri volatilitesindeki kalıcılığın derecesi ile volatilitedeki bu hareketleri ARCH etkilerinin mi yoksa bilgi (haber) tabanlı etkilerin mi daha iyi açıkladığı sınıanacaktır.

İkinci bölümde de değinildiği gibi yapılan çalışmalarda, hisse senedi getirilerinin mevsimsellik içerdiği ve bu serilere ait dağılımların sivrilik, kalıcılık ve kümelenme gibi yapısal özelliklere sahip olduğu saptanmıştır. Zaman serisi ile ilgili çalışmalarda, hisse senedi getirilerinin bu tür özelliklerini iyi bir şekilde yansıttığına inanılan; koşullu değişken varyanslılık modelleri yaygın bir şekilde kullanılır olmuştur. Bu modeller ile yapılan çalışmalarda getiri serilerinde ARCH etkilerinin varlığı hakkında güçlü kanıtlar bulunmuştur<sup>210</sup>.

---

<sup>210</sup>Bu sonuç, finans yönetimi açısından önemlidir. Çünkü özellikle, tahmini getiri varyansları hisse senedi opsiyon fiyatlarının belirlenmesinde risk ölçütü olarak kullanılma olanağı sağlar. Diğer taraftan, piyasa etkinliği testlerinin güvenilir sonuçlar üretebilmesi için değişken varyanslılık sorunu dikkate alınmalıdır.

Hisse senedi getiri volatilitesi konusunda yapılan çalışmaların genelinde, getiriler üzerinde ARCH etkisinin yani, koşullu varyansta bir otoregresif etkinin bulunduğuna yönelik sonuçlar elde edilmesine rağmen, koşullu varyansın otoregresif hareketlerinin nedenlerinin iktisadi olarak açıklanmasında henüz bir görüş birliği sağlanamamıştır.

Getiri serilerindeki ARCH etkisini açıklamaya yönelik yaklaşımlardan en önemlisi, Clark<sup>211</sup>, Epps ile Epps<sup>212</sup>, Tauchen ile Pitts<sup>213</sup>, Harris<sup>214</sup> ve Lamoureux ile Lastrapes<sup>215</sup> gibi araştırmacılar tarafından öne sürülüp geliştirilen *Dağılımların Karışımı Hipotezi (Mixture of Distributions Hypothesis: MDH)*'dir. Bu hipoteze göre fiyat yada işlem hacmi şeklinde gerçekleşen stokastik bilgi girişi, dağılımların karışımı olarak tanımlanabilir. Yani, günlük fiyat değişimleri ile işlem hacmi, günlük bilgi girişini temsil eden bir karışım değişkeni (mixing variable) tarafından yönlendirilirler. Bu nedenle işlem hacmine ilişkin veriler, aslında zaman içerisinde değişen ARCH etkilerine hükmeder. Buna göre ARCH parametresi, kalıcılık özelliğine sahip bir otoregresif yapıda, hem volatilitenin kümelenmesinin belirlenebilmesine, hem de stokastik (karıştırıcı) değişken olarak kullanılan günlük bilgi girişi tarafından yaratıldığı düşünülen günlük getiri oranları gibi bir dağılımların karışımına da olanak tanır.

Diğer yandan Beaver'e göre, hisse senedi fiyatlarına odaklı testler, piyasanın bütününe ait beklentilerdeki değişimleri yansıtırken işlem hacmi odaklı testler ise yatırımcıların beklentilerindeki değişimleri yansıtmaktadır<sup>216</sup>. Bu açıdan bakıldığında, daha kesin istatistiksel çıkarımlarda bulunabilmek için hem fiyat hem de işlem hacmi

---

alınmalıdır.

<sup>211</sup>P. Clark, "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variances for Speculative Prices," *Econometrica*, 41, (1973), ss.135-155.

<sup>212</sup>T. Epps ve M. Epps, "The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes Implications for the Mixture of Distributions Hypothesis," *Econometrica*, 44, (1976), ss.305-321.

<sup>213</sup>Tauchen ve Pitts, a.g.e., ss.497-500.

<sup>214</sup>L. Harris, "Transaction Data Tests of the Mixture of Distributions Hypothesis," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, (1987), ss.127-141.

<sup>215</sup>C. G. Lamoureux ve W. D. Lastrapes, "Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects," *Journal of Finance* 45, (1990), ss.221-229.

<sup>216</sup>W. H. Beaver, "Information Content of Annual Earnings Announcements," *Journal of Accounting Research*, 6, (1968), ss.67-92.

değişkenlerinin yer aldığı ortak dağılımın incelenmesi daha yararlı olacaktır. Oysa, spekülatif fiyatlar üzerine yapılmış ampirik çalışmalarda, normal dağılımlardan çok sivri (leptokurtotic) dağılımların olduğu bulunmuştur<sup>217</sup>. Getiri oranlarında gözlemlenen sivri dağılımlar bir örnekleme sorunu olmakta ve verinin, değişken koşullu varyansa sahip karışık dağılımlardan (Mixed Distributions) oluşturulması sonucu ortaya çıkmaktadır<sup>218</sup>. Başka bir deyişle, hem fiyat hem de işlem hacmi değişkenlerinin yer aldığı istatistiksel testler MD hipotezini destekler niteliktedirler. Bu durumda, fiyat verileri değişken varyansa sahip ve işlem hacmi tarafından temsil edilebilecek koşullu stokastik bir süreç olarak algılanabilir<sup>219</sup>.

GARCH modellerinin başarısı, volatilité kümelenmesi, volatilité kalıcılığı ve sivrilik gibi diğer özelliklerini açıklayabilme ve bu yolla çok yönlü bir model olabilme başarısına bağlıdır<sup>220</sup>. Bilindiği gibi GARCH modeli, hata terimleri varyanslarının zaman içerisinde koşullu olarak değişmesine izin verir. Böylelikle GARCH modeli, zaman serilerinde sıkça rastlanan volatilité kümelenmesi sorununu açıklar. Ayrıca, farklı varyanslara ve belki de dağılım özelliklerine sahip iki dağılımdan oluşan karma bir dağılımın veya koşullu varyansta seri bağımlılık yaratan varsayımsal bir açıklayıcı değişkenin de modele katılmasıyla, kümelenme özelliği daha rafine bir biçimde belirlenebilir.

Ayrıca, aralarında Diebold<sup>221</sup> ve Gallant<sup>222</sup>'in da yer aldığı birçok iktisatçı

---

<sup>217</sup>Bilindiği gibi normal bir dağılım ortalaması etrafında simetrik olarak dağılır. (mesokurtic). Aynı ortalama etrafında daha yüksek tepe noktasına sahip bir dağılım ise sivridir. (leptokurtic). Bu tür dağılımlar normal dağılımlarda olduğundan daha kalın kuyruklara sahiptirler. Ortalama etrafında daha alçak tepe noktasına sahip dağılım ise basık dağılımdır ve normal dağılımdakilere oranla, daha ince kuyruklara sahiptir. (platykurtic). Sivri dağılımlar finansal ve ekonomik zaman serilerinde daha çok gözlemlenen bir özelliktir. Bkz. Chris Brooks, (**Introductory Econometrics for Finance**, 1st. Ed. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2002), ss.179-180.

<sup>218</sup>Bwo-Nung Huang ve Chin-Wei Yang, "An Empirical Investigation of Trading Volume and Return Volatility of the Taiwan Stock Market," **Global Finance Journal**, 12, (2001), ss.55-57.

<sup>219</sup>J. M. Karpoff, "The Relation between the Price Changes and Trading Volume: A Survey," **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 23, (1987), ss.109-126.

<sup>220</sup>Chong Soo Pyun, Sa Young Lee ve Kiseok Nam, "Volatility and Information Flows in Emerging Equity Market: A Case of the Korean Stock Exchange," **International Review of Financial Analysis**, 9 (2000), ss.405-420.

<sup>221</sup>F. X. Diebold, "Comment On The Modeling Of The Persistence Of Conditional Variance," **Econometric Reviews**, 5, (1986), ss.51-56.

<sup>222</sup>A. R. Gallant, D. Hsieh ve G. Tauchen, "Estimation of Stochastic Volatility Models with

çalışmalarında, günlük işlem hacmi gibi açıklayıcı bir değişkenin koşullu varyansındaki seri korelasyonun, getiri volatilitesinde zamana bağlı olarak değişime yol açtığını ve bu durumun da GARCH modeli tarafından açıklanabildiğini ortaya koymuşlardır. Araştırmacılar aynı zamanda, işlem hacmi ile aynı oranda değişen günlük bilgi girişinin, hisse senedi getirilerindeki koşullu değişken varyanslılığına yol açan ARCH etkisinin bir kaynağı olabileceğini göstermişlerdir.

Lamoureux ve Lastrapes<sup>223</sup> MD hipotezini kullanarak, günlük bilgi girişi sayısının seri korelasyon içerdiği varsayımı altında bir GARCH modeli geliştirmişlerdir. Yazarlar, günlük bilgi girişini temsil eden işlem hacminin koşullu varyans eşitliğine dahi edilmesinin, volatilitedeki kalıcılığın ortadan kalktığını saptamışlardır. Karma stokastik değişkenlerin modelde yer alması, hisse senedi getirilerinin sivri dağılıma sahip olmasının nedeni olarak gösterildiği için; işlem hacmini modele dahil edilmesi serinin normal dağılım göstermemesinin açıklamaktadır. Araştırmacılara göre elde edilen bu bulgu, hisse senedi getirilerinin dağılımı hakkındaki açıklamalara paralellik gösteren, bilgiye dayalı varyans (information-based variances) yapısının varlığını destekler. Ayrıca bu çalışmada, Schwert<sup>224</sup>, Gallant<sup>225</sup> ve Jones<sup>226</sup> tarafından yapılan çalışmalarda elde edilen sonuçlara da ulaşılmıştır. Buna göre volatilité ile işlem hacmi arasında pozitif bir ilişki bulunmaktadır<sup>227</sup>.

MDH'yi destekler nitelikteki bütün bu çalışmalara rağmen, ARCH etkileri ile temsili olarak kullanılan işlem hacmi arasındaki ilişkileri inceleyen birçok çalışmada ise

---

Diagnostics," *Journal of Econometrics*, 81:1 (1997), ss.159-192.

<sup>223</sup>C. G. Lamoureux ve W. D. Lastrapes, "Endogenous Trading Volume and Momentum in Stock-Return Volatility," *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, (1994), ss.253-260.

<sup>224</sup>Schwert, a.g.e., (1989a), ss.1115-1153.

<sup>225</sup>R. Gallant, P. E. Rossi ve G. Tauchen, "Stock Prices and Volume," *The Reviews of Financial Studies*, 5, (1992), ss.199-242.

<sup>226</sup>C. M. Jones, G. K. Kaul ve M. L. Ipson, "Transactions, Volume and Volatility," *Review of Financial Studies*, 7, (1994), ss.631-651.

<sup>227</sup>Dağılımların karışımı hipotezinin temel öngörüsü, günlük fiyat değişimlerinin ve işlem hacminin, haber girişini temsil eden aynı karışım değişkeni tarafından yönetildiğidir. Beklenmedik iyi haberin girişi fiyatı artırırken, tersi düşürür. Her iki durum da, ortalamanın üstünde gelişen alım-satım işlemlerine karşılık gelir. Piyasa ise artık kendini yeni bir denge noktasına doğru ayarlamaya başlar. Tüm bunların ışığı altında volatilité ile işlem hacminin pozitif bir ilişkiye sahip olması beklenir. Bu konuda yapılan çalışmalardan biri için: Bkz. (C. Hiemstra ve J. D Jones, "Testing for Linear and Non-linear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation," *Journal of Finance*, 49, (1994), ss.1639-1664).

çelişkili sonuçlar elde edilmiştir. Örneğin, Najand ve Yung<sup>228</sup> işlem hacminin gecikmeli değerlerinin sürekli bir şekilde istatistiksel olarak anlamlı ARCH etkileri içerdiğini ve koşullu varyans sürecindeki volatilitenin kalıcılığını önemli bir oranda azalttığını belirlemişlerdir. Ancak, Bessembinder ve Seguin<sup>229</sup> ile Abhyankar<sup>230</sup> ise vadeli piyasalarda, işlem hacminin koşullu varyans eşitliğine dahil edilmesinden sonra volatilitenin kalıcılığının devam ettiğini saptamışlardır. Mahieu ve Bauer<sup>231</sup> ise işlem hacmi ile volatilitenin arasındaki ilişkinin ampirik olarak incelenmesinde seçilen tahmin yöntemleri ve modelin özelliklerinin, sonuçlar üzerinde kuşku uyandırdığını iddia etmişlerdir.

Sharma<sup>232</sup>, hisse senedi getiri dağılımlarına ait özelliklerden yola çıkarak, ARCH etkilerini incelediği çalışmada, volatilitenin üzerindeki ARCH etkilerinin işlem hacminin GARCH eşitliğine dahil edilmesinden sonra da güçlü olduğunu saptamıştır. Diğer bir çalışmada ise Locke ve Sayers<sup>233</sup>, S&P 500 future endeksi üzerinde aylık, günlük ve gün-içi veriler kullanarak yani, gözlemlerin hangi sıklıkta kaydedildiği üzerinde yoğunlaşarak; Najand ve Yung<sup>234</sup> ise hazine bonolarının yoğunlukta olduğu vadeli fonlar üzerinde, anlık işlem hacmine ait eş zamanlılık problemi üzerinde yoğunlaşarak yaptıkları çalışmalarda, Sharma ile aynı sonuçlara ulaşmışlardır. Ancak bu çalışmaların hiçbirinde, neden bu sonuçlara ulaşıldığını açıklamaya yönelik bir bilgi bulunmamaktadır<sup>235</sup>. Piyasaya giren yeni bilgi ile koşullu hisse senedi volatilitesi arasındaki ilişkiyi inceleyen diğer çalışmalardan birinde ise Fraser ve Power<sup>236</sup>, Hong

<sup>228</sup>M. Najand ve K. Yung, "A GARCH Examination of the Relationship Between Volume and Price Variability in Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, 11, (1991), ss.613-621.

<sup>229</sup>H. Bessembinder ve P. Seguin, "Price Volatility, Trading Volume and Market Depth: Evidence From The Futures Market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, (1993), ss.21-39.

<sup>230</sup>A. H. Abhyankar, "Trading-Round-The Clock: Return, Volatility and Volume Spillovers in The Eurodollar Futures Market," *Pacific-Basin Finance Journal*, 3, (1995), ss.75-92.

<sup>231</sup>R. Mahieu ve R. Bauer, "A Bayesian Analysis of Stock Return Volatility and Trading Volume," *Applied Financial Economics*, 8, (1998), ss.671-687.

<sup>232</sup>Sharma, Mougoue ve Kamath, "Heteroskedasticity in Stock Market Indicator Return Data: Volume versus GARCH Effects," *Applied Financial Economics*, 6, (1996), ss.337-342.

<sup>233</sup>P. R. Locke ve C. L. Sayers, "Intra-day Futures Prices Volatility: Information Effects and Variance Persistence," *Journal of Applied Econometrics*, 8, (1993), ss.15-30.

<sup>234</sup>Najand ve Yung, a.g.e., ss.617.

<sup>235</sup>T. Miyakoshi, "ARCH versus Information-based Variances: Evidence from the Tokyo Stock Market," *Japan and the World Economy*, 14, (2002), ss.215-231.

<sup>236</sup>Patricia Fraser ve David Power, "Stock Return Volatility and Information: An Empirical Analysis of Pacific Rim, UK and US Equity Markets," *Applied Financial Economics*, 7, (1997), ss.241-

Kong, Japonya, Singapur, Malezya ve Avustralya'nın yanında A.B.D. ile İngiltere üzerinde yaptıkları çalışmada, haftalık hisse senedi getiri oranlarının volatilitesi ile piyasada meydana gelen bilgi akışı arasındaki ilişkiyi incelemişler, ancak bilginin volatilité üzerindeki etkisi konusunda önemli bulgular elde edememişlerdir.

Brailsford<sup>237</sup>'un Avustralya hisse senedi piyasası ile ilgili yaptığı ve işlem hacminin koşullu volatilité eşitliğine dahil edildiği çalışmasında, volatilitédeki kalıcılığın önemli ölçüde azaldığı belirlenmiştir. Brailsford'a göre bu piyasada, günlük bilgi girişinde güçlü bir ARCH etkisi bulunmaktadır. Aynı şekilde Ragunathan ve Peker<sup>238</sup> de Sydney Futures Borsası üzerine yaptıkları çalışmalarında, işlem hacminin volatilité üzerinde önemli etkilerini belirlemişlerdir. Pyun, Lee ve Nam<sup>239</sup> ise MD hipotezi çerçevesinde Kore piyasası üzerindeki çalışmalarında, işlem hacmi değişkeninin koşullu varyans denklemine dahil edilmesinin getiri oranlarında gözlemlenen volatilité kalıcılığını önemli ölçüde azalttığını saptamışlardır. Buna göre piyasaya yeni bilgi girişi, ARCH etkisinin bir kaynağı olmakta ve MDH Kore piyasasında geçerli olmaktadır.

Dağılımların Karışımı Hipotezinin, Türkiye hisse senedi piyasası için sınanmasına geçmeden önce, İMKB hisse senedi endeks getirileri istatistiksel olarak incelenip, bu inceleme ışığında getiri volatilitesini en iyi belirleyen otoresif koşullu değişken varyanslılık modeli tahmin edilecek ve daha sonra elde edilen volatilité tahminlerinin özellikleri incelenecektir.

---

253.

<sup>237</sup>T. J. Brailsford, "The Empirical Relationship between Trading Volume, Returns and Volatility," *Accounting and Finance*, 35, (1996), ss.89-111.

<sup>238</sup>V. Ragunathan ve A. Peker, "Price Variability, Trading Volume, and Market Depth: Evidence From the Australian Futures Market," *Applied Financial Economics*, 7, (1997), ss.447-454.

<sup>239</sup>Pyun, Lee ve Nam, a.g.e., ss.417-418.

## 2. İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI ENDEKS GETİRİSİ VOLATİLİTESİNİN BELİRLENMESİ

İMKB’de volatilitenin hesaplanabilmesi için öncelikle verileri genel olarak incelenecek ve istatistiksel özellikleri belirlenecektir. Daha sonra İMKB Endeksi volatilitesi, çeşitli yöntemlerle hesaplanacaktır.

### 2.1. Çalışmada Kullanılan Veri ve İstatistiksel Özellikleri

Çalışmada kullanılan veri seti, T. C. Merkez Bankası Veri Dağıtım Sistemi’nden elde edilen İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) Endeksi ve İşlem Hacmi’ne ait gözlemlerden oluşmaktadır. Veri aralığı 1 Ocak 1987 ile 12 Temmuz 2002 olup 3563 gözlemi içermektedir<sup>240</sup>. Getiri oranları serisi ( $r_t$ ) aşağıdaki formül yardımıyla hesaplanmıştır<sup>241</sup>:

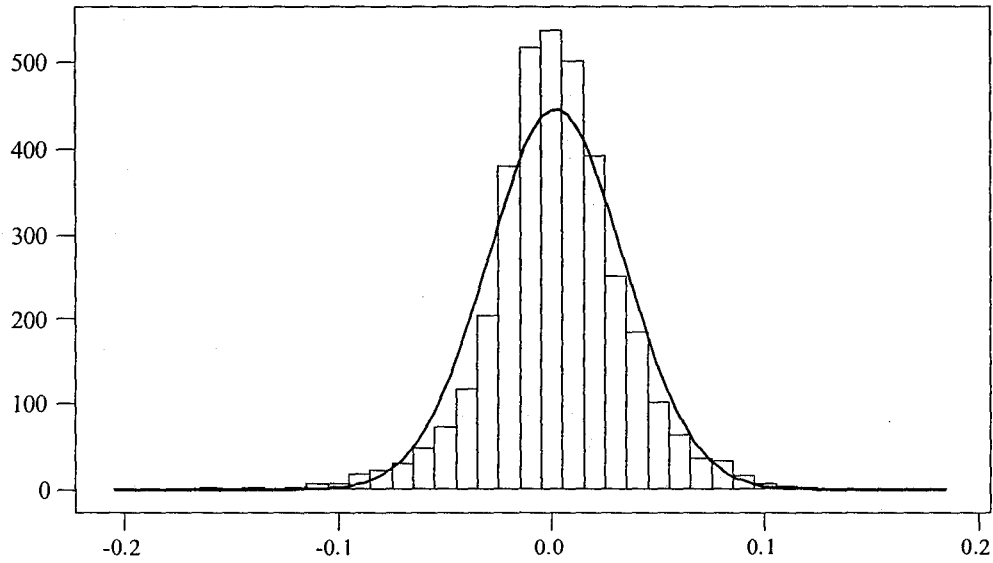
$$r_t = \ln(P_t/P_{t-1}) \quad (3.1)$$

Burada  $P_t$ , İMKB endeksinin  $t$  dönemine ait İMKB Endeksi kapanış değeridir. İMKB Endeksi yoluyla hesaplanan getiri oranlarına ait histogram ve özet istatistikler, sırasıyla Şekil 3.1 ve Tablo 3.1’de gösterilmiştir:

<sup>240</sup>Ulusal 100 Endeks TL (1986=1 TL, Kapanış Fiyatlarına Göre).

<sup>241</sup>Akgiray(1989)’a göre getiri serileri Eşitlik (3.1) şeklinde formüle edilirse bir beyaz gürültü (white noise) süreci olarak tanımlanabilirler ve seri sıfır ortalama ve sabit varyansa ile denk ve bağımsız bir dağılıma sahiptir  $R_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$  denir.

Şekil 3.1. Getiri Serileri Histogramu



Tablo 3.1’de de görüldüğü gibi İMKB endeks getirilerine ait zaman serisinin, inceleme dönemindeki ortalama günlük getiri oranı %0.2, standart sapması ise %3.2 dir.

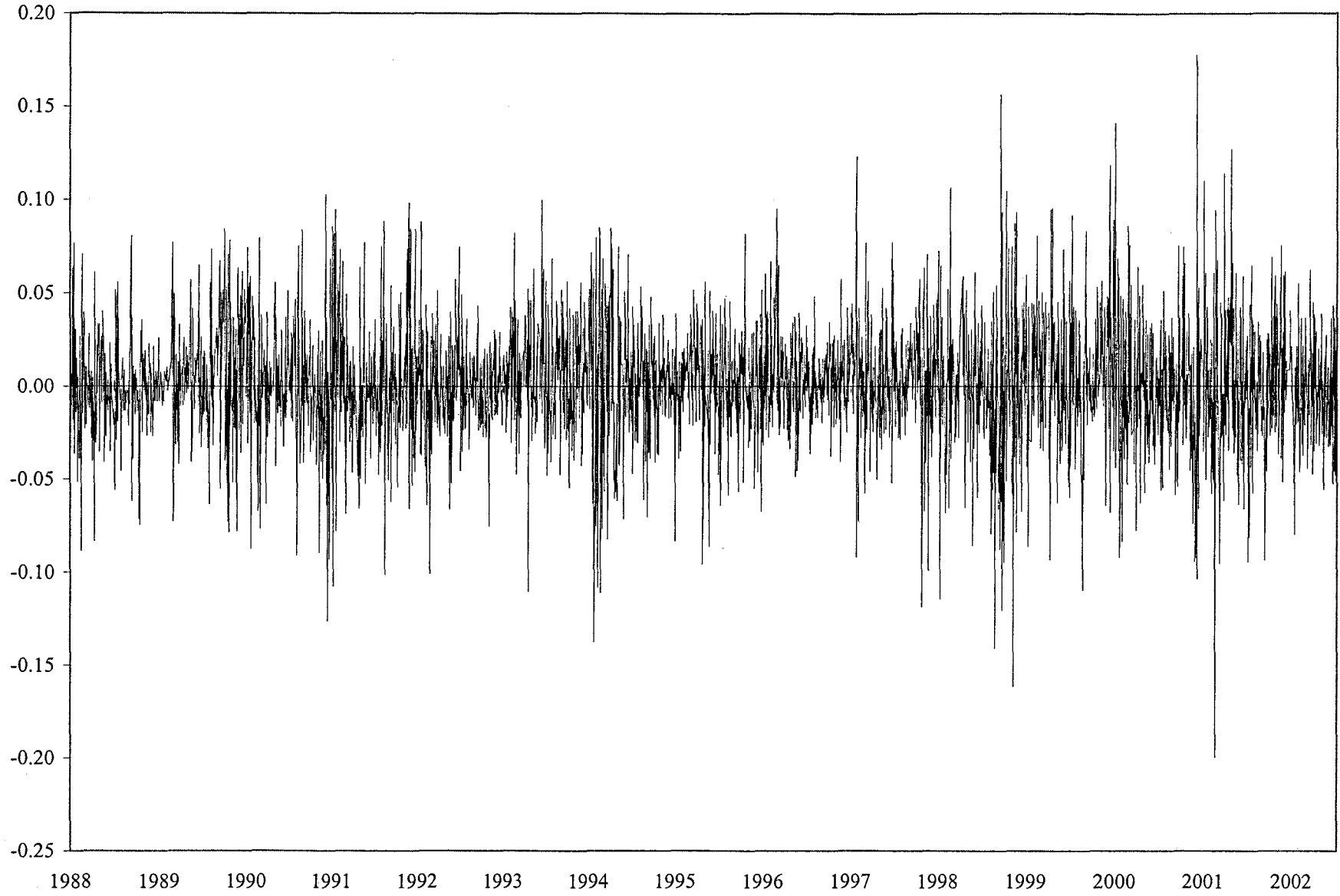
Tablo 3.1. Getiri Oranları Serisine ait İstatistiksel Özellikler

	GETİRİ
Ortalama	0.00204
Medyan	0.00170
Maksimum	0.17774
Minimum	-0.19979
Std. Sapma	0.03189
Çarpıklık (Skewness)	-0.09328
Basıklık (Kurtosis)	5.56768
Jarque-Bera Probability	983.95 (0.00000)
Gözlem Sayısı	3563

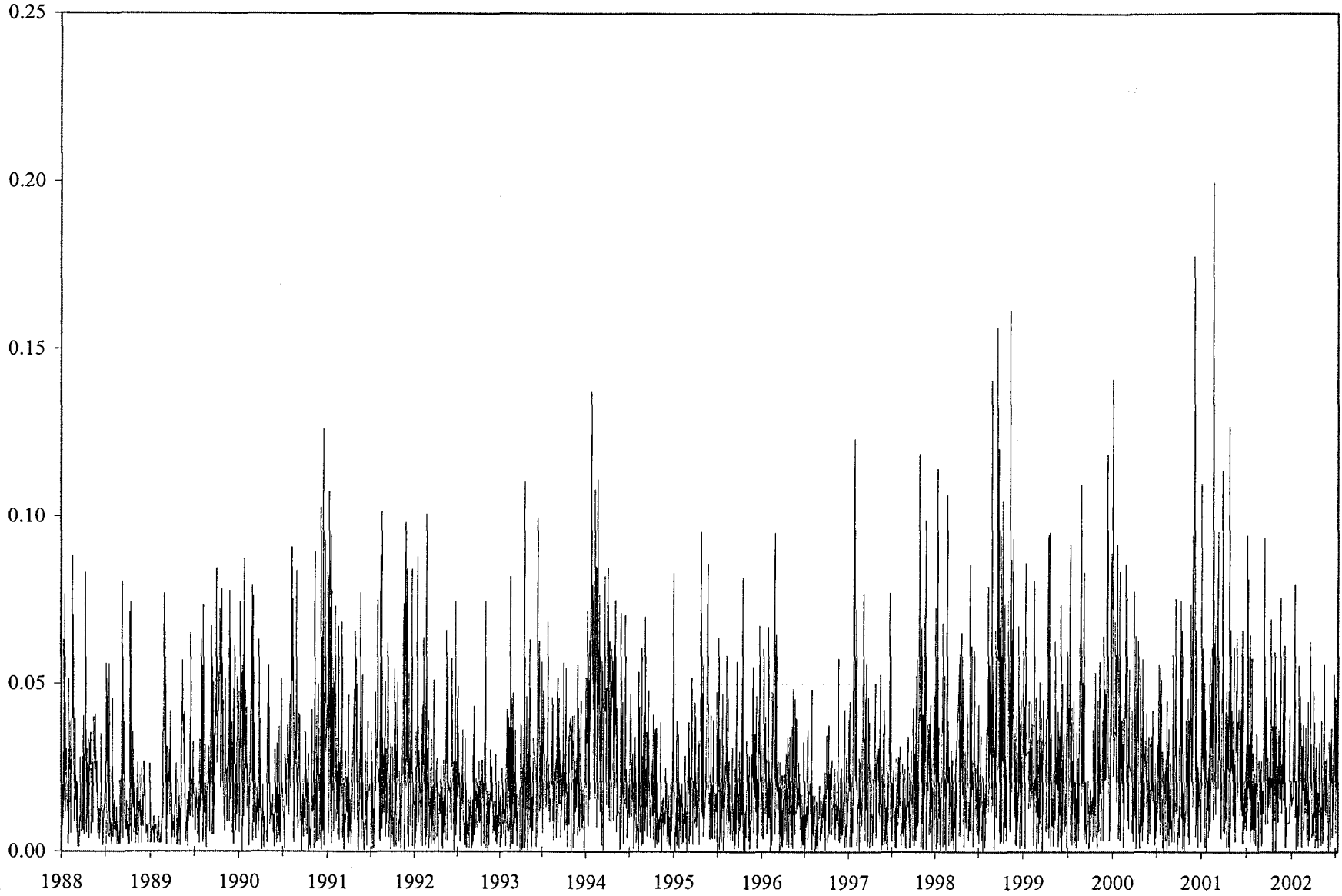
Ayrıca getiri serilerine ait çarpıklık ve basıklık istatistiklerine bakıldığında serinin, sola çarpık (-0.093) ve oldukça sivri (5.568) bir dağılıma sahip olduğu söylenebilir. Bu gözlem ve Jarque-Bera normallik sınavına ait istatistik değerinin oldukça yüksek olması nedeniyle; getiri serilerinin, beklenildiği gibi normal bir dağılıma sahip olmadığı görülür.

Detayları açıkça görülebilmesi için her biri ayrı bir sayfa olarak gösterdiğimiz Şekil 3.2., Şekil 3.3. ve Şekil 3.4. de sırasıyla; getiri oranları, mutlak getiri oranları ve getiri oranlarının karelerinin, zaman serisi grafikleri yer almaktadır. Şekil 3.2'de gözlemlenen keskin iniş ve çıkışlar, serinin rastsal yürüyüş göstermediğini belirtmektedir. Özellikle volatilité kümelenmesinin varlığının açık bir kanıtı olan Şekil 3.3 ve Şekil 3.4 ile de bu düşünce desteklenmektedir.

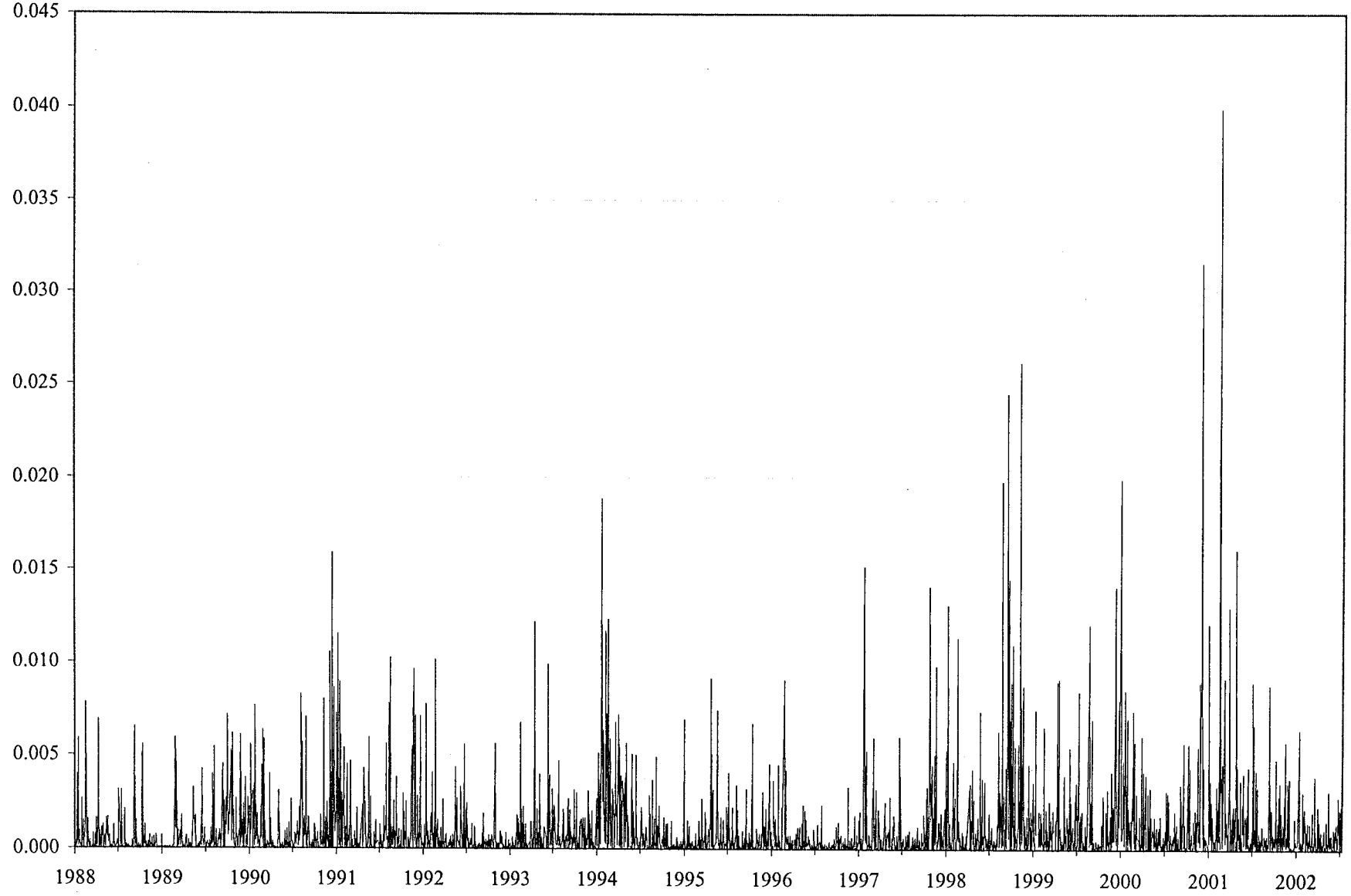
Şekil 3.2. İMKB Ulusal-100 Endeksi Getiri Oranları



Şekil 3.3. İMKB Ulusal-100 Endeksi Mutlak Getiri Oranları



Şekil 3.4. İMKB Ulusal-100 Endeksi Getiri Oranlarının Kareleri



## 2.2. İMKB Endeksi Getiri Serisinin ARCH ve GARCH Yöntemleri ile Modellenmesi

İMKB Bileşik Endeksi volatilitésinin ARCH tipi modeller ile tahmininden önce, oluşturulan getiri serisinin otokorelasyon fonksiyonları incelenerek, serinin izlediği otoregresif süreç hakkında bilgiler edinilecektir. Daha sonra, endeks getirisi serilerinin durağan olup olmadığı belirlenecektir.

### 2.2.1. Getiri Serilerinin Durağanlık Testleri

Tablo 3.2’de getiri oranlarına ait otokorelasyon (AC) ve kısmi otokorelasyon (PAC) katsayıları ve  $t$  istatistikleriyle (parantez içinde) Q-İstatistikleri (Q-Stat) yer almaktadır. Getiri serisine ait kısmi otokorelasyon katsayılarının beklendiği gibi, %5 anlam düzeyinde, birinci, dördüncü, dokuzuncu ve onuncu gecikme dönemi hariç istatistiksel olarak anlamlı olmadıkları gözlemlenmektedir. Serinin  $k$  dönem gecikmeye kadar otokorelasyon içermediği boş hipotezinin sınıandığı Q-istatistiği sonuçları dikkate alındığında, getiri oranları hakkında bu hipotezin reddedildiği görülmektedir<sup>33</sup>.

Tablo 3.2. Getiri Oranları Serisine ait Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Katsayıları

Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
AC	0.128 (7.65)*	0.011 (0.66)	-0.014 (-0.85)	0.035 (2.03)*	-0.01 (-0.57)	-0.005 (-0.29)	0.014 (0.81)	0.026 (1.50)	0.042 (2.45)*	0.056 (3.26)*	0.005 (0.31)	0.016 (0.93)
PAC	0.128 (7.65)*	-0.005 (-0.32)	-0.015 (-0.92)	0.039 (2.3)*	-0.019 (-1.16)	-0.002 (-0.11)	0.017 (0.99)	0.02 (1.20)	0.037 (2.23)*	0.047 (2.80)*	-0.009 (-0.51)	0.017 (0.99)
Q-Stat	58.61	59.06	59.81	64.07	64.41	64.49	65.18	67.51	73.73	84.8	84.91	85.82

AC=Otokorelasyon, PAC= Kısmi Otokorelasyon \*%5 Anlam düzeyinde anlamlı

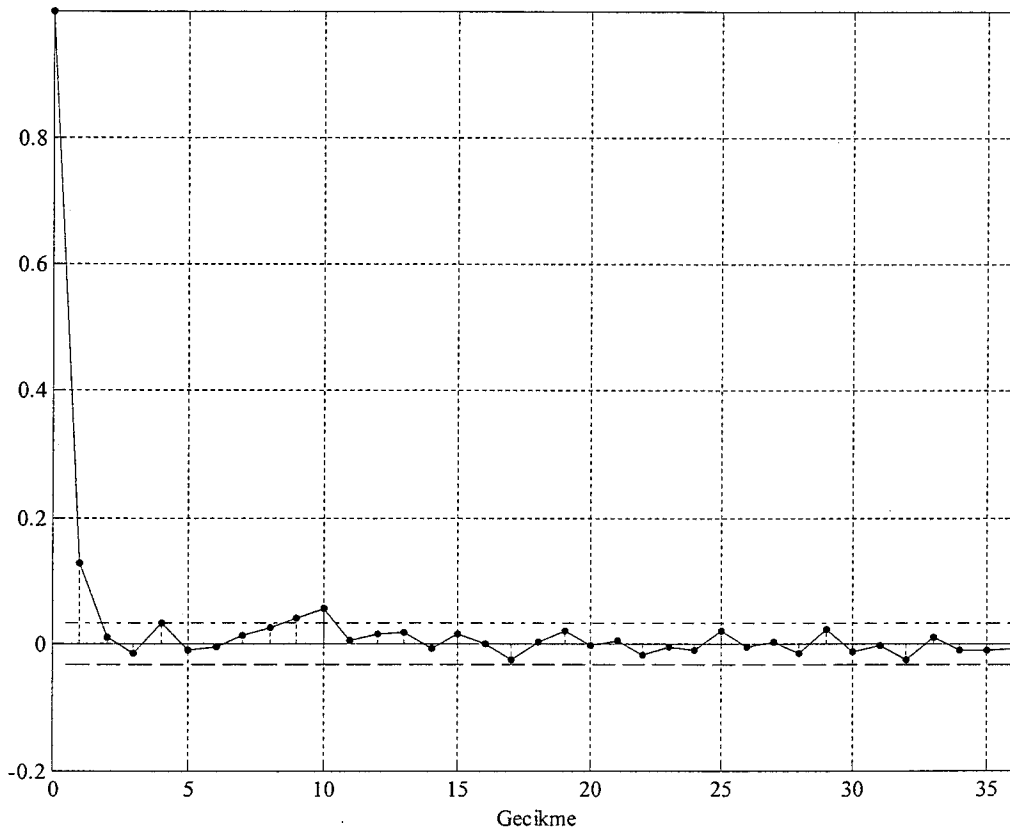
Şekil 3.5 ve Şekil 3.6 ile getiri serilerine ait otokorelasyon fonksiyonları verilmiştir<sup>34</sup>. Genel olarak bir seriye ait otokorelasyon fonksiyonun birinci gecikmeden

<sup>33</sup>Serilerde onikinci dereceye kadar kümülatif otokorelasyonun varlığını test eden Ljung-Box istatistiklerinin,  $\chi^2$  dağılımından elde edilen, %5 anlam düzeyinde ve 12 serbestlik derecesine sahip tablo değeri olan 21.02’den büyük olduğunu görmekteyiz. Yani, bağımsızlık (otokorelasyonun olmayışı) hipotezi, getiri serileri için reddedilmektedir. Bu sonuç, getiri serilerinde GARCH yönetimin kullanılabilceğini göstermektedir.

<sup>34</sup>Temel bir kural olarak, otokorelasyon katsayıları, %5 anlam düzeyinde,  $\pm 1.96 \times 1/\sqrt{T}$  ile

sonra sifira yakin bir deęere ulařması, o serinin hareketli ortalama (Moving Average: **MA**) süreci izlediđini; geometrik bir řekilde sifira yaklařması ise otoregresif (Autoregressive: **AR**) bir süreç izlediđini gösterir. Kısmı otokorelasyon katsayıları söz konusu olduęunda ise durum tam tersidir. Seriyeye ait kısmı otokorelasyon fonksiyonunun birinci gecikmeden sonra sifira yakin bir deęere ulařması, o serinin otoregresif (AR) bir süreç izlediđini, geometrik bir řekilde sifira yaklařması ise bir hareketli ortalama (MA) süreci izlediđini gösterir. Hem otokorelasyon, hem de kısmı otokorelasyonları geometrik olarak sifira yaklařan bir görünümde olan seriler, otoregresif hareketli ortalama (Autoregressive Moving Average: **ARMA**) süreci izlerler<sup>244</sup>. Buna göre, getiri serilerinin daha çok bir ARMA süreci izleyebileceđini söyleyebiliriz. Ancak bu varsayım ilerde yapılacak testler sonucu kesinlik kazanacaktır.

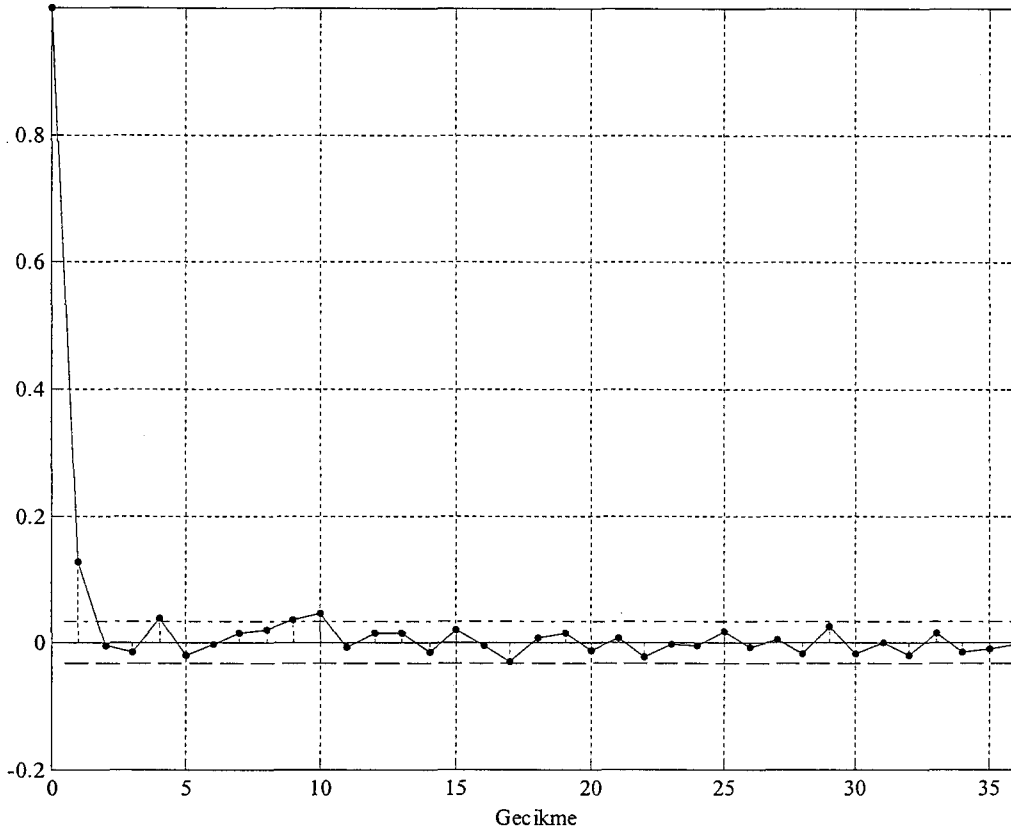
**Şekil 3.5. Getiri Oranları Otokorelasyon Fonksiyonu**



tanımlanan bandın içerisinde kaldığı sürece istatistiksel olarak anlamlı değillerdir. Burada  $T$  ile gözlem sayısı ifade edilmektedir. Buna göre, Şekil 3.5 ve Şekil 3.6'da görülen bant aralığı -0.33 ile 0.33 tür.

<sup>244</sup>Mills, a.g.e., ss.122-176.

Şekil 3.6. Getiri Oranları Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu



Tablo 3.3'te getiri oranı serilerinin durağan olup olmadığını belirlemek amacıyla uygulanan Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller: **ADF**) ve Phillips Perron (PP) Durağanlık Testlerinden elde edilen sonuçlar yer almaktadır.

Tablo 3.3. Getiri Oranları Serisine ait Durağanlık Testleri Sonuçları

	Gecikme	Sabit Terimli	Sabit Terim ve Trendli
<b>ADF</b>	12	-14.650*	-14.651*
<b>PP</b>	8	-52.442*	-52.437*
Kritik Değerler (%5)		-2.86	-3.41

(\*) %5 Anlam düzeyinde anlamlı istatistiklerdir.

ADF testinde kullanılan regresyon eşitliği genel şekli ile aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\Delta r_t = \mu + (\gamma - 1)r_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta r_{t-j} + \varepsilon_t$$

Burada;

$$\phi_j = - \sum_{k=j+1}^p \gamma_k$$

dir<sup>36</sup>.

Regresyonlarda gecikmenin varlığı belirlenirken Schwarz Kriteri (SC) değerleri esas alınmıştır. Test sonuçlarına göre getiri oranı serisinin durağan olduğu belirlenmiştir. Phillips Perron test sonuçları da bu sonucu onaylamaktadır.

### 2.2.2. Ortalama Eşitliğinin Belirlenmesi

Tablo 3.4'te otokorelasyon, kısmi otokorelasyon test istatistiklerinin ve fonksiyonları ile birim kök test sonuçları üzerindeki incelemeler sonucu oluşan getiri eşitliklerinin EKK yöntemi ile tahmin sonuçları yer almaktadır. Bu tabloda, hisse senedi getiri eşitliğinin doğru bir biçimde tanımlanmasına yönelik yapılan testler sonucu sadece istatistiksel olarak en anlamlı bulunanlar yer almaktadır. Bu testler genel ifadeleri ile aşağıdaki gibi gösterilebilirler:

$$\text{AR}(p) \quad r_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{MA}(q) \quad r_t = \mu + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{ARMA}(p, q) \quad r_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t$$

Getiri serilerinin sırasıyla otokorelasyon katsayılarını ve fonksiyonlarını gösteren Tablo 3.2, Şekil 3.5 ve Şekil 3.6'te serinin bir otoregresif hareketli ortalama (ARMA) süreci izleyebileceğinin işaretleri görülmektedir. Bu noktadan yola çıkarak, serinin bu üç süreçten hangisi ile daha iyi modellenebileceği ve bu modelin gecikme katsayısını belirleyecek testler yapılmıştır. Bu testler sonucunda, getiri serisini en iyi tanımlayan

---

<sup>36</sup>Buna göre birim kök testi  $H_0 : \gamma - 1 = 0$  boş hipotezine karşın,  $H_1 : \gamma - 1 < 0$  hipotezinin testinden oluşmaktadır. (Bkz. Greene, a.g.e., ss.784-785).

sürecin ARMA(1,2) olduğu belirlenmiştir.

Tablo 3.4'te de görüldüğü gibi çoğu sürece ait katsayı değerleri biri birine yakın ve anlamlıdır. Ancak, Log-olabilirlik değeri en yüksek süreç ARMA(1,2) dir. Tüm modeller  $r_t$  serisine ait tahmin edilen otokorelasyonların  $m$  derece gecikmeye kadar anlamlılığını test eden Ljung-Box  $Q_m(r_t)$  istatistikleri beklendiği gibi anlamlıdır. ARCH testi yada LM testi<sup>37</sup> sonuçlarına göre boş hipotez, 12 derece gecikmeye kadar reddedilmektedir. Yani getiri serisi için tüm oluşumlar ARCH içermektedirler.

---

<sup>37</sup>Herhangi bir doğrusal regresyon sonucu elde edilen hata terimlerinin kareleri,  $\hat{\varepsilon}_t^2$ , kendi gecikmeli ( $q$  uzunluktaki gecikmeye kadar) değerlerinin kareleri,  $\hat{\varepsilon}_{t-1}^2, \hat{\varepsilon}_{t-2}^2, \dots, \hat{\varepsilon}_{t-q}^2$ , ile regresyona tabi tutulur. Bu regresyon sonucu elde edilen  $R^2$ 'nin gözlem sayısı ile çarpımına eşit olan ve  $\chi^2(q)$  serbestlik derecesine sahip  $TR^2$  istatistiğinin değeri kullanılarak, tahmin edilen bu regresyonun katsayılarının sıfıra eşit olduğu boş hipotezinin,  $H_0 : \gamma_1 = 0$  ve  $\gamma_2 = 0$  ve ...  $\gamma_q = 0$ , test edilmesinde kullanılır.

Tablo 3.4. Getiri Eşitliğinin Belirlenmesine Yönelik Test Sonuçları

Katsayı Tahminleri ve Anlamlılık Testleri										
	AR(1)		MA(1)		ARMA(1,1)		ARMA(1,2)		ARMA(2,2)	
<b>Sabit Terim/St.Hata</b>	0.00203	(-0.00061)	0.00204	(0.00060)	0.00203	(0.00061)	0.00203	(0.00061)	0.00203	(0.00059)
t-değeri (p değeri)	3.340	(0.0008)	3.414	(0.0006)	3.351	(0.0008)	3.348	(0.0008)	3.437	(0.0006)
<b>AR(1)</b>	0.12830	0.01663			0.10255	0.12943	-0.77432	0.15357	-0.69315	0.19196
t-değeri (p değeri)	7.716	(0.0000)			0.792	(0.4282)	-5.042	(0.0000)	-3.611	(0.0003)
<b>AR(2)</b>									-0.27274	0.11874
t-değeri (p değeri)									-2.297	(0.0217)
<b>MA(1)</b>			0.12654	0.01663	0.02622	0.13008	0.90594	0.15292	0.82116	0.18956
t-değeri (p değeri)			7.609	(0.0000)	0.202	(0.8403)	5.924	(0.0000)	4.332	(0.0000)
<b>MA(2)</b>							0.12396	0.02084	0.36602	0.10812
t-değeri (p değeri)							5.948	(0.0000)	3.385	(0.0007)
Diagnostik İstatistikleri										
Log-Olabilirlik	7248.84		7250.82		7248.86		7251.35		7249.695	
R-Kare	0.016		0.016		0.016		0.018		0.018	
Durbin-Watson	1.998		1.995		1.999		2.002		1.994	
F-İstatistiği (p değeri)	59.54 (0.0000)		58.90 (0.0000)		29.79 (0.0000)		21.54 (0.0000)		16.4525 (0.0000)	
Ters AR Kökleri	0.13000				0.10000		-.35+.40 -.35 -.40i		-.35+.39 -.35 -.39i	
Ters MA Kökleri			-0.13000		-0.03000		-.41+.45 -.41 -.45i		-.41+.44 -.41 -.44i	
Q36	44.08	(0.1400)	45.63	(0.1080)	44.16	(0.1140)	38.06	(0.2500)	37.69	(0.2250)
ARCH-LM(1)	251.73	(0.0000)	251.42	(0.0000)	251.76	(0.0000)	250.51	(0.0000)	245.3341	(0.0000)
ARCH-LM(5)	416.38	(0.0000)	416.53	(0.0000)	416.62	(0.0000)	416.53	(0.0000)	414.723	(0.0000)
ARCH-LM(12)	443.30	(0.0000)	443.72	(0.0000)	443.65	(0.0000)	445.29	(0.0000)	447.5331	(0.0000)

$$AR(1) = \hat{\phi}_1, AR(2) = \hat{\phi}_2, MA(1) = \hat{\theta}_1, MA(2) = \hat{\theta}_2$$

### 2.2.3. GARCH Modelleri Sonuçları

GARCH modellerine ait sonuçlar incelenirken önce GARCH ve GARCH-M daha sonra ise asimetrik GARCH modellerinin sonuçları incelenecektir.

#### 2.2.3.1 GARCH ve GARCH-M Modelleri Sonuçları

Hisse senedi getiri serilerinin bir ARMA(1,2) süreci ile daha iyi tanımlanabildiğinin belirlenmesinden sonra, bu serideki volatilitenin belirlenmesine yönelik GARCH süreci tahmin edilmeye çalışılmıştır. Getiri serisindeki GARCH sürecini en iyi belirleyen iki farklı GARCH eşitliğinin tahmin sonuçları ve tanı istatistikleri Tablo 3.5'te yer almaktadır.

Getiri serisinin GARCH süreci belirlenirken, farklı gecikme dereceleri kullanılarak tahminler yapılmış ve bunlar arasında en uygun olanı, katsayı anlamlılıkları, ARCH-LM testi, LB değeri, Log-Likelihood istatistiği, Schwarz Kriteri yardımıyla belirlenmeye çalışılmıştır.

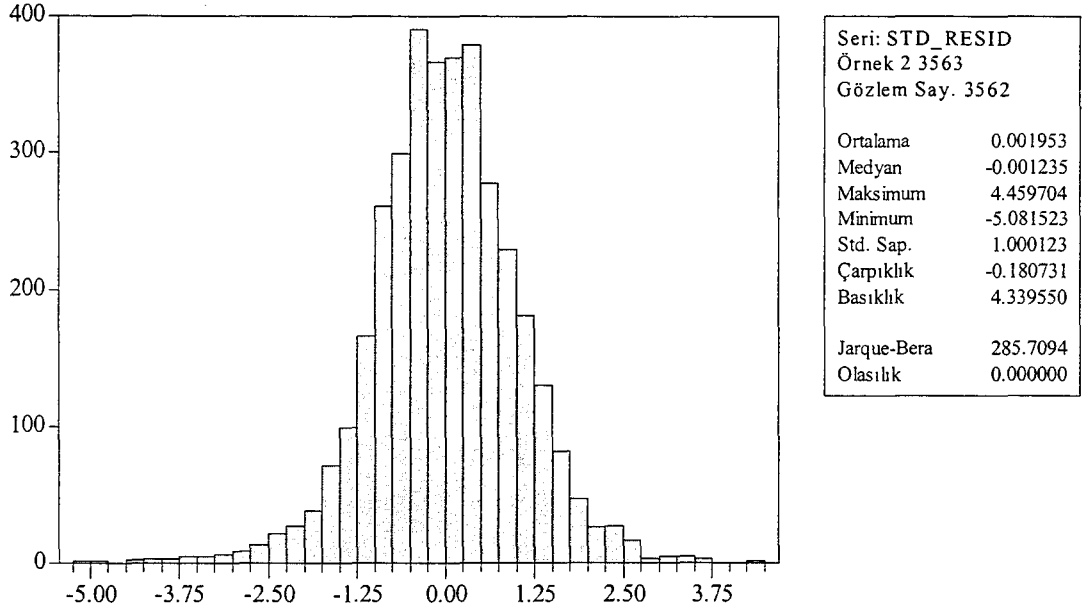
GARCH(1,1) ve GARCH-M(1,1) eşitlikleri, hata terimleri normal dağılıma sahip olmadığı için, Bollerslev-Wooldrige standart hataları ile Maksimum Olabilirlik Yöntemi<sup>38</sup> olarak bilinen QML yöntemi ile tahmin edilmiştir.

---

<sup>38</sup>EKK yönteminin etkin olmayan tahminlere neden olması dolayısıyla kullanılan ML yönteminde, hata terimlerinin normal dağılıma sahip oldukları varsayımı altında olabilirlik fonksiyonunun,

$$L = -T/2 \log(2\pi) - 1/2 \sum_{t=1}^T \log(\sigma_t^2) - 1/2 \sum_{t=1}^T (y_t - \mu - \phi y_{t-1})^2 / \sigma_t^2$$
, maksimize eden değerleri parametre tahminleri olarak belirlenir.

Şekil 3.7. GARCH(1,1) Modelinden Elde Edilen Standartlaştırılmış Hata Terimlerinin İstatistikleri



Şekil 3.7’de de görüldüğü gibi, hata terimleri dağılımının çarpıklık değeri -0.18, basıklık değeri 4.34 dur. Ayrıca Jarque-Bera istatistiği değeri 285.71 dir ve hata terimlerinin normal dağılıma sahip olmadığını göstermektedir.

ARMA(1,2)-GARCH(1,1) ve ARMA(1,2)-GARCH-M(1,1) modellerinin tahmin sonuçları Tablo 3.5’te yer almaktadır. (Parantez içindekiler QML  $t$  istatistikleridir).

Tablo 3.5. GARCH ve GARCH-M Sonuçları

	GARCH	GARCH-M
ARMA(1,2) - GARCH(1,1) Eşitlikleri Katsayı Tahminleri ve Anlamlılık Testleri		
GARCH		2.8188 (2.753)*
C	0.0016 (2.833)*	-0.0004 (-0.454)
AR(1)	0.8962 (10.611)*	0.8915 (9.739)*
MA(1)	-0.7495 (-8.581)*	-0.7468 (-7.943)*
MA(2)	-0.1122 (-4.449)*	-0.1093 (-4.194)*
C	0.0001 (5.842)*	0.0001 (5.934)*
ARCH(1)	0.1841 (9.085)*	0.1897 (9.218)*
GARCH(1)	0.7581 (30.905)*	0.7496 (29.986)*
Kalııcılık*	0.942	0.939
LL**	7563.25	7566.452
Çarpıklık	-0.18	-0.18
Basıklık	4.34	4.32
Jarque-Bera	285.71	278.95
Q(12)	14.887 (0.094)	18.158 (0.033)
Q(20)	21.91900 (0.188)	25.345 (0.087)
Q(36)	29.969 (0.619)	33.410 (0.447)
LM(1)	0.305 (0.581)	0.063 (0.802)
LM(5)	5.833 (0.323)	6.434 (0.266)
LM(12)	17.737 (0.124)	18.046 (0.114)

\* ARCH(1)+GARCH(1)

\*\* Log-olabilirlik

Ortalama Eşitlikleri

$$\text{GARCH (p,q)} \quad r_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{GARCH-M (p,q)} \quad r_t = \mu + \delta \sigma_t^2 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t$$

Koşullu Varyans Eşitliği

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

Tablo 3.5'te de görüldüğü gibi GARCH(1,1) ve GARCH-M(1,1) modelleri katsayı tahminleri açısından birbirlerine oldukça yakın tahminler vermektedirler. Ancak GARCH-M(1,1) modelinde ortalama getiriye ait katsayı istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

GARCH(1,1) modeli için Oniki, yirmi ve otuz altı dereceden gecikme için Q istatistikleri, her iki eşitlik tahmini sonucunda da serilerde otokorelasyonun kalmadığını göstermektedir. Üstelik bir, beş ve oniki dereceye kadar gecikme için ARCH-LM testleri de aynı sonucu destekler nitelikte, seride ARCH etkisinin kalmadığını göstermektedir. Bu nedenle, İMKB endeksi getiri volatilitelerini en iyi tanımlayan sürecin ARMA(1,2)-GARCH(1,1) olduğuna karar verilmiştir. Buna göre ortalama ve varyans eşitlikleri ise aşağıdaki gibidir:

$$\hat{r}_t = 0.001592 + 0.896162 \hat{r}_{t-1} - 0.749471 \hat{\varepsilon}_{t-1} - 0.112155 \hat{\varepsilon}_{t-2}$$

(2.833)      (10.611)      (-8.581)      (-4.449)

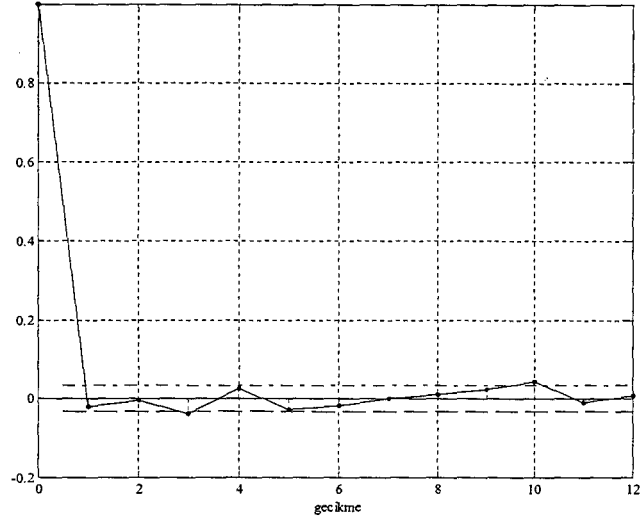
$$\hat{\sigma}_t^2 = 0.0000657 + 0.184136 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.758097 \hat{\sigma}_{t-1}^2$$

(5.846)      (9.085)      (30.905)

Tahmin sonuçlarına göre, ARCH ve GARCH katsayılarının toplamı olan volatilitenin kalıcılığı değeri 0.94 tür. Bu değer, İMKB'de yaşanan volatilitenin şoklarının uzun bir süre devam ettiğini, yani kalıcı olduğunu göstermektedir.

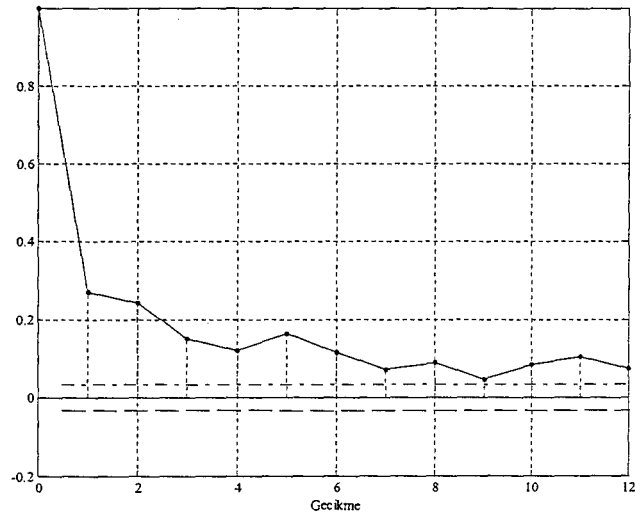
GARCH(1,1) modelinin tahmini ile elde edilen getiri sürprizlerinin ( $\hat{\varepsilon}_t$ ) otokorelasyon fonksiyonu Şekil 3.8'de görülmektedir. Şekilde de görüldüğü gibi hata terimlerine ait otokorelasyonlar hızla azalmaktadırlar. Ancak aynı durum Şekil 3.9 ile gösterilen hata terimlerinin karelerine ait ( $\hat{\varepsilon}_t^2$ ) otokorelasyon fonksiyonunda gözlemlenmemektedir.

**Şekil 3.8. GARCH(1,1) Modeli ile Tahmin Edilen Hata Terimlerine ait Otokorelasyon Fonksiyonu**



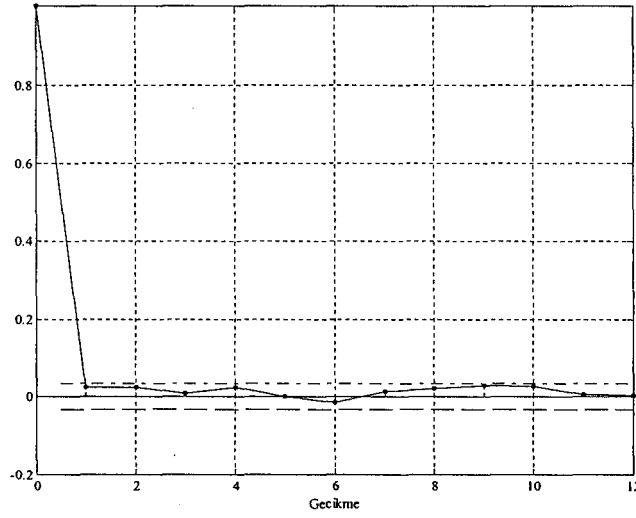
Hata terimlerinin karelerine ait otokorelasyon değerlerinin zaman içerisinde hızlı bir azalma göstermemesinin nedeni İMKB'de volatilité kümelenmesinin varlığıdır. Beklenmedik bir biçimde gerçekleşen getiri değişimlerini, belirli gecikmelerle beklenmeyen değişimler izlemektedir.

**Şekil 3.9. GARCH(1,1) Modeli ile Tahmin Edilen Hata Terimlerinin Karelerine ait Otokorelasyon Fonksiyonu**



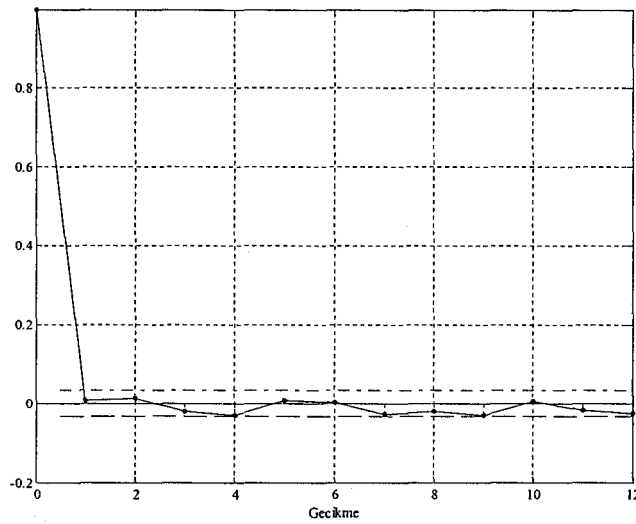
Şekil 3.10 ve Şekil 3.11 yardımıyla, GARCH(1,1) modelinin İMKB endeks volatilitésini modellemekteki başarısını daha iyi görülebilmektedir.

**Şekil 3.10. GARCH(1,1) Modeli ile Tahmin Edilen Standartlaştırılmış Hata Terimlerine ait Otokorelasyon Fonksiyonu**



Şekil 3.10'da GARCH(1,1) modelinin tahmin sonucu elde edilen standartlaştırılmış hata terimleri  $v_t = (\varepsilon_t / \sigma_t^2)$ , Şekil 3.11'da ise standartlaştırılmış hata terimlerinin kareleri  $v_t = (\varepsilon_t^2 / \sqrt{\sigma_t^2})$  yer almaktadır.

**Şekil 3.11. GARCH(1,1) Modeli ile Tahmin Edilen Standartlaştırılmış Hata Terimlerinin Karelerine ait Otokorelasyon Fonksiyonu**



Yukarıdaki iki şekil, koşullu varyans ve standart sapma ile normalleştirilen hata terimlerine ait serilerde otokorelasyonun kalmadığını göstermektedir. Bu sonuç, getiri serilerinin GARCH(1,1) modelinin tahminin başarılı sonuçlar verdiğinin diğer bir kanıtıdır.

GARCH(1,1) modeli ile elde edilen günlük koşullu standart sapma değerlerinin yıllık ortalamaları Tablo 3.6'da yer almaktadır.

**Tablo 3.6. İMKB Endeksi Getiri Volatilitesi**

Yıllar	Volatilité*
1988	0.4162
1989	0.4578
1990	0.4913
1991	0.5249
1992	0.4039
1993	0.4412
1994	0.5282
1995	0.4306
1996	0.3850
1997	0.4628
1998	0.5909
1999	0.5128
2000	0.5587
2001	0.5817
2002**	0.4368
Ortalama	0.4829
Maksimum	1.7129
Minimum	0.2676

\*Ortalama Yıllık St.Sapma.

\*\*İlk 7 Ay

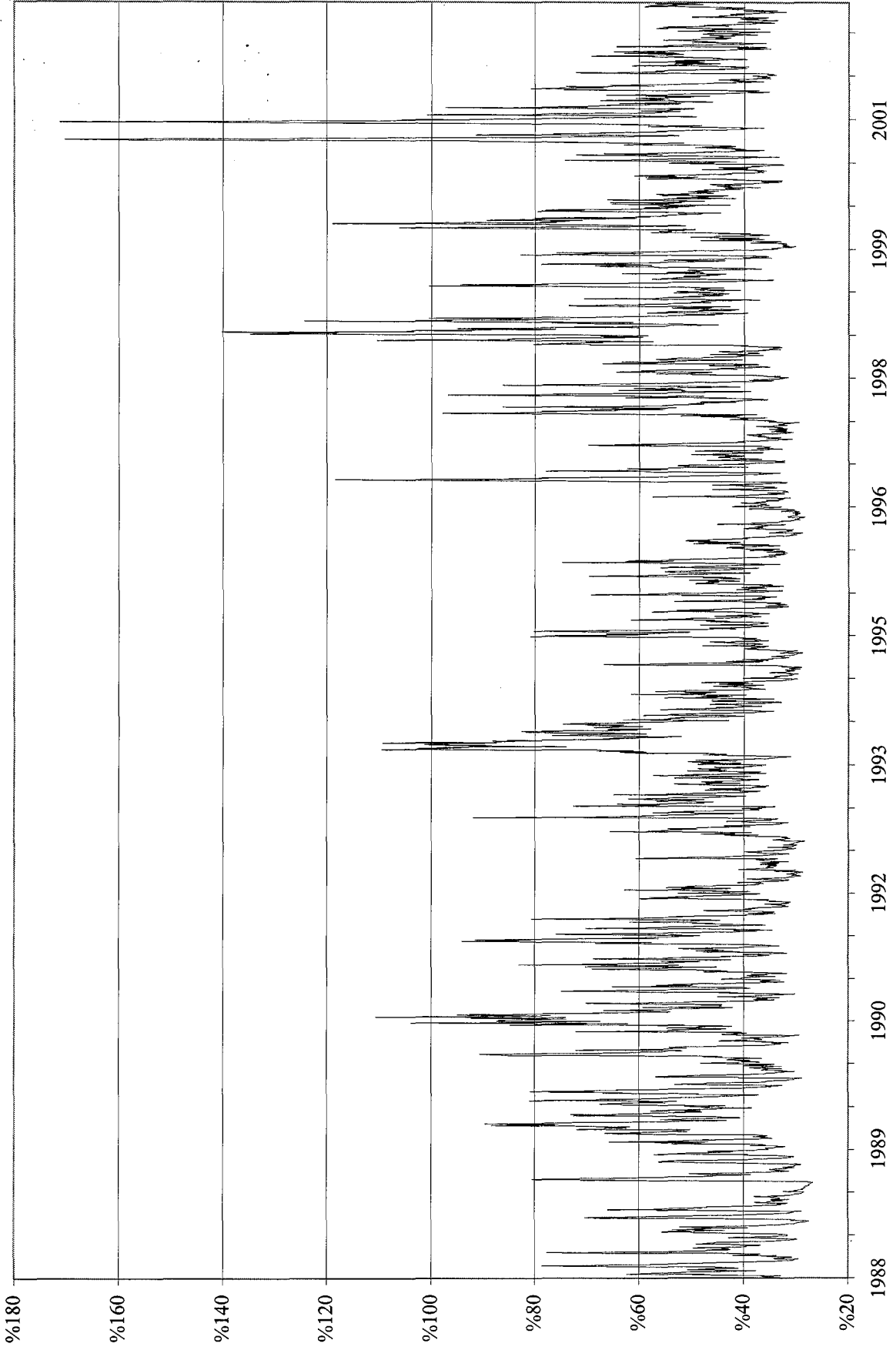
Tablonun incelenmesinden de anlaşılacağı gibi ortalama koşullu standart sapma (ortalama volatilité) 1988'den başlayarak 1991'e kadar artmakta, 1992 ile 1993 yıllarında azalmakta ve 1994 kriz yılında tekrar artmakta ve daha sonra da, dünya ekonomisi genelinde veya Türkiye'deki ekonomik ve siyasi krizlere paralel olarak artmakta veya azalmaktadır. Örneğin volatilité, 1998 Asya ve Rusya krizleri bölgesinde, o ana kadarki en yüksek değere ulaşmakta; 1999'da azalırken, Türkiye'deki kriz yılları olan 2000 ve 2001'de artmaktadır.

Hisse senedi getiri volatilitesinde yaşanan artışların, özellikle dış kaynaklı ekonomik ve siyasi krizlerin gerçekleştiği tarihlere denk gelmesi, 1989 yılının Ağustos ayında serbestleştirilen Türkiye sermaye piyasalarının, dış faktörlerden ne kadar etkilediğini kanıtlar niteliktedir.

GARCH(1,1) modelinin tahmini ile elde edilen yıllık değerlere dönüştürülmüş koşullu standart sapma değerlerinin temsil ettiği, İMKB endeksi getiri volatilitesi Şekil 3.12'de yer almaktadır. Şekilin incelenmesinden de anlaşılacağı gibi, volatilitedeki belirgin ve önemli artışlar, daha çok 1997 yılından sonraki döneme denk gelmektedir. Uluslararası global krizlerle etkileşen ve daha kırılgan hale gelen finansal piyasaların bu gelişmede önemli rolü olduğu söylenebilir. Volatilitenin özellikle Türkiye ekonomisinin kriz yılları olarak adlandırılan 2000-2001 yılları arasında maksimuma ulaşması bunun bir kanıtı olarak gösterilebilir.

GARCH(1,1) modelinin tahmini ile elde edilen volatilité değerlerinin iç-dış siyasi ve ekonomik olaylar ile ne derece örtüştüğünü göstermesi amacıyla düzenlenen tablo ve grafikler, Ekler bölümünde sunulmuştur.

Şekil 3.12. İMKB Ulusal-100 Endeksi Volatilitesi



Tablo 3.7. Asimetrik GARCH Modellerine ait Tahmin Sonuçları

	EGARCH	EGARCH-M		TGARCH	TGARCH-M		CGARCH
ARMA(1,2) - GARCH(1,1) Eşitlikleri Katsayı Tahminleri ve Anlamlılık Testleri							
<b>GARCH</b>		3.5702 (3.176)*			2.7373 (2.673)*		
<b>C</b>	0.0013 (2.239)*	-0.0011 (-1.230)	<b>C</b>	0.0014 (2.419)*	-0.0005 (-0.545)	<b>C</b>	0.0016 (3.255)*
<b>AR(1)</b>	0.8877 (10.872)*	0.8845 (10.190)*	<b>AR(1)</b>	0.8973 (11.309)*	0.8921 (10.450)*	<b>AR(1)</b>	0.4900 (1.347)
<b>MA(1)</b>	-0.7315 (-8.547)*	-0.7347 (-8.122)*	<b>MA(1)</b>	-0.7487 (-9.094)*	-0.745 (-8.456934)	<b>MA(1)</b>	-0.3385 (-0.929)
<b>MA(2)</b>	-0.1146 (-4.521)*	-0.1083 (-4.235)*	<b>MA(2)</b>	-0.1125 (-4.514)*	-0.110 (-4.271879)	<b>MA(2)</b>	-0.0516 (-0.852)
<b>C</b>	-0.8500 (-7.361)*	-0.8968 (-7.750)*	<b>C</b>	0.0001 (5.907)*	0.0001 (6.032)*	<b>C</b>	-0.0218 (-0.053)
<b>ALFA</b>	0.3486 (10.860)*	0.3571 (11.280)*	<b>ARCH(1)</b>	0.1738 (6.543)*	0.1802 (6.685)*	<b>[Q-C]</b>	1.0002 (319.463)*
<b>GAMMA1</b>	-0.0158 (-0.754)	-0.0161 (-0.785)	<b>GARCH(1)</b>	0.7516 (30.041)*	0.7445 (29.443)*	<b>[ARCH-GARCH]</b>	0.0557 (3.544)*
						<b>[ARCH-Q]</b>	0.1450 (4.371)*
						<b>(RES&lt;0)*[ARCH-Q]</b>	0.0478 (1.299)
<b>EGARCH(1)</b>	0.9178 (64.707)*	0.9122 (63.630)*	<b>TARCH</b>	0.0283 (0.804)	0.0234 (0.670)	<b>[GARCH-Q]</b>	0.6818 (12.471)*
<b>LL**</b>	7565.431	7568.855		7563.94	7566.902		7580.382
<b>Çarpıklık</b>	-0.17	-0.18		-0.18	-0.18		-0.16
<b>Basıklık</b>	4.32	4.30		4.36	4.34		4.37
<b>Jarque-Bera</b>	274.68	270.80		292.25	285.34		293.13
<b>Q(12)</b>	12.60 (0.181)	17.77 (0.038)		14.22 (0.115)	17.39 (0.043)		27.61 (0.001)
<b>Q(20)</b>	19.40 (0.306)	24.86 (0.098)		21.32 (0.212)	24.61 (0.104)		36.81 (0.004)
<b>Q(36)</b>	27.89 (0.720)	33.25 (0.455)		29.55 (0.639)	32.82 (0.476)		44.73 (0.084)
<b>LM(1)</b>	1.54 (0.215)	0.62 (0.430)		0.22 (0.636)	0.05 (0.829)		0.00 (0.982)
<b>LM(5)</b>	7.40 (0.192)	7.62 (0.178)		5.59 (0.349)	6.22 (0.286)		4.26 (0.513)
<b>LM(12)</b>	17.99 (0.116)	18.10 (0.113)		16.80 (0.157)	17.46 (0.133)		12.17 (0.432)

Parantez içindekiler Bollerslev-Wooldrige t istatistikleridir.

\* %5 Anlam düzeyinde anlamlı

\*\* Log-olabilirlik

$$\text{EGARCH}(1,1) \quad \log \sigma_t^2 = \omega + \beta \log \sigma_{t-1}^2 + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \alpha \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}}$$

$$\text{TGARCH}(1,1) \quad \sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2$$

$$\text{CGARCH}(1,1) \quad \begin{cases} q_t = \omega + \rho(q_{t-1} - \omega) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) + \theta_1 z_{1t} \\ \sigma_t^2 = \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \gamma(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1})d_{t-1} + \beta(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \theta_2 z_{2t} \end{cases}$$

### 2.2.3.2 Üstel GARCH ve Üstel GARCH-M Modelleri Sonuçları

Şekil 3.7 ile gösterdiğimiz GARCH modeliyle elde edilen hata terimlerine ait dağılımın çok az da olsa sola yatık oluşu, koşullu volatilitede asimetrisinin varlığı biçiminde değerlendirilebilir. Daha önce değinildiği gibi GARCH modeli, finans literatüründe kaldıraç etkisi olarak bilinen, aşağı doğru şokların yukarı doğru şoklara oranla daha fazla volatiliteye neden olduğu olgusunu tam olarak açıklayamamaktadır. Tablo 3.7’de, bu amaçla geliştirilen modellerden başlıcalarının tahmin sonuçları sunulmuştur.

Daha önceki bölümde ayrıntılarıyla açıklandığı gibi Nelson tarafından geliştirilen Üstel GARCH (EGARCH) modeli, koşullu varyansın, gecikmeli hata terimlerinin asimetrik bir fonksiyonu olarak ifade edildiği alternatif bir modeldir. Bu model  $\gamma \neq 0$  olduğu sürece asimetriktir.  $\gamma > 0$  durumunda ise negatif şoklar pozitif şoklara oranla daha az volatiliteye neden olurlar.

Tablo 3.7’de yer alan **EGARCH (1,1)** tahminleri, eşitlikler halinde aşağıdaki şekilde gösterilebilir:

$$\hat{r}_t = 0.001308 + 0.887728 \hat{r}_{t-1} - 0.731462 \hat{\varepsilon}_{t-1} - 0.114559 \hat{\varepsilon}_{t-2}$$

(2.239)      (10.872)      (-8.547)      (-4.521)

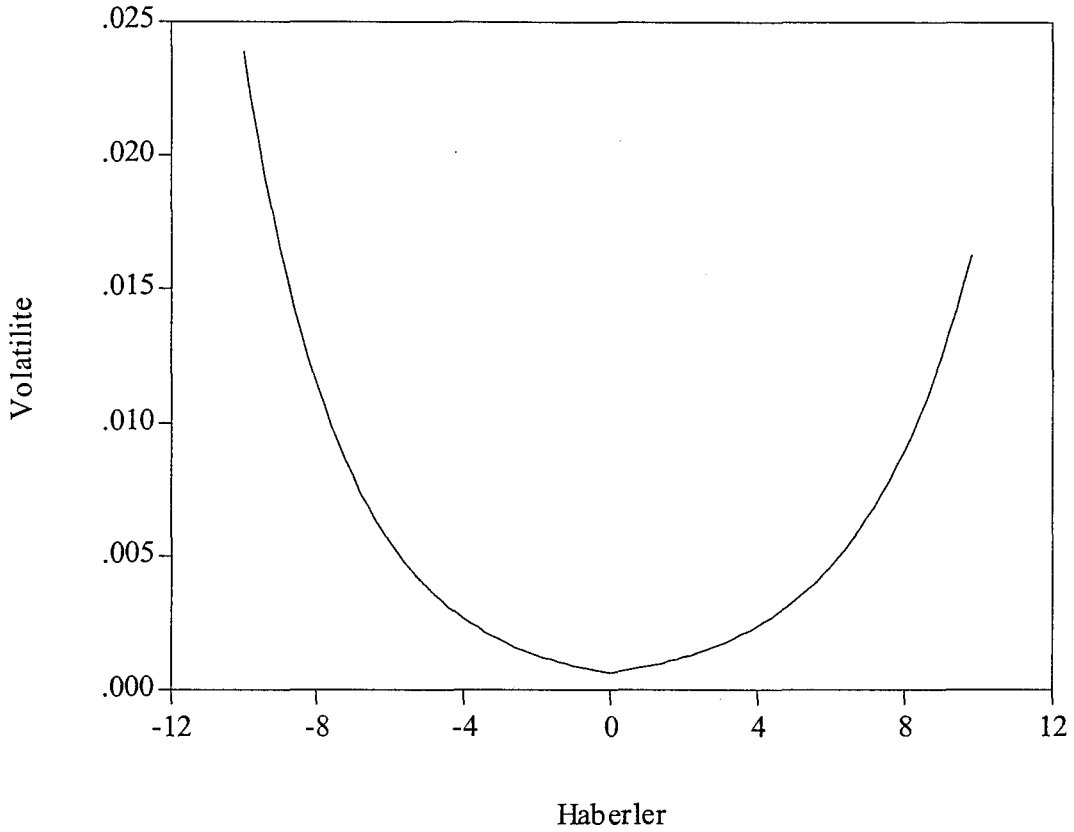
$$\log \hat{\sigma}_t^2 = -0.85 + 0.918 \hat{\sigma}_{t-1}^2 + 0.349 \frac{|\hat{\varepsilon}_{t-1}|}{\hat{\sigma}_{t-1}} - 0.016 \frac{\hat{\varepsilon}_{t-1}}{\hat{\sigma}_{t-1}}$$

(-7.361)      (64.707)      (10.860)      (-0.754)

Buna göre, İMKB endeks getirisi serilerinde olası asimetri etkisinin varlığını gösteren parametre, sıfırdan anlamlı bir şekilde farklı değildir. Bu sonuç bize İMKB getiri volatilitelerinin asimetrik olmadığını göstermektedir. Yani İMKB’de yatırımcılar, negatif veya pozitif getiri değişmelerine farklı tepkiler vermemektedirler.

Şekil 3.13 ile gösterilen EGARCH(1,1) NIC eğrisinin simetrik bir şekilde olması da bu sonucu desteklemektedir.

Şekil 3.13. EGARCH Haber Etkisi Eğrisi



Aynı şekilde **EGARCH-M(1,1)** modelinin tahmini sonucunda da asimetri etkisinin olmadığı belirlenmiştir.

$$\hat{r}_t = -0.0011 + 3.5702 \sigma_t^2 + 0.8845 \hat{r}_{t-1} - 0.7347 \hat{\varepsilon}_{t-1} - 0.1083 \hat{\varepsilon}_{t-2}$$

(-1.230) (3.176) (10.190) (-8.122) (-4.235)

$$\log \hat{\sigma}_t^2 = -0.8968 + 0.9122 \hat{\sigma}_{t-1}^2 + 0.3571 \frac{|\hat{\varepsilon}_{t-1}|}{\hat{\sigma}_{t-1}} - 0.0161 \frac{\hat{\varepsilon}_{t-1}}{\hat{\sigma}_{t-1}}$$

(-7.750) (63.629) (11.280) (-0.785)

Asimetri katsayısı 0.0161, istatistiksel olarak anlamlı değildir. Dolayısıyla, İMKB’de negatif bir getiri şoku pozitif bir getiri şokundan daha fazla etki yaptığı hipotezi reddedilmektedir.

### 2.2.3.3 Eşik GARCH ve Eşik GARCH-M Modelleri Sonuçları

Bilindiği gibi modern finans literatüründe, iyi haberlerin,  $(\varepsilon_t > 0)$ , koşullu varyans üzerindeki etkisinin kötü haberlerden,  $(\varepsilon_t < 0)$ , farklı olduğu; yani haberlerin etkisinin asimetrik olduğu biçiminde yaygın bir kanı vardır.

Bu olguyu da test etmek amacıyla bir ARCH süreci olan Eşik GARCH: **TGARCH(1,1)** modeli tahmin edilmiştir. Sonuçlar, eşitlikler halinde aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \hat{r}_t &= 0.001409 + 0.897286 \hat{r}_{t-1} - 0.748736 \hat{\varepsilon}_{t-1} - 0.11246 \hat{\varepsilon}_{t-2} \\ &\quad (2.419) \quad (11.309) \quad (-9.094) \quad (-4.514) \\ \sigma_t^2 &= 0.000068 + 0.174 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.0283 \varepsilon_{t-1}^2 \cdot d_{t-1} + 0.752 \sigma_{t-1}^2 \\ &\quad (5.907) \quad (6.543) \quad (0.804) \quad (30.041) \end{aligned}$$

Haber etkisinin asimetrik olup olmadığını test etmek için kullanılan ve Tablo 3.7'da TGARCH olarak adlandırılan parametrenin değeri 0.0283 olup, %5 anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı değildir. Dolayısıyla, İMKB için haber etkisinin asimetrik olduğundan söz edilemez.

Getiri eşitliğine koşullu varyans dahil edilerek test edilen **TGARCH-M(1,1)** sonuçları ise aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \hat{r}_t &= -0.000479 + 2.737 \sigma_t^2 + 0.892147 \hat{r}_{t-1} - 0.74493 \hat{\varepsilon}_{t-1} - 0.109737 \hat{\varepsilon}_{t-2} \\ &\quad (-0.545) \quad (2.673) \quad (10.45) \quad (-8.457) \quad (-4.272) \\ \sigma_t^2 &= 0.0000714 + 0.182 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.0234 \varepsilon_{t-1}^2 \cdot d_{t-1} + 0.745 \sigma_{t-1}^2 \\ &\quad (6.032) \quad (6.685) \quad (0.671) \quad (29.443) \end{aligned}$$

Diğer tüm asimetrik GARCH modellerinde olduğu gibi bu model sonucunda da, İMKB endeks getirisinde asimetri etkisi olmadığı, negatif getiri şoklarının pozitif şoklara oranla daha fazla volatilité yarattığı varsayımının geçerli olmadığı sonucu elde edilmiştir. Aynı zamanda kaldıraç etkisinden de söz edilemez.

### 2.2.3.4 Bileşenli GARCH Testi Sonuçları

Volatilitenin kısa ve uzun dönemli etkilerinin birbirinden ayrılmasını sağlamayı amaçlayan Bileşenli GARCH: **CGARCH(1,1)** modeline ait tahmin sonuçları ise, eşitlikler yardımıyla aşağıda sunulmuştur.

$$\hat{r}_t = 0.0016 + 0.490 \hat{r}_{t-1} - 0.338 \hat{\varepsilon}_{t-1} - 0.0516 \hat{\varepsilon}_{t-2}$$

$$\begin{matrix} (3.255) & (1.347) & (-0.929) & (-0.851) \end{matrix}$$

$$\left\{ \begin{array}{l} q_t = -0.0218 + 1.0002(q_{t-1} - \varpi) + 0.0557(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) + \theta_1 z_{1t} \\ \quad (-0.052) \quad (319.463) \quad (3.544) \\ \sigma_t^2 = 0.145(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + 0.0478(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1})d_{t-1} + 0.6818(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \theta_2 z_{2t} \\ \quad (4.371) \quad (1.299) \quad (12.471) \end{array} \right.$$

Buna göre, Tablo 3.7'da [Q-C] olarak adlandırılan ve kalıcı eşitlikte, uzun dönem volatilitenin ortalamaya dönüş hızını gösteren katsayının bire eşit ve anlamlı oluşu, volatilitenin durağan durum (steady state) değerine çok yavaş döndüğünü göstermektedir. Volatilitenin kalıcılığını işaret eden bu sonuç, diğer GARCH yöntemleri ile elde edilen sonuçları destekler niteliktedir. Kısa dönem volatilité terimi de istatistiksel olarak anlamlıdır.

Sonuç olarak, İMKB endeksi getiri volatilitesini belirlemek için en uygun model ARMA(1,2)-GARCH(1,1) modelidir. Volatilitenin asimetrik bir yapıya sahip olmaması burada test edilen diğer tüm GARCH modellerinin, test edilen zaman aralığında İMKB endeks getiri volatilitesini tahmininde kullanılamayacağını göstermektedir.

### 3. İMKB'DE DAĞILIMLARIN KARIŞIMI HİPOTEZİNİN SINANMASI

Çalışmanın bu kısmında, Dağılımların Karışımı Hipotezinin (MDH) İMKB'de geçerlilik sınanması yapılacaktır. Ancak şimdi, bu amaçla yapılacak testlere geçmeden önce, çeşitli ülke hisse senedi piyasalarında sınanıldığını belirttiğimiz dağılımların karışımı hipotezini ayrıntılı olarak inceleyelim.

#### 3.1. Dağılımların Karışımı Hipotezi

Bu hipoteze göre, piyasaya giren bilginin oranını ölçen bir karıştırıcı değişken, getiri oranları üzerindeki GARCH etkisini açıklayabilir. Çünkü, günlük fiyat değişmelerine ait varyanslar, değişken bir yapıya sahiptirler ve varyanstaki değişim piyasanın günlük bilgi akış oranı ile doğru yönlü olarak ilişkilidirler. Diğer bir deyişle, günlük fiyat değişmeleri, rastsal olarak gerçekleştiği varsayılan ve gün içinde meydana gelen bilgi girişlerinin sayısına ( $n$ )'e bağlı olduğu kabul edilen gün-içi fiyat değişmelerinin bir toplamına eşittir. Yani fiyat, bilgi girişinde yaşanan stokastik değişmeye bağlı olarak gelişen bir ögedir.  $n \rightarrow \infty$  ise, Merkezi Limit Teoremi'ne göre günlük fiyat değişmeleri varyansı,  $n$  ile doğru orantılı olan bir normal dağılıma sahiptir.  $n$ 'nin değerinin büyük olmadığı durumlarda, dağılım  $t$  dağılımı ile değerlendirilebilir. Bu nedenle, fiyat değişimlerinin koşullu varyansı, piyasaya giren yeni bilginin oranının artan bir fonksiyonu olarak kabul edilir. Piyasaya giren bu yeni bilgiler doğrudan gözlemlenemediği için, onun yerine temsili olarak işlem hacmi kullanılır ve günlük fiyat değişmelerine ait koşullu varyans ile işlem hacmi arasında pozitif bir ilişki olması beklenir.

Bir önceki kısımda belirtildiği gibi işlem hacmi-volatilite ilişkisinin incelenmesinde GARCH yönteminin kullanımı ilk olarak Lamoureux ve Lastrapes<sup>39</sup> tarafından modellenmiştir. MD hipotezi varsayımlarına göre geliştirilen bu modelde, günlük hisse senedi getiri oranları üzerindeki GARCH etkisinin günlük bilgi girişi oranını temsil eden işlem hacmi ile seri korelasyona sahip olması beklenmektedir.

---

<sup>39</sup>Lamoureux ve Lastrapes, a.g.e, (1994), ss.253-255.

Bilindiği gibi, en basit GARCH modelinde günlük getiriler genellikle;

$$r_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, h_t), \quad (3.2)$$

şeklinde ifade edilir. Burada  $\mu_{t-1}$ , getiri oranı  $r_t$ 'nin geçmişte ortaya çıkan bilgiye bağlı olan ortalama değeridir. Bir gün içerisinde gerçekleşen beklenmedik fiyat değişimi,  $\varepsilon_t$ , gün-içi fiyat değişimlerinin toplamına eşittir ve aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\varepsilon_t = \sum_{i=1}^{n_t} \delta_{it}, \quad (3.3)$$

Burada  $\delta_{it}$ ,  $t$  gününde gerçekleşen  $i$ 'ninci fiyat değişikliği iken;  $n_t$ , bilginin piyasaya akışını denetleyen bir değişkendir ve stokastik bir oranı temsil eder. Eğer  $\delta_{it}$  sıfır ortalama ve  $\sigma^2$  varyanslı bağımsız ve özdeş normal dağılıma (IID) sahipse ve  $n_t$  yeterince büyükse,  $\varepsilon_t | n_t \sim \text{IN}(0, \sigma^2 n_t)$  olur<sup>249</sup>.

Burada GARCH etkisi belirlenirken,  $n_t$ 'nin temsil ettiği gün-içi fiyat değişimleri zamana bağlı olarak değiştiği kabul edilir. Günlük bilgi girişi sayısının seri korelasyon içerdiği varsayımı<sup>250</sup> altında, otoregresif süreç aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$n_t = b_o + \sum_{i=1}^k b_i n_{t-i} + u_t$$

yada,

$$n_t = b_o + b(L)n_{t-1} + u_t \quad (3.4)$$

---

<sup>249</sup>  $n_t$ 'nin yeterince büyük olmadığı durumlarda dağılım,  $t$  dağılımı gibi daha sivri bir dağılım ile ikame edilebilir yani,  $\varepsilon_t | m_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2 n_t, \nu)$ . Burada  $\nu$  serbestlik derecesidir.

<sup>250</sup> Bir hisse senedi hakkında ne kadar çok bilgi girişi olursa, o kadar daha fazla yatırımcı bu bilgileri farklı şekillerde algılayıp yorumlayacaktır. Bu durumda daha fazla yatırımcı, bu hissenin gelecekteki getirisi hakkındaki beklentilerine göre işlemde bulunmaya istekli olacaktır. Yani, hisse senedi getirilerine ait GARCH davranışları seri olarak birbirine bağımlı olarak gelişen haber girişi süreci tarafından belirlenecektir.

Burada, yönlendirici değişken  $n_t$ 'ye ait yenilikler (innovasyonlar) kalıcı nitelik taşımaktadır. Ayrıca,  $b_0 > 0$ , ve  $\sum_{i=1}^k b_i > 0$  ve tesadüfi değişken  $u_t$  beyaz gürültüdür.

Varyans ise:

$$\sigma_{\varepsilon_t|n_t}^2 = h_t = E(\varepsilon_t^2 | n_t) = n_t \quad (3.5)$$

dir<sup>251</sup>. Varyans eşitliği, Eşitlik (3.4) ile gösterilen otoregresif süreçte yerine koyularak bir GARCH modeli biçiminde ifade edilebilir:

$$h_t = \sigma^2 b_0 + \sum_{i=1}^k b_i h_{t-i} + \sigma^2 u_t$$

yada, (3.6)

$$h_t = \sigma^2 b_0 + b(L) h_{t-1} + \sigma^2 u_t$$

Bilgi giriş sayısı,  $n_t$ , gözlemlenemediği için onun yerine işlem hacmi temsili bir değişken olarak kullanılır. İşlem hacminin, piyasaya yeni giren bilgi yerine kullanılmasının uygun olduğu, literatürde hem teorik hem de ampirik düzeyde desteklenmiş bir konudur<sup>252</sup>.

Eşitlik (3.6)'te yer alan varyans eşitlikleri, koşullu varyansta gözlemlenen ve GARCH yöntemleri ile belirlenebilen volatilité kalıcılığını incelemeye uygun modellerdir. Bu nedenle günlük getiriler, bu model ile aynı özelliklere sahip aşağıdaki gibi bir GARCH modeli yardımıyla tahmin edilir.

---

<sup>251</sup>Yani, herhangi bir hisse senedine ait zaman içerisinde değişen getiri volatilitesi, bu varlığa ait bilgi girişine atfedilebilir. Gün-içi getiri oranları tesadüfi olduklarından, günlük getiri oranları karma bir dağılım izlerler ve burada karıştırıcı değişken  $n_t$ 'dir. Bilgi girişinin otokorelasyon içeren bir süreçte sahip olduğu varsayımı altında, GARCH etkileri  $n_t$  değişkenindeki zamana bağlılığı açıklayabilmektedir.

<sup>252</sup>İşlem hacmi ile bilgi girişi (haberler) arasındaki pozitif ilişkinin bulunduğu diğer çalışmalar da mevcuttur. Bkz. (Th. Berry ve K. M. Howe, "Public informational arrival," *The Journal of Finance*, 49, (1994), ss.1331-1346 ile H. He ve J. Wang, "Differential information and dynamic behavior of stock trading volume," *Review of Financial Studies*, 8, (1995), ss.919-972.)

$$r_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t \sim \text{IN}(0, h_t) \quad (3.7)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \zeta_0 V_{t-1} \quad (3.8)$$

Burada  $h_t > 0$  koşulunun sağlanması için  $\alpha_0 \geq 0$  ve  $\alpha_i, \beta_j \geq 0$  olmalıdır.  $V_{t-1}$  ise bir önceki döneme ait işlem hacmini göstermektedir<sup>253</sup>.

Bilindiği gibi  $(\alpha_i + \beta_i)$  herhangi bir şokun koşullu varyans üzerinde yaratacağı etkinin kalıcılığının derecesini vermektedir. Özellikle, varyansın durağan olabilmesi için bu toplamın değerinin 1'den küçük olması  $(\alpha_i + \beta_i < 1)$  gerekmektedir. Bu değer 1'den büyük olması varyansta bir kararsızlığı işaret eder ve bu durumda herhangi bir şokun etkisi, yavaş yavaş yok olmak yerine kalıcı bir özellik gösterir.

MD hipotezine göre, işlem hacmi değişkeni seri korelasyona sahip olması için ve piyasaya giren bilgi akışını iyi temsil edebilmelidir. Bunun sağlanabilmesi için  $\zeta_0 > 0$  koşulunun istatistiksel olarak anlamlı olması ve GARCH etkilerinin Eşitlik (3.8)'den tümüyle kalkması gerekir. Çünkü işlem hacminin piyasaya yeni giren haberin iyi bir temsilcisi olmaması ve diğer dışsal değişkenlerin varyans eşitliğine dahil edilmesi durumunda GARCH etkileri, etkisi azalmakla beraber ortadan kalkmamaktadır.

---

<sup>253</sup>Burada işlem hacminin gecikmeli değerinin temsili değişken olarak kullanılmasının nedeni, dışsal değişkenlerin gecikmeli değerlerinin daha önceden belirlenmiş (predetermined) olarak kabul edilmesi ile eşanlılık sorunundan kaçınmaktır. (Daha fazla bilgi için bkz. Harvey, 1989)

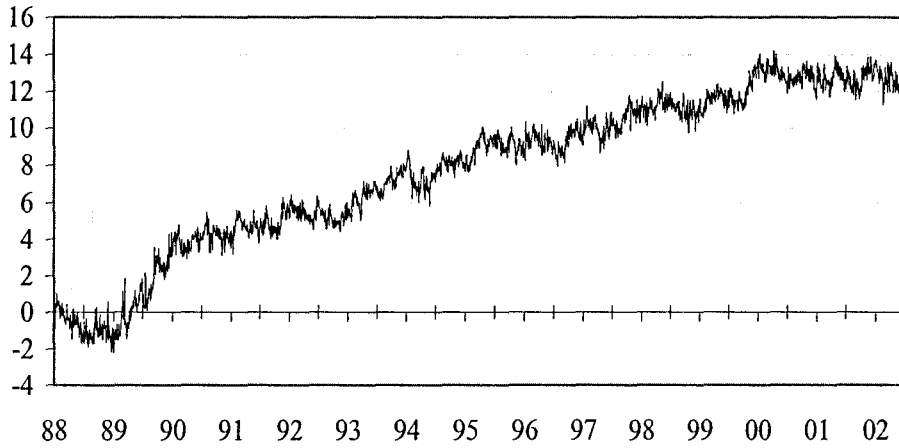
### 3.2. İşlem Hacmi Serilerinin Durağanlık Testleri

Daha önce de belirtildiği gibi, MDH'ne göre hacim serilerinde seri korelasyon hisse senedi getirilerinde koşullu değişken varyanslılığa neden olduğu için gereklidir. Hacim serilerinde birim kökün varlığının test edilmesi de önemlidir çünkü işlem hacminin koşullu varyans üzerindeki etkilerini araştırmaya yönelik testler, işlem hacmine ait zaman serisi verilerinin durağan olmaması durumunda geçersiz olabilir.

Bu nedenle, öncelikle piyasaya bilgi girişi değişkeni yerine temsili olarak işlem hacmi serisinin kullanılabilmesi için gerekli testlerin sonuçlarına değinelim.

İşlem hacmi serisinin durağan olup olmadığının belirlenmesine yönelik testlere geçmeden önce, serinin Şekil 3.14 ile gösterilen zaman serisi grafiğini inceleyelim. İşlem hacmi serisinin logaritmik değerlerinin kullanıldığı bu grafik, serinin durağan olmadığını göstermektedir.

Şekil 3.14. İşlem Hacmi Serisine ait Zaman Serisi Grafiği



Tablo 3.8 ile gösterilen, işlem hacmi serilerine ait kısmi otokorelasyon katsayıları incelendiğinde, tüm gecikme değerleri için katsayıların anlamlı olduğunu görmekteyiz. Ljung-Box istatistikleri incelendiğinde, bütün gecikme dönemleri için otokorelasyonun olmadığını varsayan boş hipotez reddedilmektedir. Korelasyon katsayılarının yüksek derecedeki gecikmelerde bile büyük olması ve azalma sürecinin yavaş oluşu, serinin

durağan olmadığı konusunda bir ipucu vermektedir. Şekil 3.15 ve Şekil 3.16'da ise serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının grafikleri görülmektedir.

**Tablo 3.8. İşlem Hacmi Serisine ait Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Katsayıları**

Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
AC	0.996	0.993	0.992	0.991	0.989	0.988	0.987	0.986	0.985	0.984	0.983	0.982
t	(59.4)*	(34.3)*	(26.6)*	(22.5)*	(19.8)*	(17.9)*	(16.5)*	(15.3)*	(14.4)*	(13.6)*	(12.9)*	(12.4)*
PAC	0.996	0.222	0.149	0.094	0.043	0.05	0.038	0.038	0.042	0.012	-0.024	0.024
t	(59.4)*	(13.3)*	(8.9)*	(5.6)*	(2.5)*	(3.0)*	(2.3)*	(2.3)*	(2.5)*	(0.7)	(-1.4)	(1.4)
Q-Stat	3535.9	7056.3	10567	14069	17563	21049	24529	28004	31473	34937	38394	41844
AC = Otokorelasyon, PAC = Kısmi Otokorelasyon						*%5 Anlam düzeyinde anlamlı						

Serinin durağan olup olmadığının belirlemeye yönelik ADF ve Phillips Perron test sonuçları ise Tablo 3.9'da sunulmuştur. ADF test sonucuna göre işlem hacmi serisi düzeyde durağan değildir. PP testi de bu sonucu doğrulamaktadır.

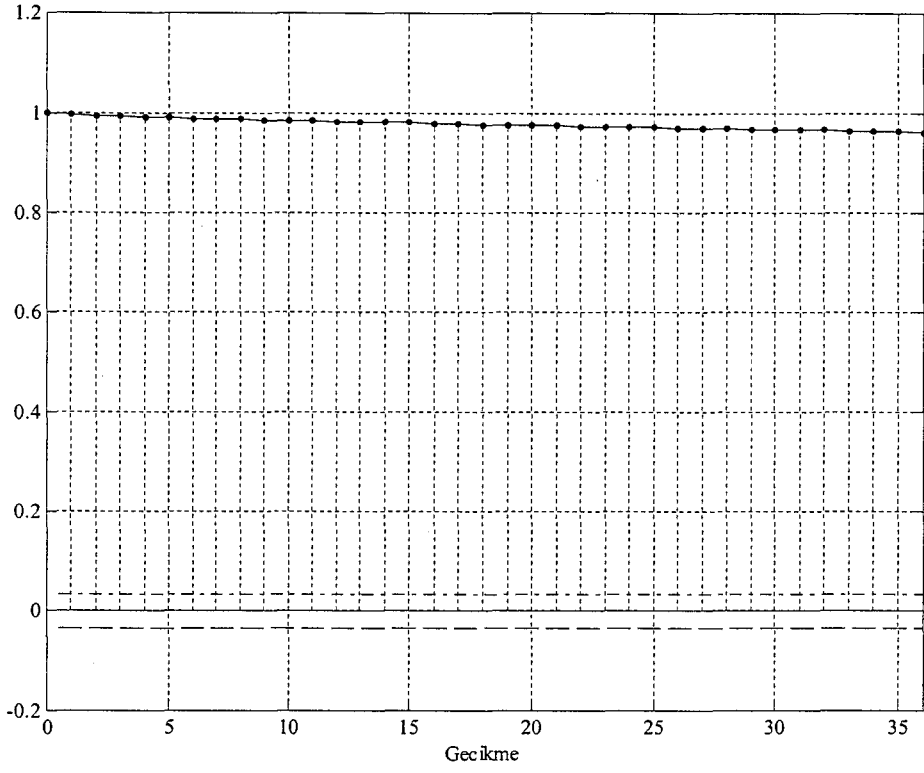
**Tablo 3.9. İşlem Hacmi Serisine ait Durağanlık Testleri Sonuçları**

	Düzy			1.Fark		
	Gecikme	Sabit Terimli	Sabit Terim ve Trendli	Gecikme	Sabit Terimli	Sabit Terim ve Trendli
ADF	12	-1.348	-3.028	11	-23.357*	-23.362*
PP	8	-1.840	-7.544*	8	-102.855*	-102.860*
Kritik Değerler (%5)		-2.86	-3.41		-2.86	-3.41

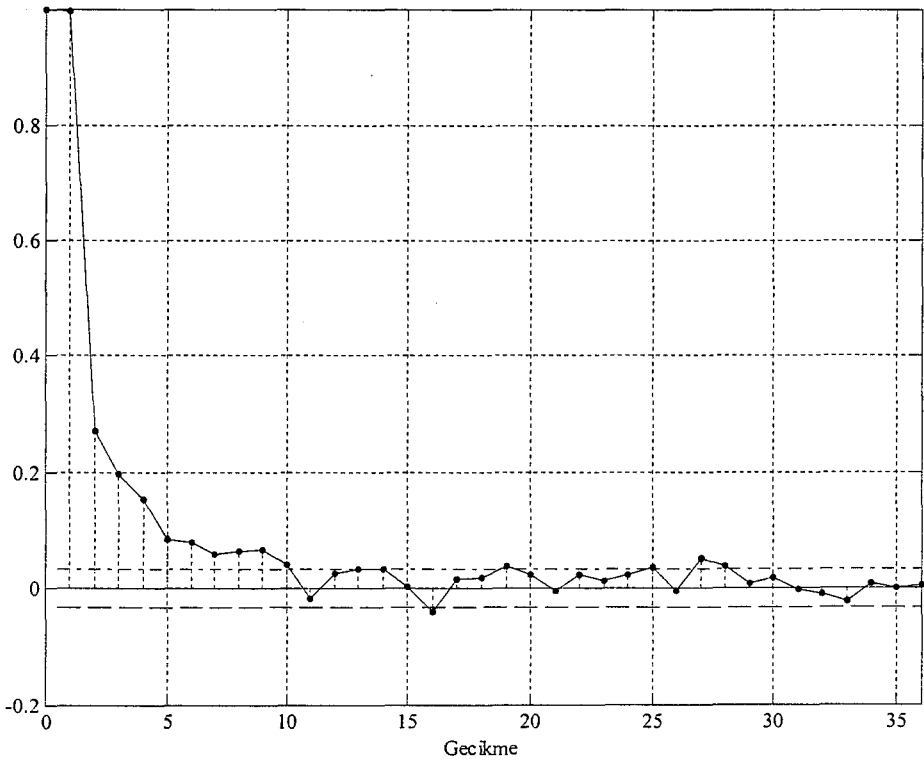
(\*) %5 Anlam düzeyinde anlamlı istatistikleri göstermektedir

Diğer taraftan Tablo 3.9'da, işlem hacmi serisinin birinci farkları alındığında, durağan hale geldiği görülmektedir. Hem ADF testi, hem de PP testi sonuçları, birinci farklarda istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuç, Şekil 3.17 ve Şekil 3.18 ile gösterilen otokorelasyon fonksiyonları ile de desteklenmektedir.

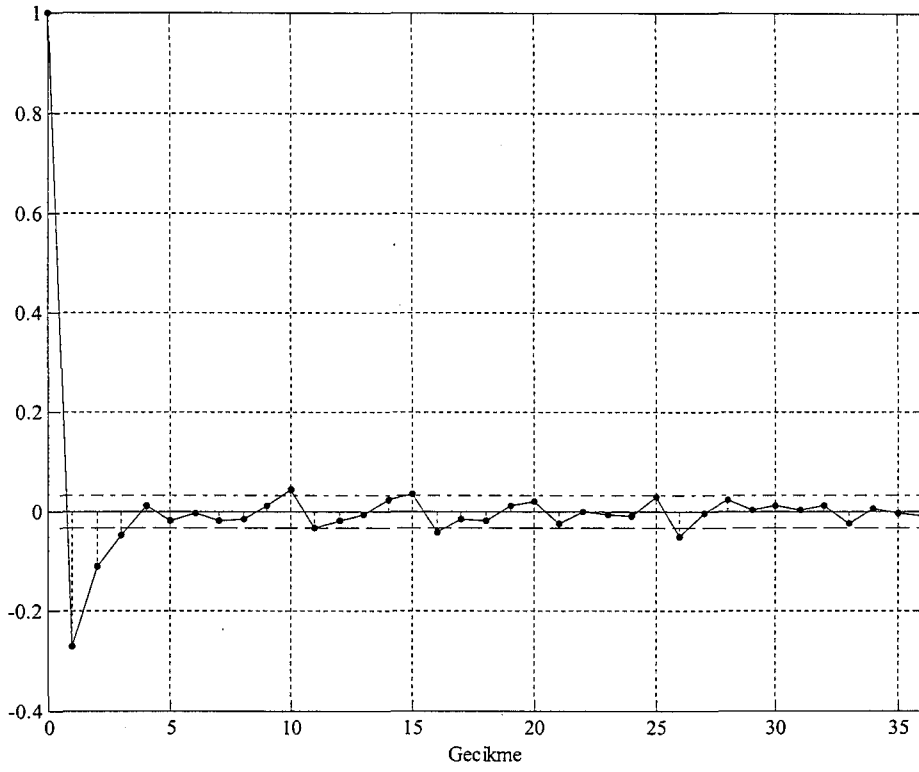
Şekil 3.15. İşlem Hacmi Otokorelasyon Fonksiyonu



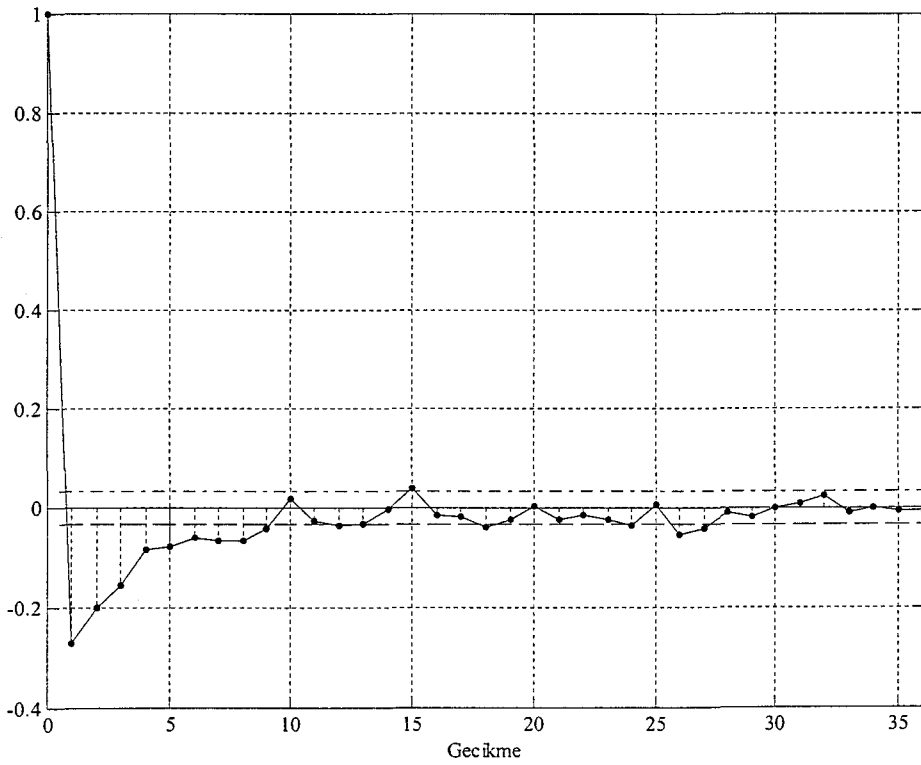
Şekil 3.16. İşlem Hacmi Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu



Şekil 3.17. İşlem Hacmi Serilerinin Birinci Farklarına Ait Otokorelasyon Fonksiyonu



Şekil 3.18. İşlem Hacmi Serilerinin Birinci Farklarına Ait Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu



### 3.3. Model ve Sonuçları

Çalışmanın bu bölümünde, İMKB’de Dağılımların Karışımı (MD) Hipotezinin geçerliliği sınanacaktır. Kullanılan model aşağıdaki gibidir:

$$r_t = \mu + \phi r_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma V_t \quad (3.10)$$

Hisse senedi getirilerinin ( $r_t$ ) bir otoregresif hareketli ortalama süreci izlediği daha önce belirlenmişti. GARCH eşitlikleri tahminlerinde bu süreç ARMA(1,2) olarak saptanarak, getiri serisine ait ortalama eşitliği Eşitlik (3.9)’deki gibi oluşturulmuştur. Varyans eşitliği ise, gene bir GARCH(1,1) süreci olmakla beraber bu kez eşitliğe işlem hacmi serisi,  $V_t$ , bir açıklayıcı değişken olarak dahil edilmiştir. Hisse senedi piyasasına giren haberleri temsil eden işlem hacmi değişkeninin yer aldığı koşullu varyans eşitliği ise Eşitlik (3.10)’da tanımlanmıştır.

GARCH(1,1) sürecinde varyans eşitliğine işlem hacmi serisinin dahil edilmesinde sonra elde edilen sonuçlar Tablo 3.10’da özetlenmiştir. GARCH(1,1) modeli sonucu aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\hat{r}_t = 0.00012 + 0.89853 \hat{r}_{t-1} - 0.75887 \hat{\varepsilon}_{t-1} - 0.10353 \hat{\varepsilon}_{t-2}$$

(0.203)      (12.079)      (-9.824)      (-4.338)

$$\hat{\sigma}_t^2 = 0.00006 + 0.17211 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.76824 \hat{\sigma}_{t-1}^2 + 0.00034 V_t$$

(6.430)      (8.533)      (33.463)      (7.733)

Tablo 3.10. Koşullu Varyans Eşitliğine İşlem Hacmi Değişkeninin Dahil Edilmesi Sonrası GARCH

## Modellerine Ait Tahmin Sonuçları

	GARCH	GARCH V
ARMA(1,2) - GARCH(1,1) Eşitlikleri		
Katsayı Tahminleri ve Anlamlılık Testleri		
C	0.0016 (2.833)*	0.0001 (0.203)
AR(1)	0.8962 (10.611)*	0.8985 (12.079)*
MA(1)	-0.7495 (-8.581)*	-0.7589 (-9.824)*
MA(2)	-0.1122 (-4.449)*	-0.1035 (-4.338)*
C	0.0001 (5.842)*	0.0001 (6.430)*
ARCH(1)	0.1841 (9.085)*	0.1721 (8.533)*
GARCH(1)	0.7581 (30.905)*	0.7682 (33.462)*
DLNHACİM		0.0003 (7.733)*
Kalıcılık*	0.942	0.940
LL**	7563.25	7616.03
Çarpıklık	-0.18	-0.36
Basıklık	4.34	4.29
Jarque-Bera	285.71	322.77
Q(12)	14.887 (0.094)	15.874 (0.070)
Q(20)	21.91900 (0.188)	25.559 (0.083)
Q(36)	29.969 (0.619)	38.158 (0.246)
LM(1)	0.305 (0.581)	0.564658 (0.452)
LM(5)	5.833 (0.323)	5.17705 (0.395)
LM(12)	17.737 (0.124)	16.17307 (0.183)
* ARCH(1)+GARCH(1)		
** Log-olabilirlik		

$$r_t = \mu + \phi r_{t-1} + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + u_t$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma V_t$$

Buna göre, işlem hacminin piyasaya yeni giren haberleri temsilen varyans eşitliğine dahil edilmesinin, volatilitedeki kalıcılığı azaltmadığı görülmektedir. Tablo 3.5'te yer alan GARCH(1,1) tahmininde ( $\alpha + \beta = 0.942$ ) iken, varyans eşitliğine işlem hacminin dahil edilmesinden sonra bu değer 0.940'a düşmüştür. İşlem hacminin eşitliğe dahil edilmesi ARCH etkilerini azaltmamaktadır. Yani, MD hipotezi bu piyasa için geçerli değildir ve İMKB hisse senedi volatilitelerini GARCH modelleri, bilgiye dayalı varyanslardan daha iyi açıklamaktadır.

İMKB piyasasında dağılımların karışımı hipotezinin geçerli olmaması, çeşitli faktörlere bağlanabilir. Bunlardan birisi, piyasada yer alan yatırımcıların çoğunluğunun kısa süreli yatırımlarda ve spekülâtif aktiviteler içinde bulunmaları olabilir. Diğer bir neden olarak, yatırımcıların piyasalar ve şirketler hakkında yeterince bilgi sahibi olmamaları veya ellerindeki bilgileri yeterince iyi analiz edememeleri sonucu, piyasaya giren haberlere aşırı tepki vermeleri gösterilebilir. Bir diğer neden ise, uzun süreli politik belirsizliklerin ve yaşanan ekonomik krizlerin, Türkiye sermaye piyasalarına olumsuz yansımalarıdır. Böylesine sürekli belirsizliklerin yaşandığı piyasalarda, aşırı tepkilerin ve spekülâtif hareketlerin olması kaçınılmazdır.

## SONUÇ

Finansal ekonominin önemli kavramlarından biri olan volatilité, 1987 yılında ABD hisse senedi piyasalarında yaşanan büyük düşüş sonrası ilgi odağı haline gelmiştir. Volatilitenin arttığı düşüncesi ile bu konuda teorik ve ampirik düzeyde araştırmalara hız verilmiştir. Son yıllarda dünya ekonomisinde yaşanan krizler, ABD ve diğer gelişmiş ülke hisse senedi piyasalarındaki hareketli dönemler, finansal piyasalarda volatilité üzerindeki ilginin daha da artmasına neden olmuştur.

Dünya ekonomisinde yaşanan küreselleşme hareketleri, sermayenin serbest dolaşımı ile birlikte, portföy yatırımlarında büyük hareketlilik oluşturmuş ve bu da finansal piyasalarda kırılma olgusunu beraberinde getirmiştir.

Son dönemlerde uluslararası ekonomide yaşanan krizlerin, bu finansal kırılmanın bir sonucu olduğu konusunda yaygın bir görüş birliği vardır. Bu nedenle, başta hisse senedi piyasalarında olmak üzere, finansal piyasalarda gözlenen volatilitenin nedenleri ve sonuçlarının belirlenmesi, diğer taraftan ise en iyi şekilde modellenip ileriye dönük öngörülerde bulunulması; hem mevcut krizlerin etkilerinin azaltılması, hem de olası yeni krizlerin önlenmesi açısından büyük önem taşımaktadır.

Hisse senedi getiri volatilitelerini ayrıntılı bir şekilde ele alarak, volatilitenin Türkiye hisse senedi piyasasında nasıl geliştiğinin incelendiği bu çalışmada; esas olarak, finans literatüründe kullanılan modellerin, bu piyasadaki volatilitéyi ne derecede açıklayabildiğinin belirlenmesi amaçlanmıştır.

Bunun için farklı ARCH modelleri yardımıyla İMKB endeks getiri volatilitelerini tahmin etmeden önce, hisse senedi getiri serilerinin ortalama eşitliğinin belirlenmesine

yönelik testler yapılmıştır. Bu testler sonucunda, getiri serilerini en iyi tanımlayan sürecin ARMA(1,2) olduğu ve İMKB-100 endeks getirisi volatilitelerini en iyi açıklayan ARCH sürecinin de tahmin edilen tüm modeller arasında en anlamlı katsayılarla iyi tanımlanabileceğine sahip olan GARCH(1,1) modeli olduğu bulunmuştur.

İMKB-100 endeksinin GARCH(1,1) modeli ile tahmininde yer alan ve hisse senedi getiri volatilitelerinin kalıcılığını ifade eden değer (0.942) birine çok yakın olarak tahmin edilmiştir. Bu da, hisse senetleri getirilerinde yaşanan ani bir değişimin volatiliteleri artırdığını ve bu değişimin de uzun bir süre devam ettiğini göstermektedir. Dolayısıyla bu bulguyu esas alarak, İMKB endeksi üzerindeki şokların volatilitelerde kalıcı bir etkiye neden olduğunu; volatilitenin oldukça yavaş azaldığını ve uzun sürdüğünü söyleyebiliriz. Ayrıca, CGARCH modeli tahmininden elde edilen sonucun, uzun dönem volatilitelerinin ortalamaya dönüşünün çok yavaş olduğunu göstermesi de bu sonucu desteklemektedir.

Bunların dışında çalışmada ayrıca, İMKB’de negatif bir getiri şokunun (olumsuz haberin), aynı büyüklükteki bir pozitif getiri şokundan (olumlu haberdan) daha fazla volatiliteler yaratıp yaratmadığı araştırılmıştır. Volatilitelerdeki asimetri etkisini daha iyi açıklayan EGARCH, TGARCH ve CGARCH modellerinin tahminlerinden, İMKB volatilitelerinin asimetrik olmadığı, diğer bir deyişle, bu piyasada kaldıraç etkisinin gözlemlenmediği saptanmıştır. Dolayısıyla, İMKB’de negatif bir getiri şokunun pozitif bir getiri şokundan daha fazla etki yaptığı hipotezi reddedilmektedir. Yani, İMKB için haber etkisi asimetrik değildir ve volatilitelerde kaldıraç etkisi de yoktur.

Çalışmada elde edilen diğer bir önemli sonuç ise hipotezlerin iddia ettiği gibi hisse senedi getiri volatilitelerinin, ekonomik ve siyasi krizlere son derece duyarlı olmasıdır. Volatilitelerdeki yaşanan önemli artışlar, daha çok 1997 yılından sonraki döneme denk gelmektedir. Bu dönemde volatilitelerde önemli hareketler gözlemlenirken en yüksek volatiliteler değerlerine Türkiye ekonomisinin kriz yılları olarak adlandırılan 2000-2001 yılları arasında ulaşılmıştır. Bu noktada elde edilen bu sonuçla bağlantılı diğer bir sonuç ise getiri volatilitelerinde meydana gelen artışların bir sonraki iş günü ortaya çıkmasıdır.

Volatilitenin piyasaya giren bilgilere gecikmeli tepki vermesinin nedeni ise önemli iç ekonomik ve siyasi kararların, otoritelerce genellikle piyasanın kapanmasından sonra yapılması olarak gösterilebilir.

Volatilitede yaşanan artışların, iç ekonomik ve siyasi olaylar ile paralellik göstermesinin yanında, özellikle dış kaynaklı ekonomik ve siyasi krizlerin gerçekleştiği tarihlere de denk gelmesi, 1989'da serbestleştirilen Türkiye sermaye piyasalarının, dış etkenlere ne kadar duyarlı olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan bu şekilde kırılğan hale gelen sermaye piyasaları, uluslararası global krizlerden daha fazla etkilenerek ülke içinde yaşanan ekonomik sorunların daha da derinleşmesine ve hatta ekonominin sürekli bir kriz sarmalı içinde yaşamasına neden olmaktadır. Bir anlamda hisse senedi piyasasında yaşanan aşırı dalgalanmalar diğer piyasalardaki (özellikle döviz piyasası) dalgalanmaların başlangıç noktası olmaktadır.

Dağılımların Karışımı Hipotezinin sınanması ile ARCH modelinde yer alan koşullu varyans eşitliğine, işlem hacminin dahil edilmesinin, volatilitede gözlenen kalıcılığı azaltmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç, başta Lamoureux ve Lastrapes olmak üzere birçok araştırmacı tarafından elde edilmiş olan sonuçlara uymamakla birlikte, Huang ve Yang, Locke ve Sayers ile Sharma'nın sonuçlarıyla tutarlılık göstermektedir.

Dağılımların Karışımı Hipotezinin İMKB getiri serisinde geçerli olmamasının yarattığı diğer bir sonuç ise, bilgi-tabanlı varyansların İMKB endeks getiri volatilitelerini açıklamak için kullanılamayacağıdır. Yani, ARCH tipi modeller, İMKB getiri volatilitelerini yeterince iyi açıklayabilmektedirler.

Çalışmanın tutarlı ve anlamlı sonuçlarına rağmen, kullanılan modellerin başta ABD olmak üzere, özellikle gelişmiş ülkelere ait hisse senedi piyasalarındaki volatiliteleri modellemek için geliştirildiği unutulmamalı ve sonuçlara bu açıdan anlam yüklenmelidir.

Örneğin, Dağılımların Karışımı Hipotezini kullanan çalışmalarda, işlem hacmi ve getiri oranlarının ortak dağılımları üzerinde kısıtlar uygulanmakta, dağılımların karışımı hipotezi temelindeki modellerinin kullanımı sonucu, işlem hacmi hakkındaki varsayımlar yumuşatılarak varyanstaki kalıcılık azaltılmaktadır. İşlem hacminin, İMKB’de gözlemlenen ARCH etkilerini azaltmadığı ve piyasaya giren haberlerin iyi bir temsili değişkeni olmadığı sonucu değerlendirilirken, bu konunun daha dikkate alınması gereklidir.

Ayrıca, ARCH tipi modeller kullanılarak yapılan araştırmaların çoğu, başta ABD olmak üzere gelişmiş ülke finansal piyasalarını kapsamakta ve volatilité modellerinin geliştirilmesi sürecinde bu ülkelerin hisse senetlerine ait getirilerin istatistiksel özellikleri dikkate alınmaktadır. Bu nedenle, İMKB gibi gelişmekte olan piyasalarda yapılan çalışmaların daha sağlıklı olabilmesi için bu piyasaların özelliklerine göre geliştirilmiş modellerin kullanılması gerekmektedir.

Türkiye gibi siyasi ve ekonomik istikrarsızlıkların, krizlerin sıkça yaşandığı ülkelere ait hisse senedi piyasalarında volatilitenin belirlenmesinde; hisse senedi piyasasında geçerli olan farklı uygulama rejimleri için farklı koşullu varyans eşitliklerinin kullanıldığı, volatilité-geçiş modellerinin kullanılması daha yararlı olabilir.

Dağılımların Karışımı Hipotezi ise, farklı modeller kullanılarak test edilebilir. Özellikle firma bazında gün-içi veriler kullanılarak yapılacak testlerden daha sağlıklı sonuçlar alınabilir. Bu çalışmada olduğu gibi, karışım modelleri üzerinde yapılan testler sonucu, modelin yeterliliğini veriye ne kadar iyi uyduğu (örneğin: volatilitédeki kalıcılığı ne kadar açıkladığını) belirlemeye yönelik doğrudan testler yerine, dolaylı testler de kullanılabilir. Bu testler, Dağılımların Karışımı Hipotezinin farklı teorik gösterimlerinin volatilité ve işlem hacmi arasındaki dinamikleri açısından karşılaştırmaya yarayan testlerdir.

## **EKLER**

EK 1. İMKB Ulusal-100 Endeksinde Yaşanan Büyük (Yüzde) Düşüş ve Yükselişler.

EK 2. İMKB Ulusal-100 Endeksi ve Getiri Oranları (1988-2002).

EK 2. İMKB Ulusal-100 Endeksi Volatilitesi (1988-2002).

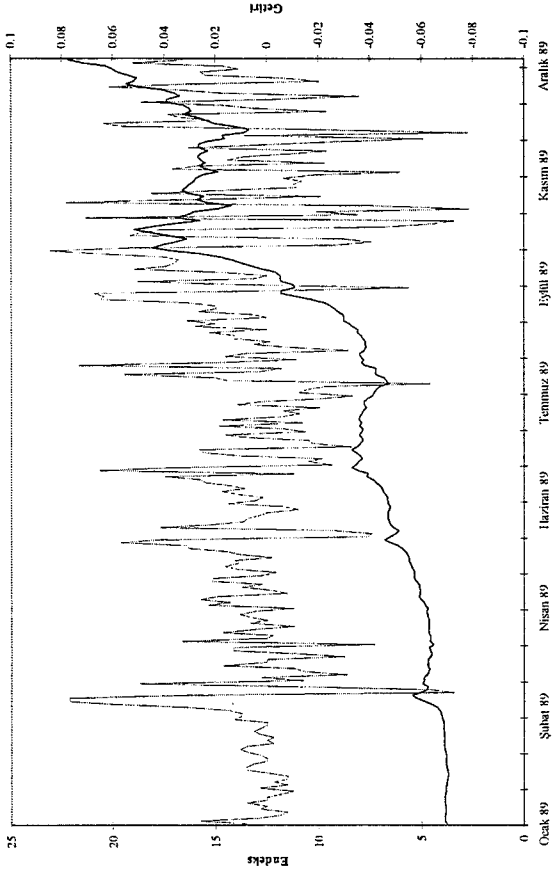
**EK 1. İMKB-100 ENDEKSİNDE YAŞANAN BÜYÜK (YÜZDE) DÜŞÜŞ VE YÜKSELİŞLER**

Tarih	Düşüş	Açıklamalar
21.02.2001	-18,11	MGK-Hükümet krizi ardından yaşanan ekonomik kriz. Son üç günlük düşüş %29.4
11.11.1998	-14,93	Siyasi kriz.
19.02.2001	-14,62	Siyasi kriz.
27.08.1998	-13,12	Rusya krizinin Türkiye'ye yansımaya başladığı gün
17.12.1990	-11,85	Körfez krizi.
25.09.1998	-11,34	Siyasi istikrarsızlığa bağlı güvensizlik ve dış borsalara bağlı kriz beklentisi
27.10.1997	-11,19	Uzakdoğu krizi.
12.01.1998	-10,80	Asya'da başlayan ikinci dalga çöküş sonrası yaşanan panik.
21.02.1994	-10,51	Para piyasası krizi.
19.04.1993	-10,45	T. Özal'ın vefatı.
26.08.1999	-10,38	Deprem sonrası 9 gün kapalı kalan İMKB'deki ilk seans
10.02.1994	-10,24	Sırbistan krizi.
10.01.1991	-10,18	Körfez krizi (Saddam Hüseyin'e verilen son gün).
07.12.2000	-9,85	Ekonomik istikrarsızlık sonucu olumsuz beklentiler.
19.08.1991	-9,63	Rusya'da darbe.
24.02.1992	-9,58	Yeni para ve SPK tasarısında beklentilerin karşılanamaması.

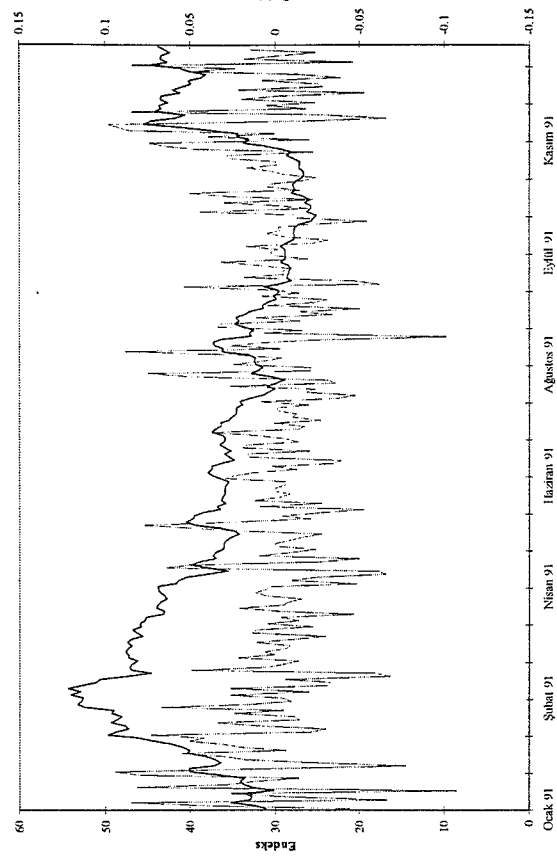
Tarih	Yükseliş	Açıklamalar
05.12.2000	19,45	Siyasi ve ekonomik beklentiler. (IMF ve AB ile yapılan olumlu görüşmeler)
06.12.2000	18,64	Siyasi ve ekonomik beklentiler. (IMF ve AB ile yapılan olumlu görüşmeler)
18.09.1998	16,93	İMKB'ye yönelik önlemlerin alınacağı açıklaması
04.01.2000	15,14	MB'nın yeni para ve kur politikası açıklaması.
27.04.2001	13,53	Dış Kaynağın netleşmesi.
27.01.1997	13,11	T. Telekom'un özelleştirileceği beklentileri.
13.12.1999	12,59	MB'nın hedef açıklamaları, AB'ne aday üyeliğe kabul, Standart&Poors'un pozitif açıklamaları.
30.03.2001	12,05	Olumlu siyasi beklentiler (K. Derviş'in açıklamaları).
04.01.2001	11,61	Olumlu ekonomik beklentiler (Beklenenin altında çıkan enflasyon rakamları)
23.02.1998	11,23	BM-Irak ile anlaşmanın imzalanması.
24.01.1997	11,17	Siyasi kriz sonrası.
12.10.1998	11,03	Japonya'da bankacılık sistemini rahatlatmak kararları alınması.
10.12.1999	10,94	MB'nin yeni para kur politikası açıklaması ve tam üyeliğe aday kabul
07.12.1990	10,83	Körfez krizi (olumlu haberler)
14.06.1993	10,47	T. Çiller'in genel seçimleri kazanması.
26.11.1991	10,32	Koalisyonun kurulması.
20.04.1999	10,00	Seçim sonrası ılımlı siyasi beklentiler.
26.02.1996	9,98	Anayol koalisyonu beklentileri.
14.04.1999	9,92	Spekülasyon söylentileri.
18.01.1991	9,91	Körfez krizi (Saldırı sonrası)
22.02.2001	9,88	Ekonomik programda revizyon, serbest dalgalanmaya geçiş ve devalüasyon.
23.11.1998	9,78	Olumlu siyasi beklentiler.
24.09.1998	9,77	Yabancı yatırımcıya yönelik vergi istisnalarının getirilmesi.
25.11.1991	9,69	Koalisyon sonrası açıklamalar.
12.07.1999	9,59	Olumlu siyasi beklentiler (IMF istekleri doğrultusunda düzenlemeler)

## EK 2. İMKB ULUSAL-100 ENDEKSİ VE GETİRİ ORANLARI (1988-2002)

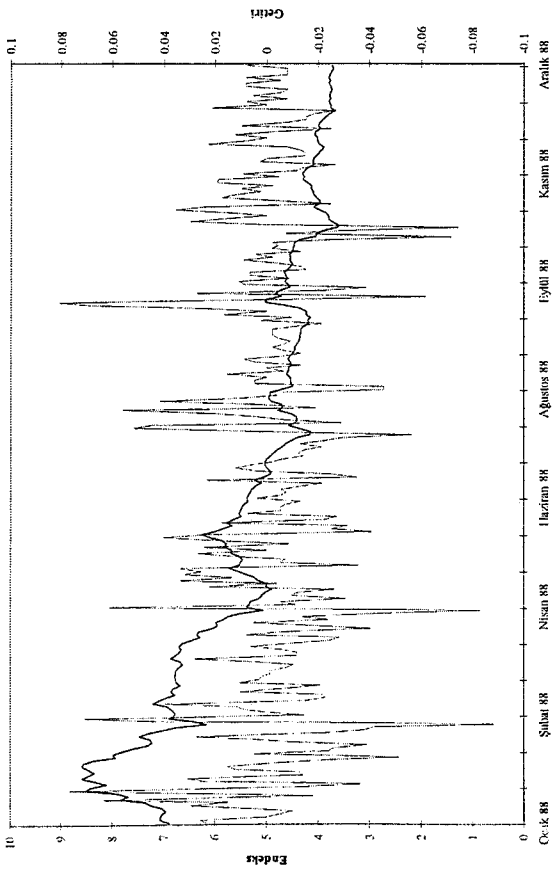
1989



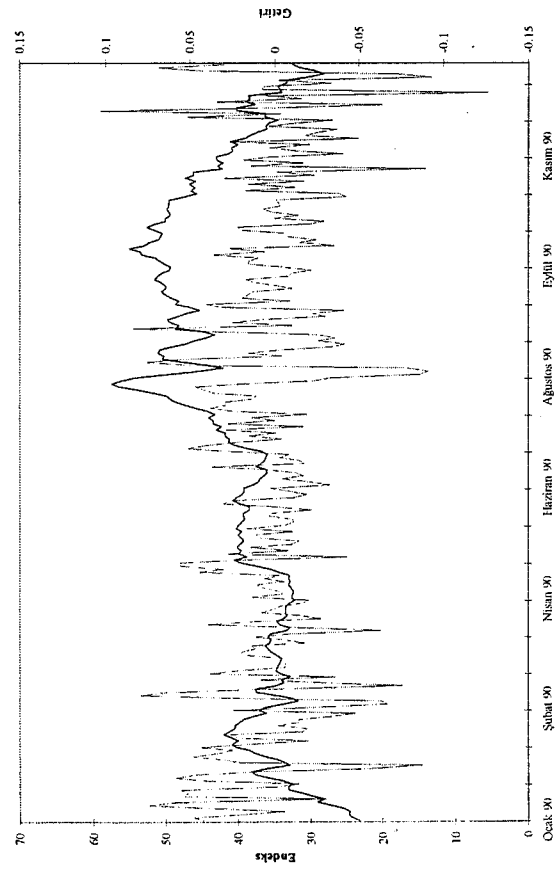
1991



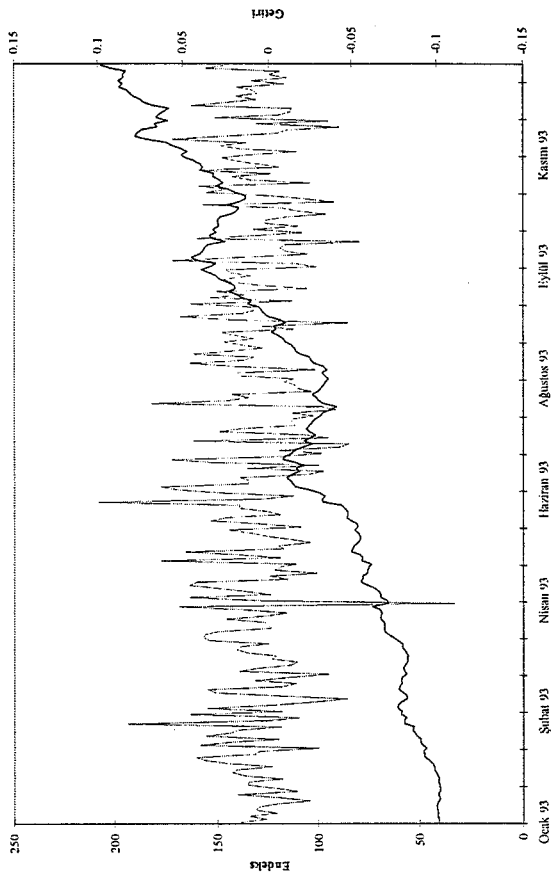
1988



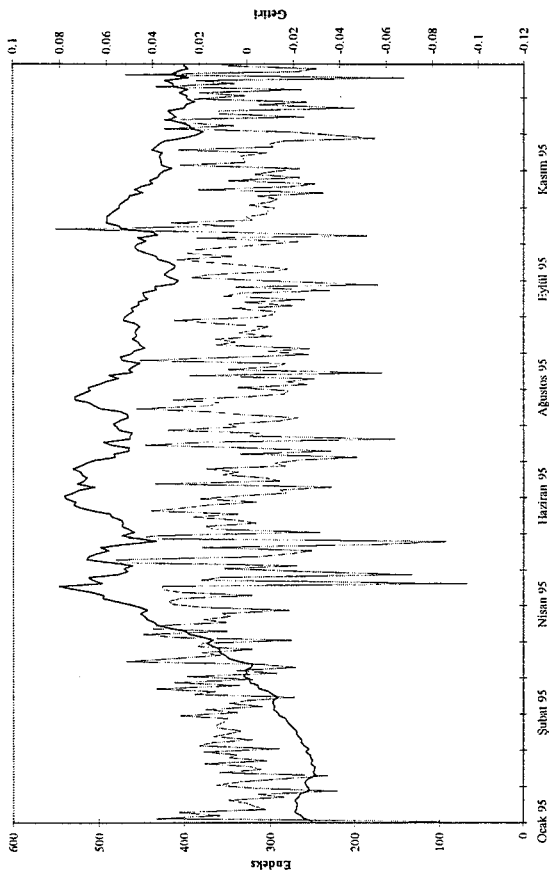
1990



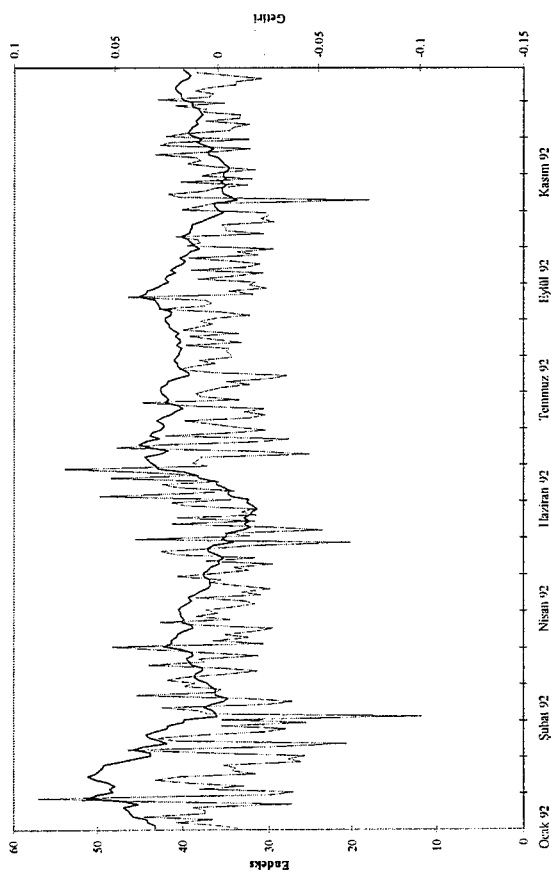
1993



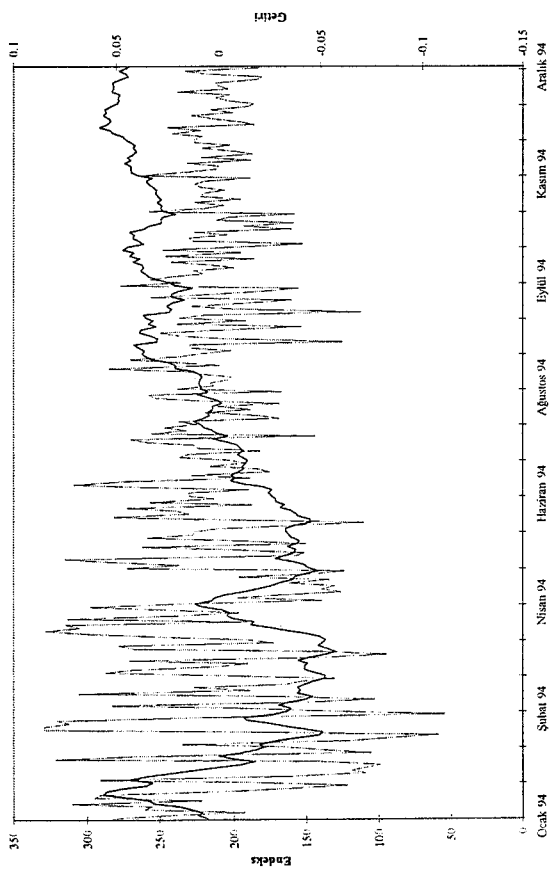
1995



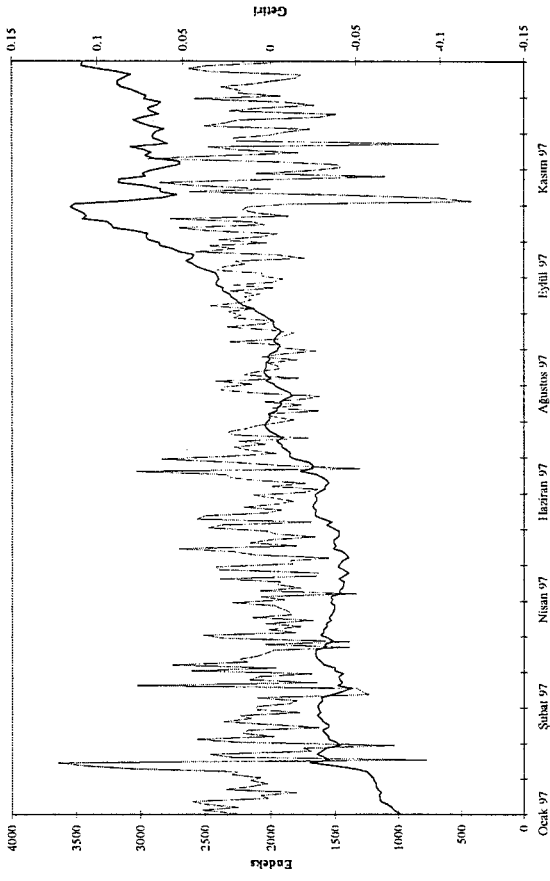
1992



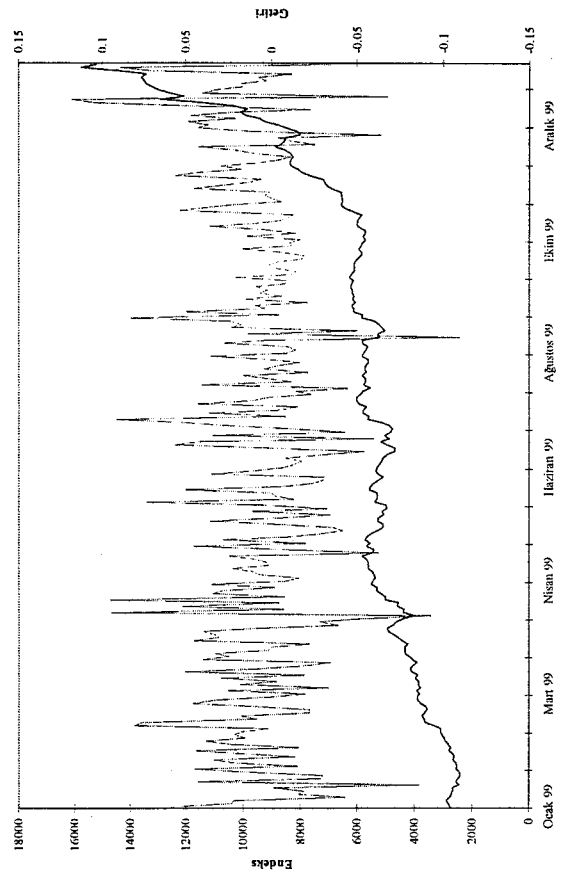
1994



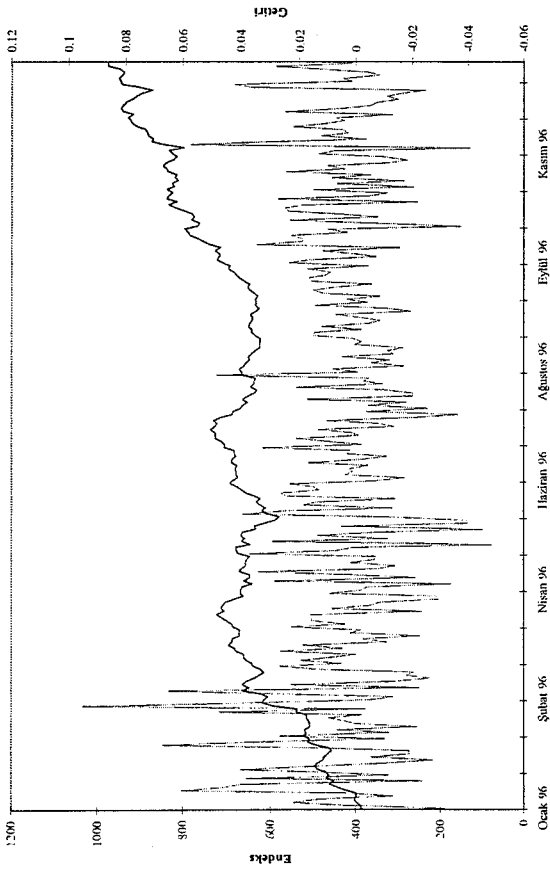
1997



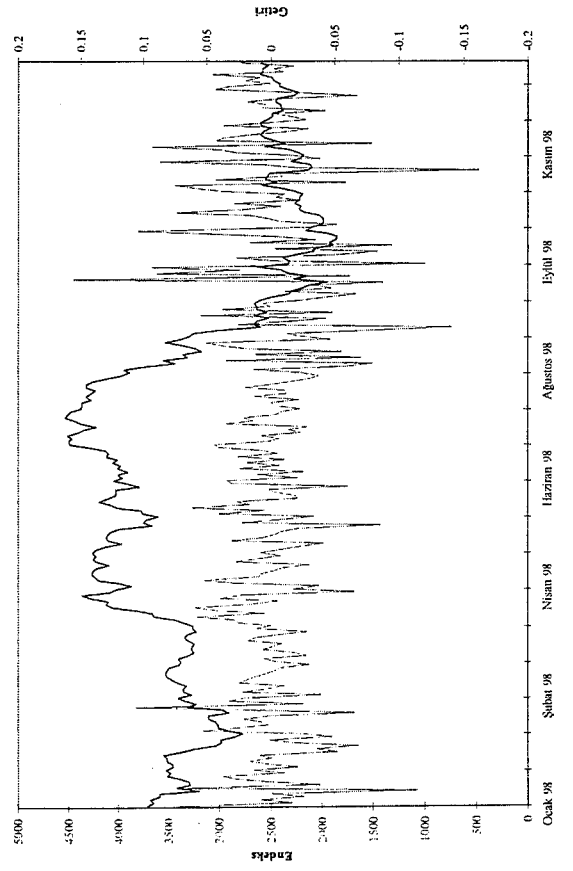
1999



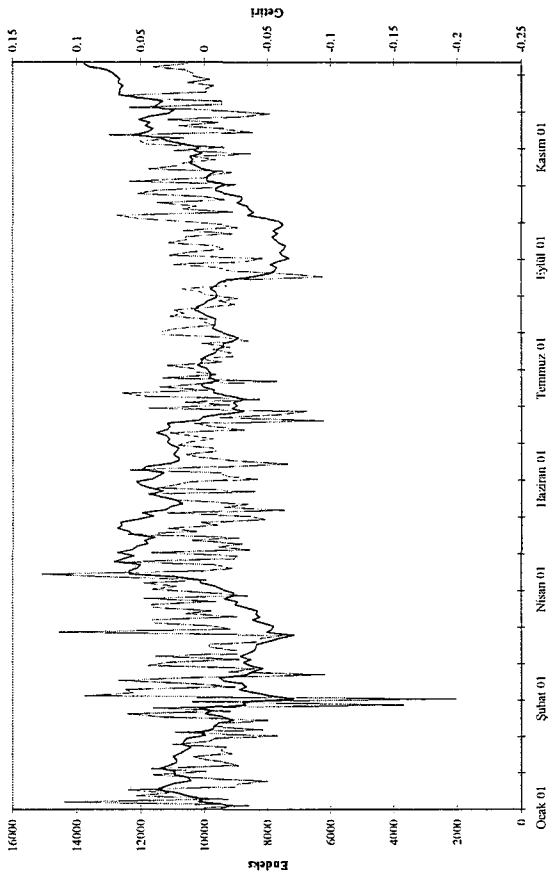
1996



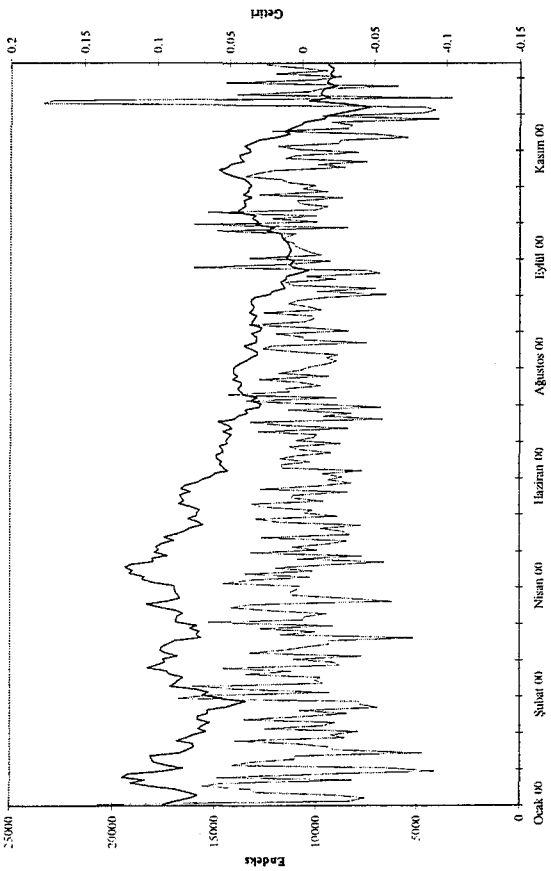
1998



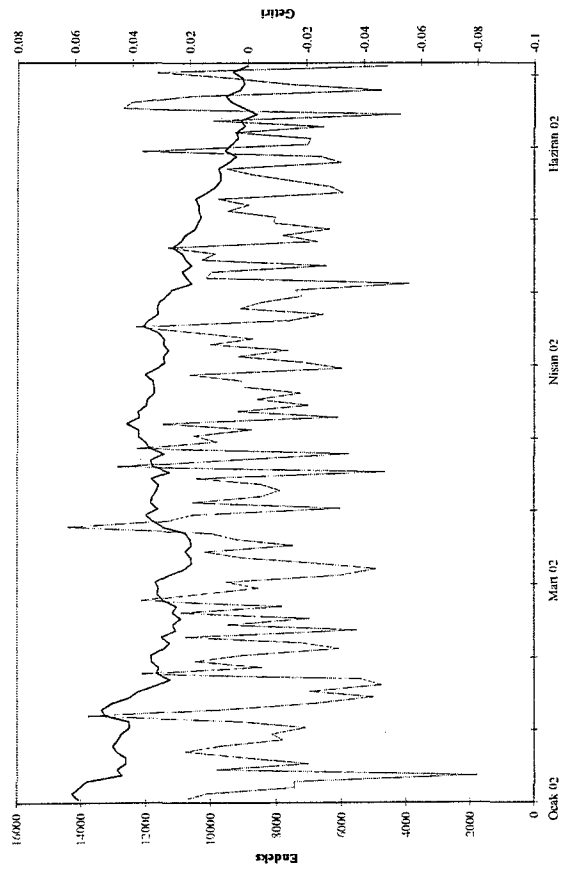
2001

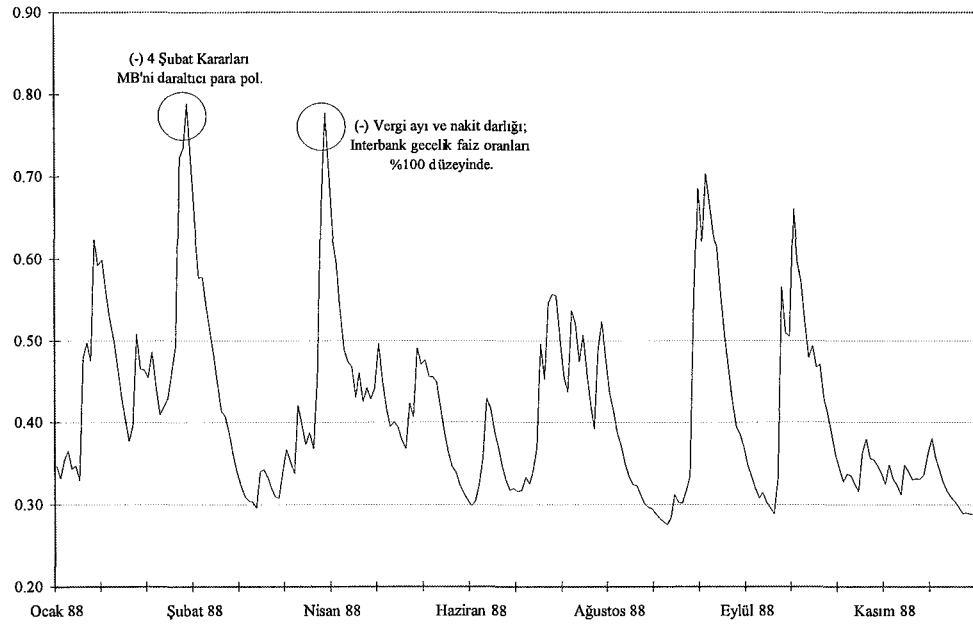


2000

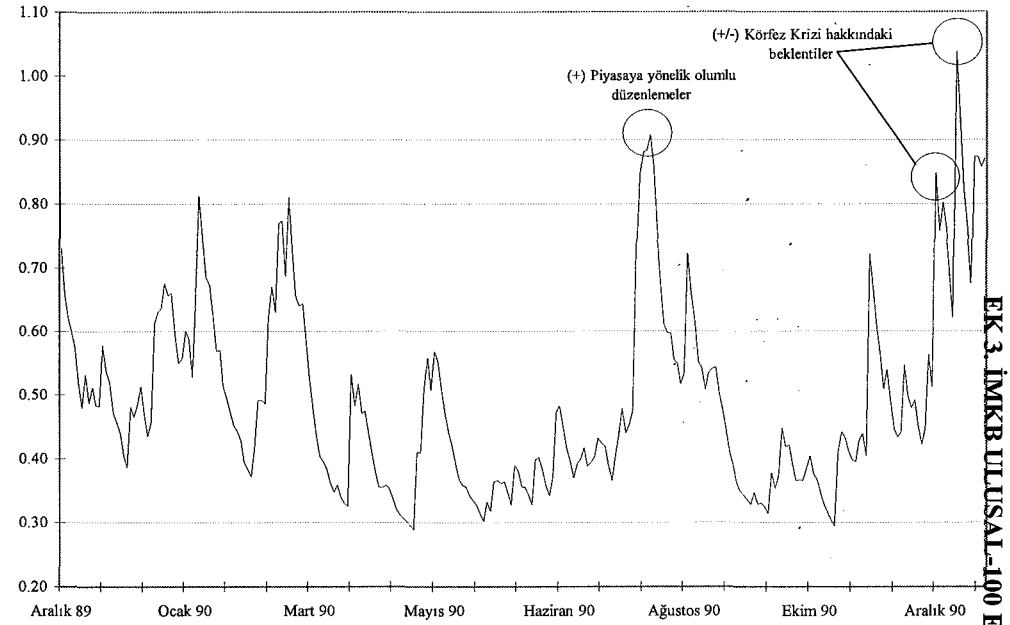


2002

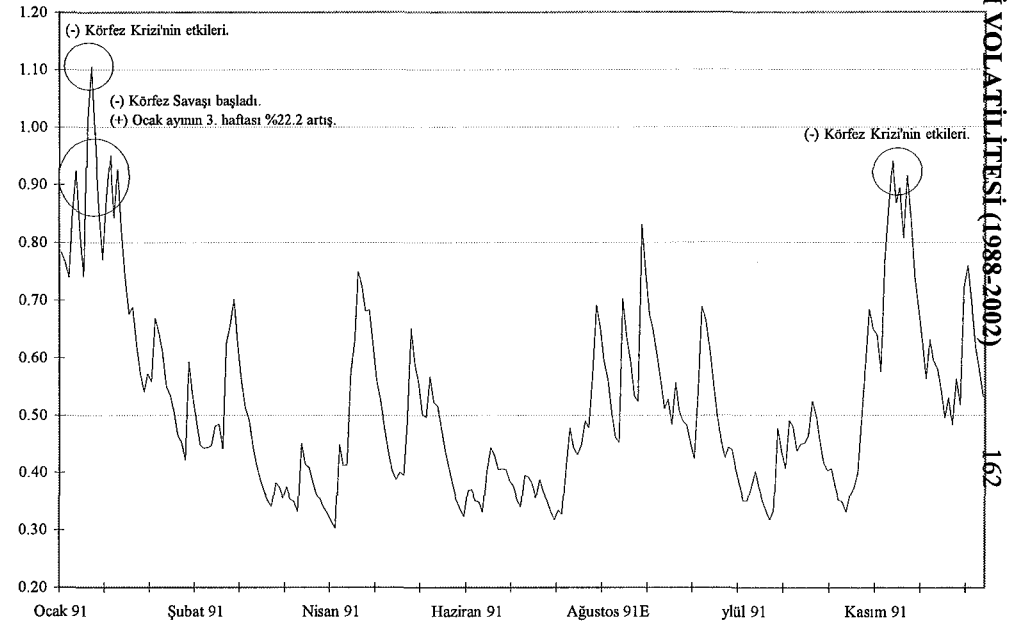
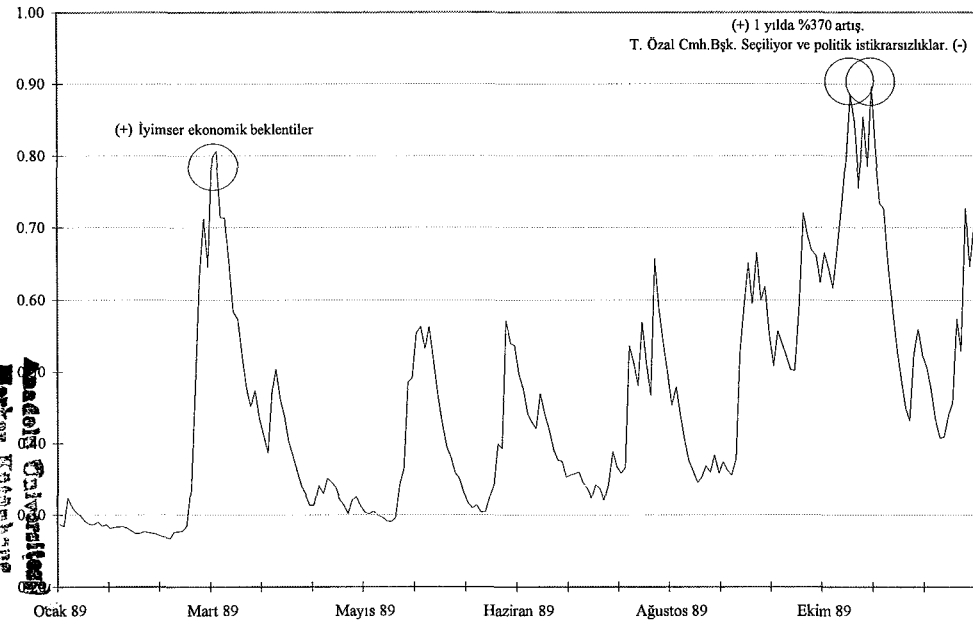


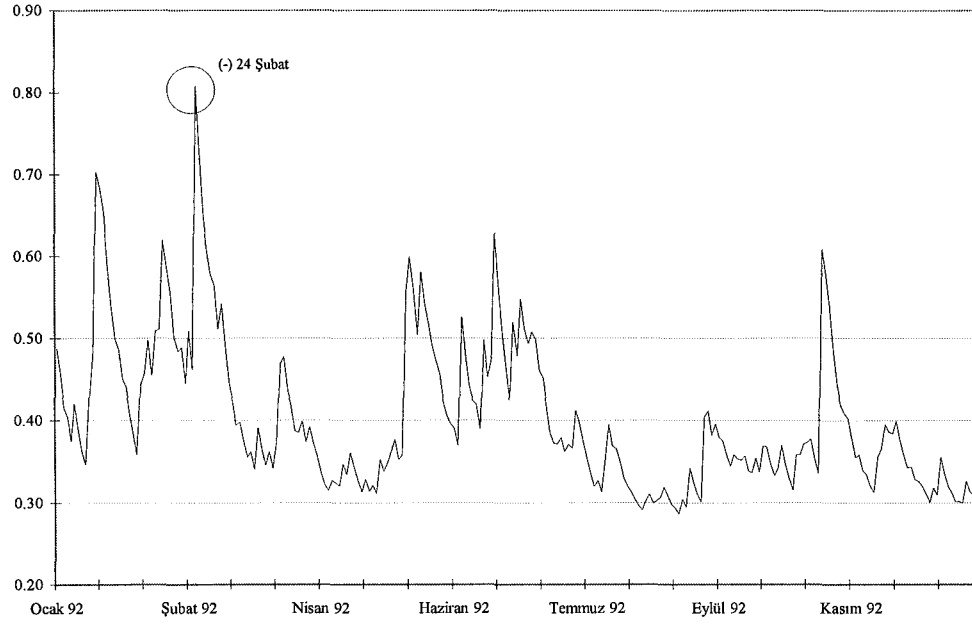


1989

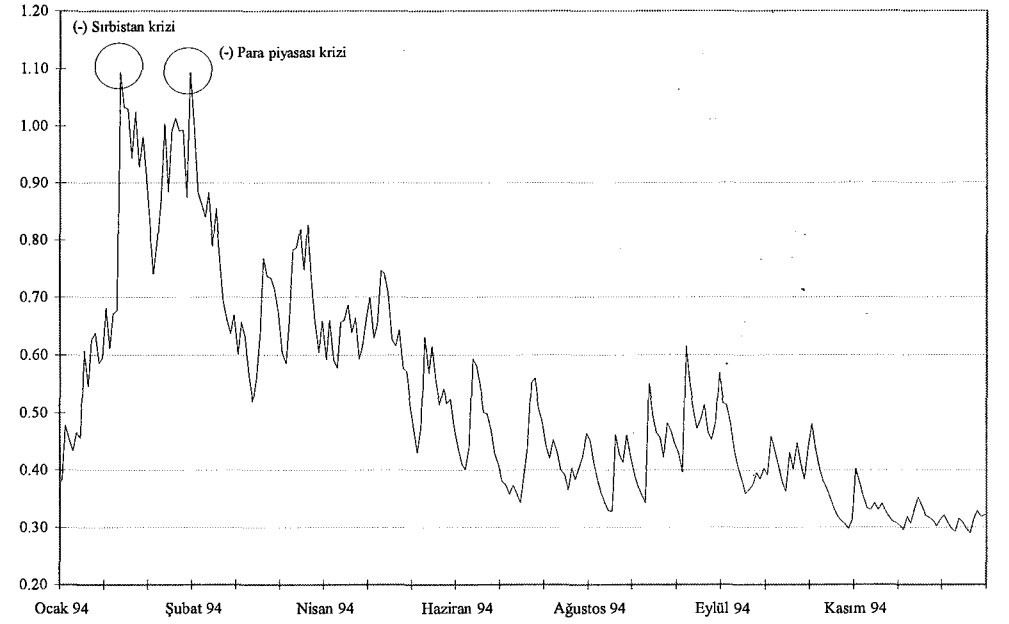
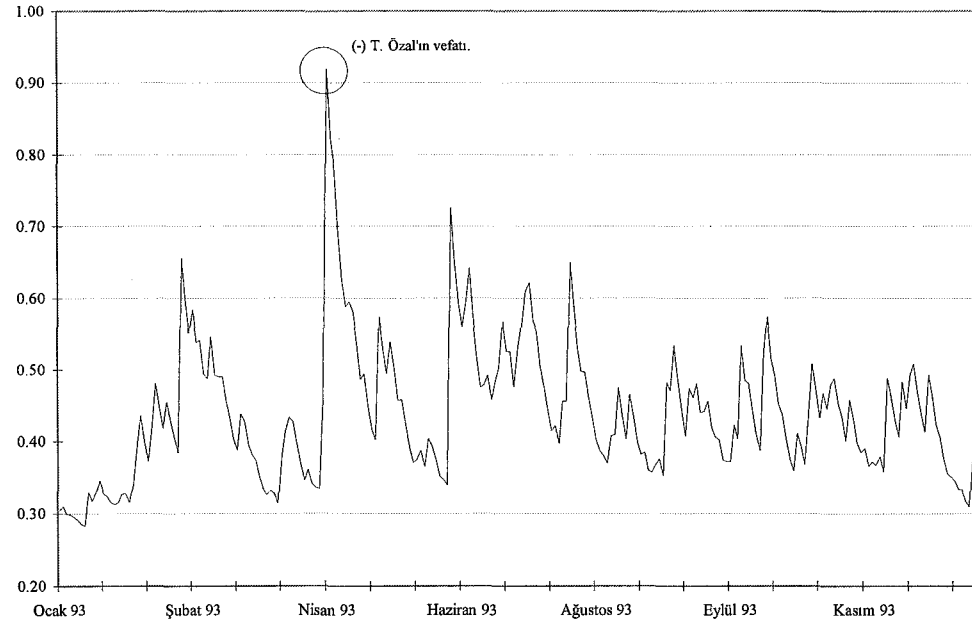


1991

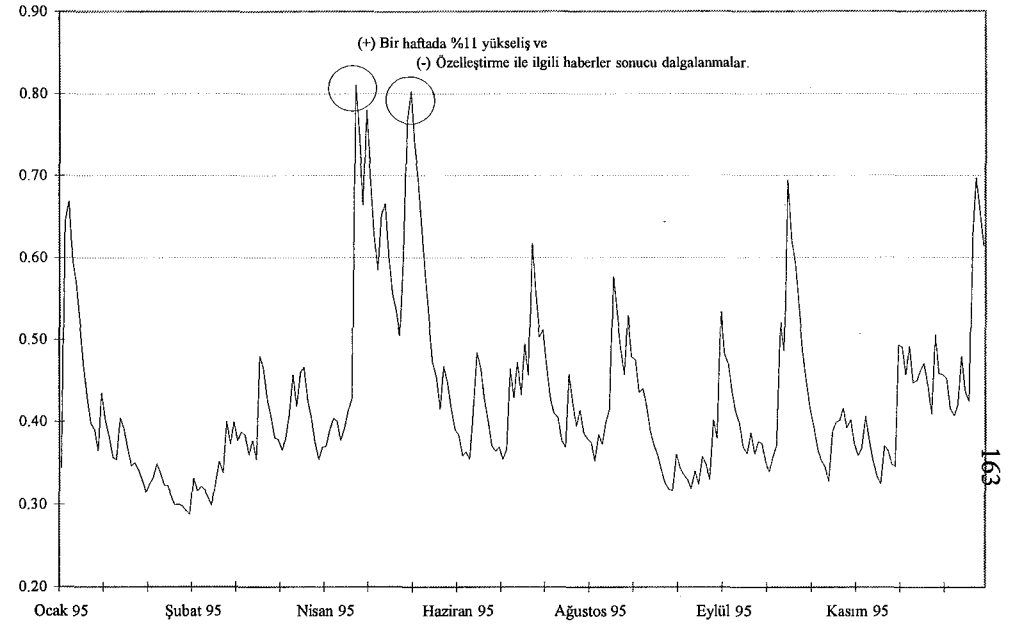


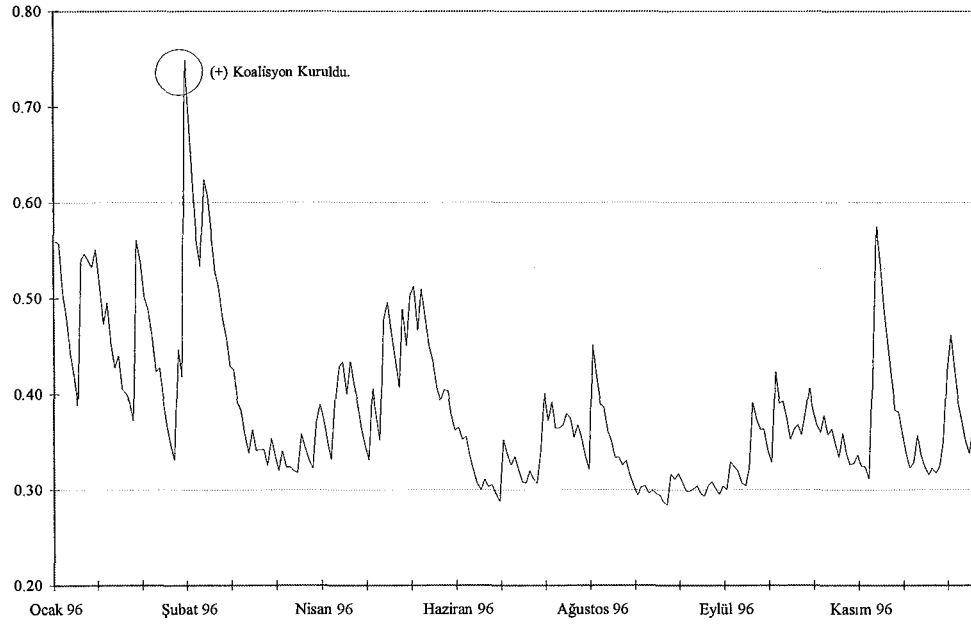


1993

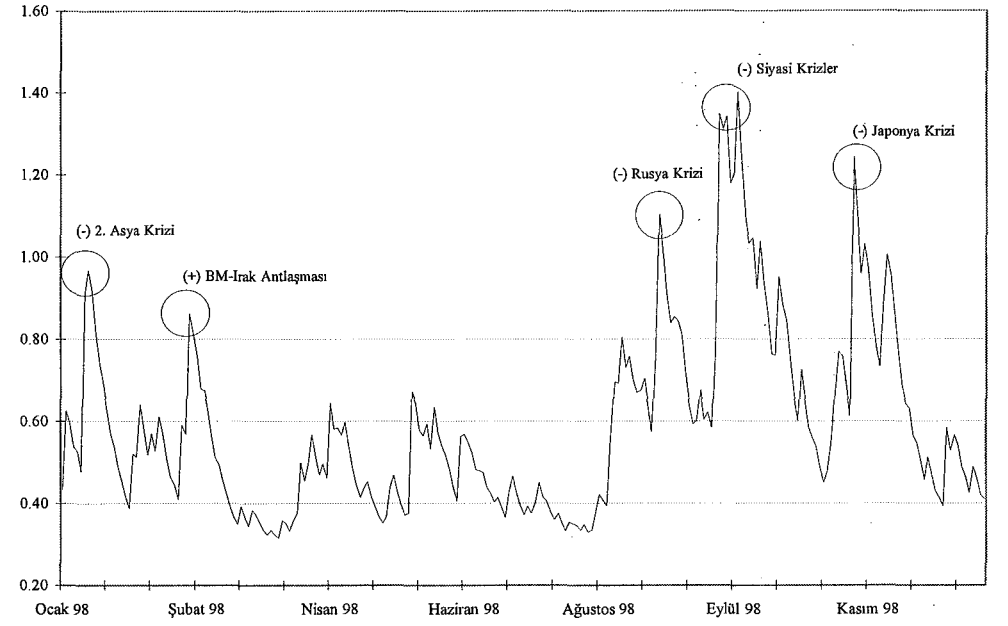
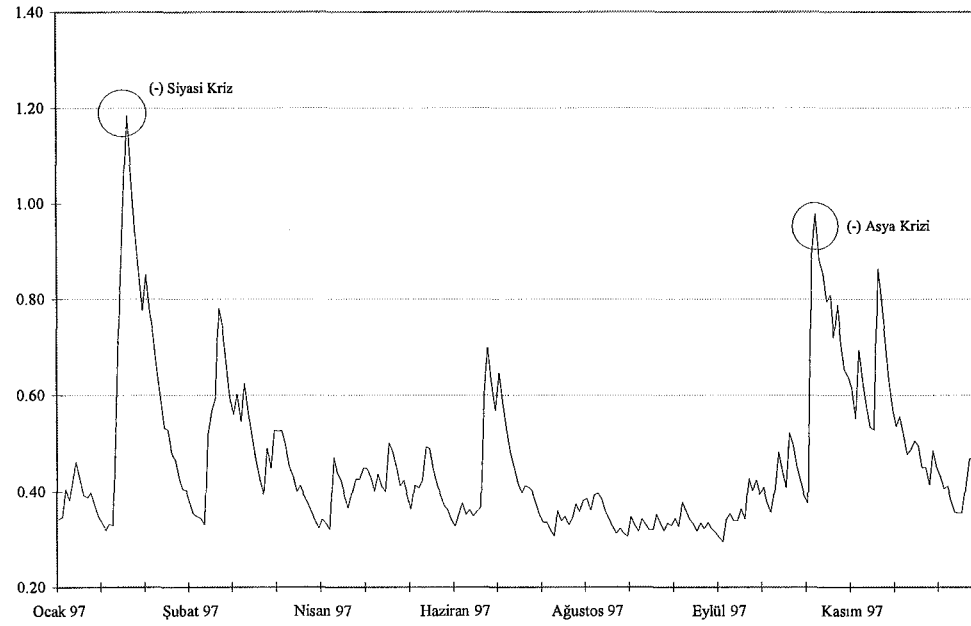


1995

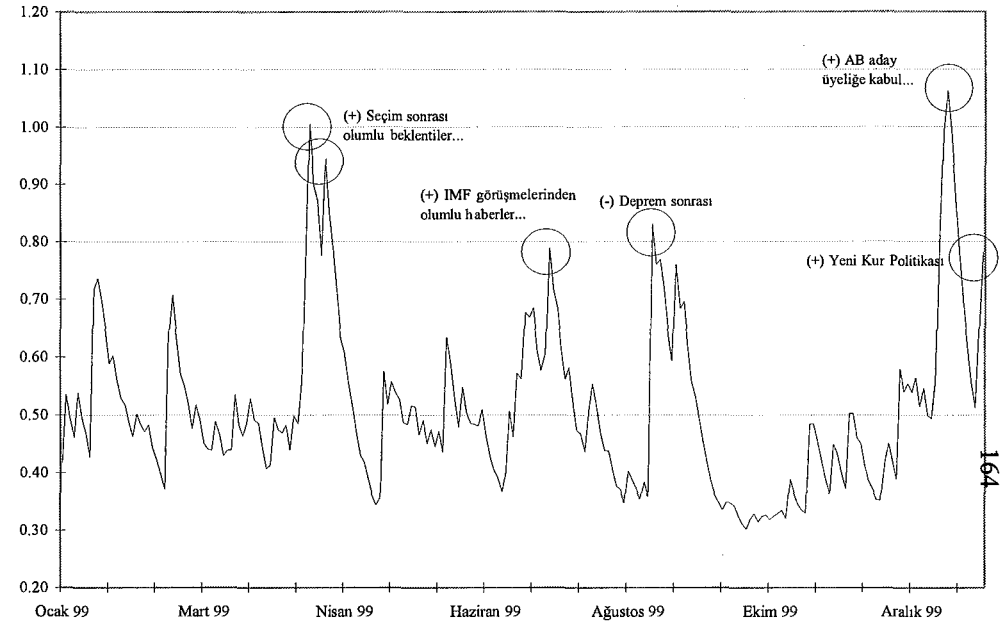


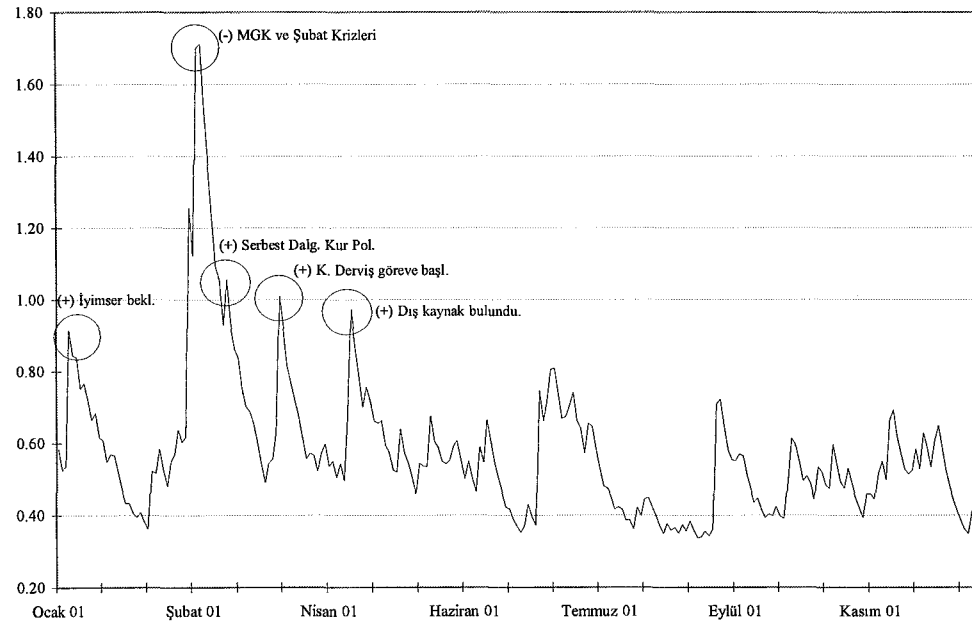
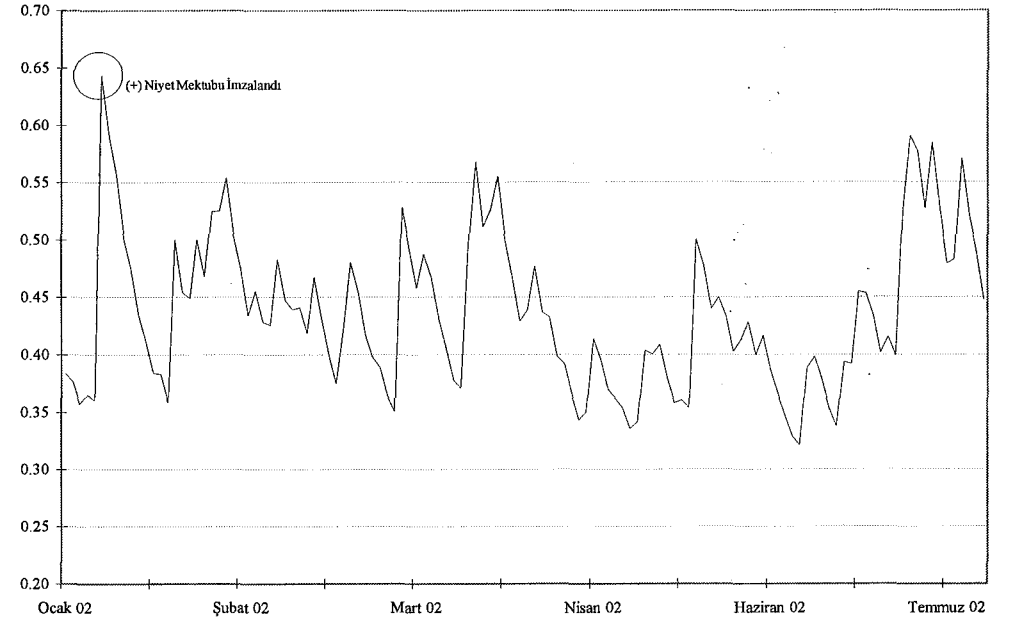
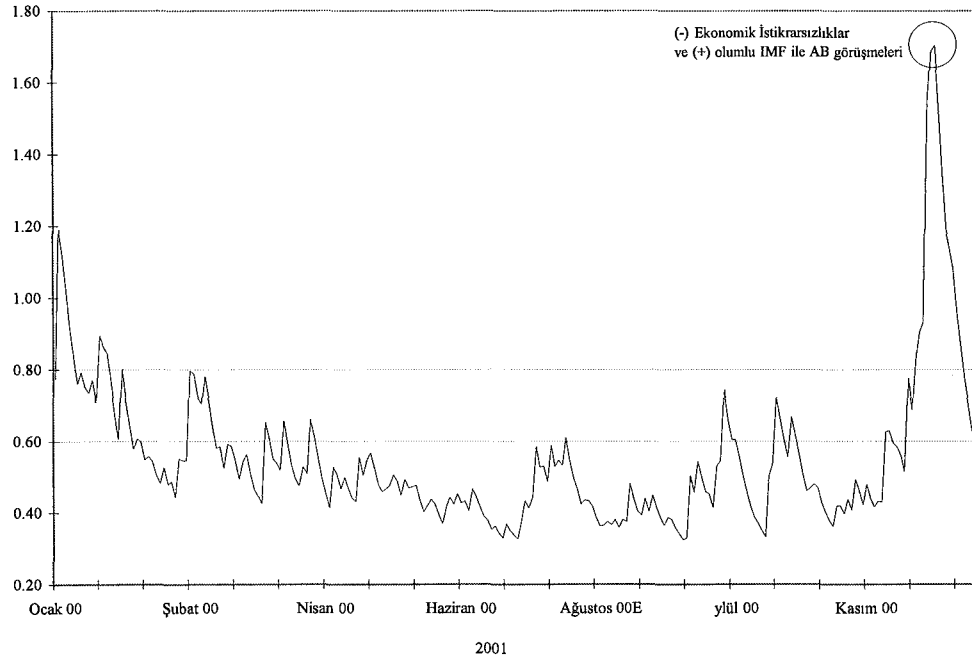


1997



1999





## KAYNAKÇA

- Abhyankar, A. H. "Trading-Round-The Clock: Return, Volatility, and Volume Spillovers in The Eurodollar Futures Market," **Pacific-Basin Finance Journal**, 3, (May 1995), ss.75-92.
- Akgiray, Vedat. "Conditional Heteroskedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts," **Journal of Business**, 62, (1989), ss.55-80.
- Aggarwal, Reena, Carla Inclan ve Ricardo Leal. "Volatility in Emerging Stock Markets," **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol 34, No:1, (March 1999), ss.33-55.
- Amihud, Yakov ve Haim Mendelson. "Trading Mechanisms and Stock Returns: An Empirical Investigation," **Journal of Finance**, 42, (1987), ss.533-553.
- Antoniou, Antonios ve Phil Holmes. "Futures Trading, Information and Spot Price Volatility: Evidence for the FTSE-100 Stock Index Futures Contract Using GARCH," **Journal of Banking and Finance** 19, (1995), ss.117-129.
- Bacon, D. W. ve D. G. Watts. "Estimating the Transition between Two Intersecting Straight Lines," **Biometrika**, 58, (December 1971), ss.525-534.
- Bailey, Waren ve Y. Peter Chung. "Exchange Rate Fluctuations, Political Risk and Stock Market Returns: Some Evidence from an Emerging Market," **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 30:4 (1995), ss.541-561.
- Barkoulas, John T., Christopher F. Baum ve Nickolaos Travlos, "Long Memory in the Greek Stock Market," **Applied Financial Economics**, 10, (2000), ss.177-184.
- Beaver, W. H. "Information Content of Annual Earnings Announcements," **Journal of Accounting Research**, 6, (1968), ss.67-92.

Bekaert, Geert ve Campbell R. Harvey. "Emerging Equity Market Volatility," **Journal of Financial Economics**, 43 (1997), ss.29-77.

\_\_\_\_\_ ve \_\_\_\_\_. "Capital Flows and the Behavior of Emerging Market Equity Returns," **NBER Working Paper Series**, No. 6669 (1998), ss.3-8.

\_\_\_\_\_ ve \_\_\_\_\_. "Foreign Speculators and Emerging Equity Markets," **Journal of Finance**, 55, (April 2000), ss.565-614.

\_\_\_\_\_ ve Guojun Wu. "Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets," **The Review of Financial Studies**, Vol.13, No:1 (Spring 2000), ss.1-42.

\_\_\_\_\_, Claude B. Erb, Tadas E. Viskanta ve Campbell R. Harvey. "The Behavior of Emerging Markets" **Working Paper, The Future of Emerging Capital Flows at New York University**, May, 23-24, (1996), ss.60.

Bernanke, Ben. S. "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression," **American Economic Review**, 73:3 (June 1983), ss.257-276.

Berry, Thomas ve Keith M. Howe. "Public Information Arrival," **The Journal of Finance**, 49:4 (1994), ss.1331-1346.

Bessembinder, H. ve P. J. Seguin. "Price Volatility, Trading Volume, and Market Depth: Evidence from the Futures Market," **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 28, (1993), ss.21-39.

Black, F. "Studies in Stock Price Volatility Changes," **Proceedings of the 1976 Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association**, (August 1976), ss.177-181.

Blume, Marshall E. ile A. Craig MacKinlay ve Bruce Terker. "Order Imbalances and Stock Price Movements on October 19 And 20," **Journal of Finance**, 44, (1987), ss.827-848.

Bollerslev, Tim A. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," **Journal of Econometrics**, 31 (April 1986), ss.307-327.

- \_\_\_\_\_, R. F. Engle ve D. B. Nelson. ARCH models. In R. F. Engle & D. L. McFadden (Eds.), **Handbook of Econometrics**, Vol. 4, Amsterdam: North-Holland, 1994, ss. 2959–3040.
- Brailsford, T. J. “The Empirical Relationship between Trading Volume, Returns and Volatility,” **Accounting and Finance**, 35, (1996), ss.89-111.
- Brooks, Chris. **Introductory Econometrics for Finance**, 1st. Ed. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2002, ss.179-180.
- Campbell, John Y. ve Ludger Hentschel. “No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns,” **Journal of Financial Economics**, 31, (1992), ss.281-318.
- \_\_\_\_\_, Andrew W. Lo ve A. C. MacKinlay. **The Econometrics of Financial Markets**, 2<sup>nd</sup> ed., Princeton NJ: Princeton University Press, 1997.
- \_\_\_\_\_, Martin Lettau, Burton G. Malkiel ve Yexiao Xu. “Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk,” **Journal of Finance**, (May 2000), ss.41.
- Chan, K. ve P. Y. Chung. “Intraday Relationships Among Index Arbitrage, Spot and Futures Price Volatility, and Spot Market Volume: A Transaction Data Set,” **Journal of Banking and Finance**, 17, (1993), ss.663-687.
- Cheung, Yin-Wong ve Kon S. Lai. “A Search for Long Memory in International Stock Market Returns,” **Journal of International Money and Finance**, 14, (1995), ss.597-615.
- Chou, Ray. “Volatility Persistence and Stock Valuation: Some Empirical Evidence Using GARCH” **Journal of Applied Econometrics**, 3, (October/December 1988), ss.279-294.
- Choudry, Taufiq. “Stock Market Volatility and the Crash of 1987: Evidence from Six Emerging Markets,” **Journal of International Money and Finance**, 15, (1996), ss. 969-981.

- Christie, Andrew A. "The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects," **Journal of Financial Economics**, 10, (1982), ss.407-432.
- Clark, P. K. "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variances for Speculative Prices," **Econometrica**, 41, (1973), ss.135-155.
- Connolly, Robert A. ve Christopher T. Stivers. "Evidence on the Economics of Equity Return Volatility Clustering," **Contributed Paper: Econometric Society World Congress**, (2000), ss.43.
- Crato, Nuno "Some International Evidence Regarding the Stochastic Behavior of Stock Returns," **Applied Financial Economics**, 4, (1994), ss.33-39.
- Damodaran, A. "Index Futures and Stock Market Volatility," **Review of Futures Markets**, 9, (1990), ss.442-457.
- Darrat, Ali ve Shafiqur Rachman. "Has Futures Trading Activity Caused Stock Price Volatility?," **Journal of Futures Markets**, 15:5 (1995), ss.537-557.
- Davis, Thomas E., **Financial Market Volatility and the Economy**, Kansas City, Kansas: Federal Reserve Bank of Kansas City, March 1990, ss.178.
- De Santis, Georgio ve Selahattin İmrohoroğlu. "Stock Returns and Volatility in Emerging Financial Markets," **Journal of Finance**, Vol. 16, No: 4 (August 1997), ss.561-579.
- Diebold, Francis X. "Comment On The Modeling Of The Persistence Of Conditional Variance," **Econometric Reviews**, 5, (1986), ss.51-56.
- Ding, Z., C. W. J. Granger, ve R. F. Engle "A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model," **Journal of Empirical Finance**, 1, (1993), ss.83-106.

Domowitz, Ian ve Glen J. ve Ananth Madhavan. "International Cross-Listing and Order Flow Migration: Evidence from Emerging Markets," **Journal of Finance**, Vol.53, No: 6 (December 1998), ss.2001-2027.

Durham, J. Benson. "Emerging Stock Market Liberalization, Total Returns, and Real Effects: Some Sensitivity Analyses," **Queen Elizabeth House Working Paper Series** , QEHWPS51, (October 2000), ss.4-8.

Edwards, Franklin R. "Does Futures Trading Increase Stock Volatility?," **Financial Analysts Journal**, 44, (January/February 1988), ss.63-69.

Edwards, Sebastian ve Raul Susmel. "Volatility Dependence And Contagion In Emerging Equity Markets," **National Bureau Of Economic Research Working Paper**, No: 8506, (October 2001), ss.3-5.

Engle, R. F. "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," **Econometrica**, 50, (1982), ss.987-1007.

\_\_\_\_\_. "Discussion: Stock Market Volatility and the Crash of '87," **Review of Financial Studies**, 33, (June 1990), ss.103-106.

\_\_\_\_\_ ve T. Bollerslev, "Modeling the Persistence of Conditional Variances," **Econometric Reviews**, 5, (1986), ss.1-50.

\_\_\_\_\_ ve David M. Lilien ve Russel P. Robins. "Estimating Time-Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model," **Econometrica**, 55/2, (March 1987), ss.391-407.

\_\_\_\_\_ ve G. J. Lee, "A Permanent and Transitory Component Model of Stock Return Volatility," **UCSD, Department of Economics, Discussion Paper**, No:92-44R, (1993).

\_\_\_\_\_ ve Victor K. King, "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," **Journal of Finance**, 48/5, (1993), ss.1749-78.

- Epps, T. W. ve M. L. Epps, "The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes Implications for the Mixture of Distributions Hypothesis," **Econometrica**, 44, (1976), ss.305-321.
- Fama, Eugene F. "Efficient Capital Markets: A review of Theory and Empirical Work," **Journal of Finance**, 25, (May 1970), ss.383-417.
- Fraser, Patricia ve David Power. "Stock Return Volatility and Information: An Empirical Analysis of Pacific Rim, UK and US Equity Markets," **Applied Financial Economics**, 7, (1997), ss.241-253.
- French, Kenneth R., G. W. Schwert ve Robert F. Stambaugh. "Expected Stock Returns and Volatility," **Journal of Financial Economics**, 19, (1987), ss.3-29.
- Gallant, A. Ronald ve D. Hsieh ve G. E. Tauchen. "Estimation of Stochastic Volatility Models with Diagnostics," **Journal of Econometrics**, 81(1), (1997), ss.159-192.
- \_\_\_\_\_ ve Peter E. Rossi ve George Tauchen. "Stock Prices and Volume," **The Reviews of Financial Studies**, 5, (1992), ss.199-242.
- Geweke, John. "Modeling the Persistence of Conditional Variances: A Comment," **Econometric Review**, 5, (1986), ss.57-61.
- Glosten, Lawrence R. ve Ravi Jagannathan ve David E. Runkle. "On the relation between the expected value and volatility of the nominal excess return on stocks," **Journal of Finance**, 48, (1993), ss.1779-1801.
- Goldfeld, S. M. ve R. E. Quandt. "The Estimation of Structural Shifts by Switching Regressions," **Annals of Economic and Social Measurement**, 2, (October 1973), ss.475-485.
- Gooptu, S. **Portfolio Investment Flows to Emerging Markets**, Investing in Emerging Markets, London: Euromoney Books, 1994.
- Gorton, G. "Bank Suspension of Convertibility," **Journal of Monetary Economics**, 15, (1985), ss.177-193.

Gourieroux Christian ve Joann Jasiak, **Financial Econometrics**, Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 2001, ss.514.

Granger, Clive W. J. ve Bwo-Nung Huang ve Chin Wei Yang. "A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flue," **Discussion Paper, University of California, San Diego**, 98-09 (April 1998), ss.1-4.

Greene, M. T. ve B. D. Fielitz. "Long-term Dependence in Common Stock Returns," **Journal of Financial Economics**, 5, (1977), ss.339-349.

Greene, William H. **Econometric Analysis**, 2<sup>nd</sup> Edition, Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall, 1993, ss.792.

Grossman, Sanford J. "Program Trading and Market Volatility: A Report on Intraday Relationships," **Financial Analysts Journal**, 44, (July/August 1988), ss.18-28.

Gujarati, Damodar N. **Temel Ekonometri**. Çeviren: Ümit Şenesen, G. Günlük Şenesen Birinci Basım. İstanbul: Literatür Yayınevi, Ekim 1999, s.713.

Güneş, Hurşit ve Burak Saltoğlu, **İMKB Getiri Volatilitésinin Makroekonomik Konjonktür Bağlamında İrdelenmesi**, İstanbul: İMKB, 1998, ss.147.

Hamilton, J. D. "Rational Expectations Econometrics: Analysis of Changes in Regime: An Investigation of the Term Structure of Interest Rates," **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12, (1988), ss.385-423.

Hardouvelis, Gikas A. "Margin Requirements and Stock Market Volatility," **Federal Reserve Bank of New York Quarterly**, (Summer 1988), ss.80-89.

Harris, Lawrence "S&P 500 Cash Stock Price Volatilities," **Journal of Finance**, 44, (1989), ss.1155-1176.

\_\_\_\_\_. "Transaction Data Tests of the Mixture of Distributions Hypothesis," **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 22, (1987), ss.127-141.

Harris, M. ve A. Raviv. "Differences of Opinion Make a Horse Race," **Review of Financial Studies**, 6, (1993), ss.473-506.

Harvey, C. R. "Predictable Risk and Returns in Emerging Market," **Review of Financial Studies**, 8:3 (1995), ss.773-816.

Haugen, Robert A. ve Eli Talmor ve Walter N. Torous. "The Effect of Volatility Changes on the Level of Stock Prices and Subsequent Expected Returns," **Journal of Finance**, 46, (1991), ss.985-1007.

He, Hua ve Jiang Wang. "Differential Information and Dynamic Behavior of Stock Trading Volume," **Review of Financial Studies**, 8, (1995), ss.919-972.

Henry, Peter B. "Stock Market Liberalization, Economic Reform, and Emerging Market Equity Prices," **Journal of Finance**, 55, (April 2000), ss.529-564.

Hiemstra, Craig ve Jonathan D. Jones. "Testing for Linear and Non-linear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation," **Journal of Finance**, 49:5 (1994), ss.1639-1664.

Higgins, M. L. ve A. K. Berra. "A Class of Nonlinear ARCH models," **International Economic Review**, 33, (1992), ss.137-158.

Huang, Bwo-Nung ve Chin Wei Yang. "The Impact of Financial Liberalization on Stock Price Volatility in Emerging Markets," **Journal of Comparative Economics**, 28, (2000), ss.321-339.

\_\_\_\_\_ ve \_\_\_\_\_. "An Empirical Investigation of Trading Volume and Return Volatility of the Taiwan Stock Market," **Global Finance Journal**, 12, (2001), ss.55-57.

Jacobsen, Ben ve Dennis Dannenburg. "Volatility Clustering in Stock Returns at Low Frequencies," **Working Paper, Tinbergen Institute Rotterdam**, 95-199, (1995), ss.3-5.

- \_\_\_\_\_ ve \_\_\_\_\_. "Volatility Clustering in Monthly Stock Returns," **Working Paper: Tinbergen Institute**, (February 2001), s.44.
- Jones, Charles M. ve Gautam K. Kaul ve Marc Lipson. "Transactions, Volume and Volatility," **Review of Financial Studies**, 7, (1994), ss.631-651.
- Karpoff, J. M. "The Relation between the Price Changes and Trading Volume: A Survey," **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 23, (1987), ss.109-126.
- Kurz, M. ve M. Motolese. "Endogenous Uncertainty and Market Volatility," **Journal of Financial Economics**, 47, (1999), ss.315-338.
- Kyriacou, Kyriacos ve Lucio Sarno. "Simultaneity and Causality Between Derivatives Trading and Spot Market Volatility in the UK: An Empirical Investigation," **IMF Working Paper**, (1998), ss.1-26.
- Lamoureux, Christopher G. ve William D. Lastrapes. "Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects," **Journal of Finance** 45, (1990), ss.221-229.
- \_\_\_\_\_ ve \_\_\_\_\_. "Endogenous Trading Volume and Momentum in Stock-Return Volatility," **Journal of Business and Economic Statistics**, 12, (1994), ss.253-260.
- Levine, R. ve S. Zervos. "Stock Markets, Banks, and Economic Growth," **American Economic Review**, Vol. 88, No: 3 (June1998a), ss.537-558.
- Liljeblom, Eva ve Marianne Stenius. "Macroeconomic Volatility ve Stock Market Volatility: Empirical Evidence on Finnish Data," **Applied Financial Economics**, 7, (1997) ss.419-426.
- Lo, Andrew W. "Long-term Memory in the Stock Market Prices," **Econometrica**, 59, (1991), ss.1279-1313.

- Locke, P. R. ve C. L. Sayers. "Intra-day Futures Prices Volatility: Information Effects and Variance Persistence," **Journal of Applied Econometrics**, 8, (1993), ss.15-30.
- Maddala, G. S. **Econometrics**, 2nd Edition, New York, New York: McGraw-Hill, 1997.
- Mahieu, Ronald ve Rob Bauer, "A Bayesian Analysis of Stock Return Volatility and Trading Volume," **Applied Financial Economics**, 8, (1998), ss.671-687.
- Mandelbrot, Benoit. "The Variation of Certain Speculative Prices," **Journal of Business**, 36 (October 1963): 394-419.
- Mecagni, Mauro ve M. Shawky Sourial. "The Egyptian Stock Market: Efficiency Tests and Volatility Effects," **IMF Working Paper**, No. 48, (April 1999), ss:1-30.
- Mele, Antonio ve Fabio Fornari, **Stochastic Volatility in Financial Markets: Crossing the Bridge to Continuous Time**, Norwell, MA, USA: Kluwer Academic Publishers, 2000, 145.
- McMillan, David ve Alan Speight ve Owain Gwilym. "Forecasting UK Stock Market Volatility," **Applied Financial Economics**, 10, (2000), ss.435-448.
- Mills, Terence C. **The Econometric Modeling of Financial Time Series**, 2<sup>nd</sup> edition, Cambridge UK: Cambridge University Press, 2000.
- Mitchell, Mark L. ve Harold Mulherin. "The Impact of Public Information on the Stock Market," **Journal of Finance**, 49, (1994), ss.923-950.
- Miyakoshi, T. "ARCH versus Information-based Variances: Evidence from the Tokyo Stock Market," **Japan and the World Economy**, 14, (2002), ss.215-231.
- Najand, M. ve K. Yung. "A GARCH Examination of the Relationship Between Volume and Price Variability in Futures Markets," **Journal of Futures Markets**, 11, (1991), ss.613-621.

Neftçi, Salih N. "Are Economic Time Series Asymmetric Over the Business Cycle?," **Journal of Political Economy**, 92, (1984), ss.307-328.

Nelson, D. B. "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," **Econometrica**, 59, (March 1991), ss.347-370.

\_\_\_\_\_ ve Charles Q. Cao. "Inequality Constraints in the Univariate GARCH Model," **Journal of Business and Economics Statistics**, 10 (April 1992), ss.229-235.

Office of Economic Analysis, "**Stock Price Volatility and Program Trading**," Securities and Exchange Commission, June 2, 1989.

Pagan Adrian R. ve G. W. Schwert. "Alternative Models of Stock Volatility," **Journal of Econometrics**, 45, (1990), ss.267-290.

Pentula, S. "Modeling the Persistence of Conditional Variances: A Comment," **Econometric Review**, 5, (1986), ss.71-74.

Pericli, Andreas ve Gregory Koutmos. "Index Futures And Options and Stock Market Volatility," **Journal of Futures Markets**, 17, (December 1997), ss.957-974.

Poterba, Janus M. ve Lawrence H. Summers. "The Perspective of Volatility and Stock Market Fluctuations," **American Economic Review**, Vol.76, No:5 (1986), ss.1142-1151.

Pyun, Chong Soo ve Sa Young Lee ve Kiseok Nam. "Volatility and information flows in emerging equity market: A case of the Korean Stock Exchange," **International Review of Financial Analysis**, 9 (2000), ss.405-420.

Quandt, R. E. Computational Problems and Methods, **Handbook of Econometrics**, vol. 1, North-Holland: Amsterdam, 1983.

Ragunathan, Vanitha ve Albert Peker. "Price Variability, Trading Volume, and Market Depth: Evidence From the Australian Futures Market," **Applied Financial Economics**, 7, (1997), ss.447-454.

Robinson, G. "The Effects of Futures Trading on Cash Market Volatility: Evidence From The London Stock Exchange," **Review of Futures Markets**, 13, (1994), ss.429-425.

Ruist, Erik. "Temporal Aggregation of an Econometric Equation," **Working Paper, National Institute of Economic Research**, No:52, (October 1996), ss.1-2.

Schwert, G. William. "Why does Stock Market Volatility Change Over Time?," **Journal of Finance**, Vol. 44, No:5 (December 1989a), ss.1115-1154.

\_\_\_\_\_. "Business Cycles, Financial Crisis and Stock Market Volatility," **Carnegie-Rochester Series on Public Policy**, 31 (Fall 1989b), ss.83-126.

\_\_\_\_\_. "Margin Requirements And Stock Volatility," **Journal of Financial Services Research**, Vol.3(1989c), ss.153-164.

\_\_\_\_\_. "Stock Market Volatility," **Financial Analysts Journal**, (May-June 1990a), ss.23-34.

\_\_\_\_\_. "Stock Volatility and the Crash of '87," **The Review of Financial Studies**, Volume 3, (1990b), ss.77-102.

\_\_\_\_\_. "Indexes of U.S. Stock Prices from 1802 to 1987," **Journal of Business**, 63, (1990c), ss.399-427.

\_\_\_\_\_. "Stock Volatility in the New Millennium: How Wacky is NASDAQ?," **Journal of Monetary Economics**, 49, (January 2002), ss.1-24.

\_\_\_\_\_ ve Paul J. Seguin. "Securities Transaction Taxes: An Overview of Costs, Benefits and Unresolved Questions," **Financial Analyst Journal**, 49, (1993), ss.27-35.

Sentana, Enrique. "Quadratic ARCH Models," **Review of Economics Studies**, 62 (October 1991), ss.639-661.

Shalen, C. "Volume, Volatility and the Dispersion of Beliefs," **Review of Financial Studies**, 6, (1993), ss.405-434.

Sharma, Jandhyala L. ile Mbodja Mougoue ve Ravindra R. Kamath, "Heteroskedasticity in Stock Market Indicator Return Data: Volume versus GARCH Effects," **Applied Financial Economics**, 6, (1996), ss.337-342.

Shiller, Robert J. "Do Stock Prices Move too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?," **American Economic Review**, 75, (1981), ss.421-36.

\_\_\_\_\_. **Irrational Exuberance**, Broadway Books, April 2001.

\_\_\_\_\_. **Market Volatility**, 6<sup>th</sup> edition, Cambridge, MA: MIT Press, 1992.

Skinner, Douglas J. "Options Markets and Stock Return Volatility," **Journal of Financial Economics**, 23, (June 1989), ss.357-366.

Stiglitz, Joseph E. "Using Tax Policy to Curb Speculative Short-Term Trading," **Journal of Financial Services Research**, 3, (1989), ss.101-116.

Stoll Hans R. ve Robert E. Whaley. "Program Trading and Expiration-Day Effects," **Financial Analysts Journal**, 43, (March/April 1987), ss.16-28.

Summers, Lawrence H. "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?," **Journal of Finance**, 41, (July 1986), ss.591-601.

\_\_\_\_\_ ve Victoria P. Summers, "When the Financial Markets Work too Well: A Cautious Case for a Securities Transaction Tax," **Journal of Financial Services Research**, 3, (1989), 261-286.

Susmel, Rauli "Switching Volatility in Latin American Emerging Equity Markets," **Emerging Markets Quarterly**, Vol. 2, (Spring 1998), ss.44-56.

Tauchen, George E. ve Mark Pitts. "The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets," **Econometrica**, 51, (1983), ss.485-505.

Taylor, S. J. **“Modeling Financial Time Series,”** New York, NY: Wiley and Sons, 1994.

Terasvirta, T. ve Heather M. Anderson. “Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models,” **Journal of Applied Econometrics**, 7, (December 1992), ss.119-136.

\_\_\_\_\_ ve \_\_\_\_\_ ve C. W. J. Granger, “Modeling over the Business Cycle,” **Business Cycles, Indicators and Forecasting**, vol.28, Chicago, University of Chicago Press, 1993, ss.311-325.

\_\_\_\_\_. “Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models,” **Journal of American Statistical Association**, 89, (March 1994), ss.208-218.

Toto, Grace. “High Volatility: A Cautionary Tale,” **Securities Industry Association Research Papers**, Vol 1, No:4 (May 2000), s.4.

Turner, Christopher M. ve Richard Startz ve Charles R. Nelson. “A Markov Model of Heteroskedasticity, Risk and Learning in the Stock Market,” **Journal of Financial Economics**, 25, (1989), ss.3-22.

Worrell, DeLisle ve Hyginus Leon, “Price Volatility and Financial Stability,” **IMF Working Paper, WP/01/60**, (May 2001), ss.44.

Verbeek, Marno. **A Guide to Modern Econometrics**, West Sussex, England: John Wiley & Sons, 2000.

Zakoian, Jean M. “Threshold Heteroskedastic Models,” **Journal of Economic Dynamics and Control**, 18, (September 1994), ss.931-955.