

T.C.
GAZİ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ BİLİM DALI

İMKB ENDEKSİNDEKİ OYNAKLIĞIN EKONOMETRİK OLARAK
MODELLENMESİ VE İMKB İLE BAZI ULUSLARARASI BORSA
ENDEKSLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİLER

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Hazırlayan

Aytaç ALEMDAR

Tez Danışmanı

Prof. Dr. Bedriye SARAÇOĞLU

Ankara-2010

T.C.
GAZİ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ BİLİM DALI

İMKB ENDEKSİNDEKİ OYNAKLIĞIN EKONOMETRİK OLARAK
MODELLENMESİ VE İMKB İLE BAZI ULUSLARARASI BORSA
ENDEKSLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİLER

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Hazırlayan

Aytaç ALEMDAR

Tez Danışmanı

Prof. Dr. Bedriye SARAÇOĞLU

Ankara-2010

ONAY

Aytaç ALEMDAR tarafından hazırlanan “İMKB Endeksindeki Oynaklığın Ekonometrik Olarak Modellenmesi ve İMKB ile Bazı Uluslararası Borsa Endeksleri Arasındaki İlişkiler” başlıklı bu çalışma, 23.07.2010 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda oybirliği ile başarılı bulunarak jürimiz tarafından Ekonometri Anabilim Ekonometri Bilim Dalında Yüksek Lisans Tezi olarak kabul edilmiştir.

[İmza]

.....

Başkan

Prof.Dr. Reşat KASAP

.....

[İmza]

.....

Prof.Dr. Bedriye SARAÇOĞLU (Danışman)

.....

[İmza]

.....

Yrd.Doç.Dr. Atilla GÖKÇE

.....

ÖNSÖZ

Bu çalışma, temel olarak iki amaca sahiptir. Çalışmada, ilk olarak İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB)'nin finansal oynaklık yapısı belirli bir dönem baz alınarak belirlenmek istenmiştir. Çalışmada baz alınan dönemde Türkiye'yi ekonomik anlamda etkileyen iki kriz dönemi ayrı ayrı ele alınarak, İMKB Ulusal 100 Endeksi'nin oynaklık yapısının, ilgili dönemlerde ne derece etkilendiği tespit edilmek istenmiştir. İki kriz dönemi karşılaştırılarak dönemlerin borsa endeksi oynaklığında yaratmış oldukları etki, koşullu değişen varyans modelleri aracılığı ile ölçülmüştür. Bu tez çalışmasının hazırlanma aşamasında ortaya çıkan ve tüm dünya piyasalarını derinden etkileyen 2008 küresel ekonomik krizi, İMKB endeksinin oynaklığının bu dönem içindeki yapısının incelenmesine olanak sağlamıştır. Bir bakıma, ortaya çıkan bu kriz, İMKB'nin oynaklık yapısının kriz dönemleri baz alınarak incelenmesine ışık tutmuştur.

Çalışmanın bir diğer amacı ise, İMKB endeksi ile uluslararası bazı borsa endeksleri arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiler, çok şiddetli ekonomik şokların yaşanmadığı bir zaman periyodu için incelenmiştir. İlgili dönemde, borsa endekslerindeki oynaklığın kısmen daha az olması, endeksler arasındaki ilişkilerin daha net bir şekilde ortaya çıkarılmasını sağlamıştır. Bu bağlamda, kriz dönemlerinde benzer ilişkileri incelemek isteyenlerin, endekslerin genel gidişatı hakkında bilgi sahibi olmaları amaçlanmıştır.

Çalışmanın, ortaya çıkarılan iki önemli sonuç sayesinde literatüre önemli katkı sağlayacağı düşünülmüştür. Çalışmada İMKB'nin oynak bir yapıya sahip olduğu belirlenmiş, bu oynak yapının kriz dönemlerinde önemli derecede arttığı gözlemlenmiş, ardından da uluslararası borsalar ile İMKB endeksi arasındaki ilişkiler belirlenmiştir. Bu yönden bakıldığında çalışmanın, daha önce hazırlanan çalışmalardan ayrılan en önemli yanı, iki temel analizin aynı anda değerlendirilmesidir.

Çalışmada kullanılan terimler hakkında bilgiler, menkul kıymet piyasalarının yapısı, işleyişi, piyasalar arasındaki ilişkiler, borsa kavramı,

borsaların ekonomideki görevleri gibi iktisadi konulara ilk bölümlerde değinilmesinin, çalışmanın gidişatı ve özümzenmesi adına faydalı olacağı düşünölmüştür. Diğer taraftan, çalışmada kullanılan istatistik ve ekonometrik analiz tekniklerine yeri geldiğinde geniş bir perspektif ile değinilmeye çalışılmıştır.

Çalışmanın hazırlanma süresi boyunca, konu ile ilgili olsun veya olmasın her konuda yardımlarını, desteğini, üstün bilgisini ve kıymetli zamanını bana ayıran saygıdeğer hocam Prof.Dr.Bedriye SARAÇOĞLU'na, araştırmalarım boyunca yardımda bulunan değerli hocam Yrd.Doç.Dr.Şenay AÇIKGÖZ'e, değerli bilgi ve tavsiyelerini esirgemeyen Türkiye Odalar ve Borsalar Birliğı İktisadi Raporlama ve İstatistik Müdürü Sn. Sevim TANRIKULU'na ve Türkiye Odalar ve Borsalar Birliğı Genel Sekreter Müşaviri Sn. Duru ÖZKABAN'a anlayışlarından dolayı teşekkürü bir borç bilirim.

İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ	i
İÇİNDEKİLER	iii
SİMGELER VE KISALTMALAR	vii
TABLolar	x
GRAFİKLER.....	xii
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

PİYASA EKONOMİSİ İLE İLGİLİ BAZI BİLGİLER

1.1. PİYASA KAVRAMLARI ÜZERİNE AÇIKLAMALAR	3
1.1.1. Mali Piyasa.....	4
1.1.2. Para Piyasası	4
1.1.3. Sermaye Piyasası	7
1.1.3.1. Sermaye Piyasası Türleri	8
1.1.3.2. Para ve Sermaye Piyasası Arasındaki İlişkiler	10
1.1.3.3. Sermaye Piyasası Araçları	11
1.1.3.4. Sermaye Piyasasının Önemi ve Ekonomideki Yeri	12
1.2. BORSA KAVRAMI	13
1.2.1. Borsa Nedir?	13
1.2.2. Borsa Terimleri Hakkında Temel Bilgiler	14
1.2.3. Borsaların Ekonomideki Görevleri.....	22
1.3. OYNAKLIK (VOLATİLİTE) KAVRAMI	25
1.4. OYNAKLIĞIN HİSSE SENEDİ PİYASASINA ETKİLERİ	27

İKİNCİ BÖLÜM

HİSSE SENETLERİ PİYASASINDA OYNAKLIK YAPISININ MODELENMESİ

2.1. DEĞİŞEN VARYANSIN NİTELİĞİ	31
2.2. OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (ARCH) MODELİ	33
2.3. GENELLEŞTİRİLMİŞ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (GARCH) MODELİ	38
2.4. ORTALAMADA OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (ARCH-M) MODELİ	43
2.5. ORTALAMADA GENELLEŞTİRİLMİŞ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (GARCH-M) MODELİ	45
2.6. ÜSTEL GENELLEŞTİRİLMİŞ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (EGARCH) MODELİ	46
2.7. ORTALAMADA ÜSTEL GENELLEŞTİRİLMİŞ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (EGARCH-M) MODELİ	48
2.8. OYNAKLIK (VOLATİLİTE) YAPISININ MODELENME AŞAMASINDA KULLANILAN DİĞER EKONOMETRİK ANALİZLER.....	48
2.8.1. Doğrusal Zaman Serisi Modelleri.....	49
2.8.1.1. Otoregresif Süreç: AR(p).....	49
2.8.1.2. Hareketli Ortalamalar Süreci: MA(q)	51
2.8.1.3. Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci: ARMA (p,q)....	53
2.8.1.4. Bütünleşik Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci: ARIMA(p,d,q)	55
2.8.1.5. Ek Açıklayıcı Değişkenli Otoregresif Hareketli Ortalama Modeli: ARMAX(p,q,b)	59
2.9. BORSADA OYNAKLIK (VOLATİLİTE) YAPISININ MODELENMESİ ÜZERİNE LİTERATÜR TARAMASI	60

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN BAZI BORSA ENDEKSLERİ HAKKINDA BİLGİLER

3.1. İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI (İMKB)	72
3.1.1. İMKB Hisse Senedi Endeksleri	73
3.1.2. İMKB Endekslerinin Hesaplanması	76
3.2. DOW JONES ENDÜSTRİYEL ORTALAMA ENDEKSİ	77
3.3. NIKKEI 225 (NIHON KEIZAI SHIMBUN) ENDEKSİ	78
3.4. BOVESPA (BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO) ENDEKSİ	80
3.5. Merval (MERCADO DE VALORES) ENDEKSİ	81
3.6. BAZI ÖNDE GELEN ULUSLARARASI BORSA ENDEKSLERİNİN BİRBİRLERİ İLE OLAN ETKİLEŞİMİ ÜZERİNE LİTERATÜR TARAMASI....	81

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

İMKB ENDEKSİNDEKİ OYNAKLIĞIN MODELLENMESİ VE UYGULAMALI AMPİRİK SONUÇLAR

4.1. MODELE İLİŞKİN BİLGİLER VE VERİLERİN TESPİTİ	89
4.2. DURAĞANLIĞIN TESPİT EDİLMESİ: BİRİM KÖK TESTLERİ	92
4.3. GETİRİ ORANI (R) İÇİN EN UYGUN ORTALAMA MODELİNİN BELİRLENMESİ	95
4.4. EN UYGUN ORTALAMA MODELİ ARACILIĞIYLA ARMAX MODELİNİN ELDE EDİLİŞİ	103
4.5. KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS YAPISININ BELİRLENMESİ	111
4.6. 1999-2001 KRİZİ DÖNEMİ VE İMKB'YE ETKİLERİ.....	121
4.7. 2008 KÜRESEL EKONOMİK KRİZİ DÖNEMİ İÇİN SONUÇLAR.....	126
4.8. İKİ KRİZ DÖNEMİNE İLİŞKİN DEĞERLENDİRMELER.....	132

BEŞİNCİ BÖLÜM

İMKB ENDEKSİ İLE BAZI ULUSLARARASI BORSA ENDEKSLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİLERİN TESPİTİ İÇİN EKONOMETRİK ANALİZLER

5.1. AÇIKLAMALAR VE METODOLOJİ.....	134
5.2. BORSA ENDEKSLERİNİN TANIMLANMASI VE ANALİZDEKİ GÖSTERİMLERİ	135
5.3. SERİLERİN DURAĞANLIĞININ İNCELENMESİ	136
5.4. UZUN DÖNEMLİ İLİŞKİLERİN BELİRLENMESİ (EŞTÜMLEŞİM TESTİ).....	138
5.5. NEDENSELLİK İLİŞKİLERİ.....	145
5.6. VARYANS AYRIŞTIRMASI VE ETKİ-TEPKİ FONKSİYONU SONUÇLARI	148
 SONUÇ	 162
KAYNAKÇA	167
EKLER	181
ÖZET	184
ABSTRACT	186

SİMGELER VE KISALTMALAR

A.B.D.: Amerika Birleşik Devletleri
 AB: Avrupa Birliği
 ACF: Otokorelasyon Fonksiyonu
 ADF: Genişletilmiş Dickey-Fuller
 AIC: Akaike Bilgi Kriteri
 AMEX: American Stock Exchange
 APARCH: Bakışsımsız Kuvvet ARCH Modeli
 APGARCH: Bakışsımsız Kuvvet GARCH Modeli
 AR: Otoregresif Süreç
 ARCH: Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
 ARCH-LM: Otoregresif Koşullu Değişen Varyans - Lagrange Multiplier
 ARCH-M: Ortalamada Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
 ARIMA: Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama Süreci
 ARMA: Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci
 ARMAX: Ek Açıklayıcı Değişkenli Otoregresif Hareketli Ortalamalar Modeli
 BOVESPA: Bolsa De Valores De São Paulo
 BRIC: Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin ülke ekonomilerini içeren grup
 CAC: Fransız Borsa Endeksi
 C-GARCH: Bileşen GARCH Modeli
 CHARMA: Koşullu Değişen Varyanslı ARMA Modeli
 DAX: Deutscher Aktienindex (Alman Borsa Endeksi)
 DF: Dickey-Fuller
 DJIA: Dow Jones Industrial Average
 DJTA: Dow Jones Transportation Average
 DJUA: Dow Jones Utility Average
 DLOGBOVESPA: Logaritmik Dönüşüm Uygulanmış BOVESPA Endeksinin Birinci Farkının Alınması ile Elde Edilmiş Seri
 DLOGDOW: Logaritmik Dönüşüm Uygulanmış DJIA Endeksinin Birinci Farkının Alınması ile Elde Edilmiş Seri

DLOGIMKB: Logaritmik Dönüşüm Uygulanmış İMKB 100 Endeksinin Birinci Farkının Alınması ile Elde Edilmiş Seri

DLOGMerval: Logaritmik Dönüşüm Uygulanmış Merval Endeksinin Birinci Farkının Alınması ile Elde Edilmiş Seri

DLOGNIKKEI: Logaritmik Dönüşüm Uygulanmış NIKKEI 225 Endeksinin Birinci Farkının Alınması ile Elde Edilmiş Seri

EAFE + Canada: Europe, Australasia, Far East, Canada

EAFE: Europe, Australasia, Far East

EGARCH: Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans

EGARCH-M: Ortalamada Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans

EM: Emerging Market

FIAPARCH: FIAPARCH Modeli

FPE: Final Prediction Error

FT 100: Financial Times 100

FTASE 20: Atina Borsası'nda işlem gören 20 hisseyi içeren borsa endeksi

FTSE: Financial Times Stock Exchange (İngiliz Borsa Endeksi)

GARCH: Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans

GARCH-M: Ortalamada Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans

GJR-GARCH: Asimetrik Glosten, Jagannathan and Runkle Süreci

HKT: Hata Kareler Toplamı

HQ: Hannan-Quinn Kriteri

IGARCH: Bütünleşik GARCH Modeli

İMKB: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası

İMKB100: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Günlük Kapanış Değerleri

ISE: Istanbul Stock Exchange

JB: Jarque-Bera

KEKK: Klâsik En Küçük Kareler

LM: Lagrange Multiplier

LOGBOVESPA: Logaritmik Dönüşüm Uygulanmış BOVESPA Endeksi

LOGDOW: Logaritmik Dönüşüm Uygulanmış DJIA Endeksi

LOGIMKB: Logaritmik Dönüşüm Uygulanmış İMKB 100 Endeksi

LogL: Log Likelihood

LOGMerval: Logaritmik Dönüşüm Uygulanmış Merval Endeksi

LOGNIKKEI: Logaritmik Dönüşüm Uygulanmış NIKKEI 225 Endeksi

LR: Likelihood Ratio

MA: Hareketli Ortalama Süreci

Merval: Mercado De Valores

MKK: Merkezi Kayıt Kuruluşu

NASDAQ: National Association of Securities Dealers Automated Quotations

NIKKEI: Nihon Keizai Shimbun

NYSE: New York Stock Exchange

PACF: Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu

PARCH: Kuvvet ARCH Modeli

PGARCH: Kuvvet GARCH Modeli

PP: Philips-Perron

R: Getiri Oranı

RESID: Artıklar (hata terimi)

S&P 500: Standart & Poor 500

SC: Schwarz Kriteri

SPK: Sermaye Piyasası Kurulu

SWM: Ortalamada Stokastik Oynaklık

TARCH: Threshold ARCH Modeli

TAR-GARCH: Threshold AR-GARCH Modeli

TCMB: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası

TGARCH: Threshold GARCH Modeli

TOPIX: Tokyo Stock Price Index

TPP: Takasbank Para Piyasası

VAR: Vektör Otoregresif Model

Vlm: İşlem Hacmi Değişim Oranı

VMA: Vektör Hareketli Ortalama

VOB: Vadeli Opsiyon Borsası

Volume: Toplam İşlem Hacmi

TABLOLAR

Tablo 1: AR,MA ve ARMA Sürecine İlişkin Otokorelasyon Yapısı	57
Tablo 2: Değişkenlere İlişkin Açıklamalar.....	90
Tablo 3: Getiri Oranı İçin Histogram ve Betimleyici İstatistikler	93
Tablo 4: Durağanlık Tablosu	94
Tablo 5: Getiri Oranı (R) İçin Anlamlı Olan Gecikme Değerleri.....	95
Tablo 6: Getiri Oranı (R) İçin Oluşturulan Modeller	96-102
Tablo 7: Getiri Oranı (R) İçin Oluşturulan Modele İşlem Hacmi Değişim Oranının (Vlm) Eklenmesi ile Oluşturulan Modeller	104-107
Tablo 8: Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Testi Sonuçları	108
Tablo 9: Değişen Varyans İçin ARCH-LM Testi Sonuçları	109
Tablo 10: Koşullu Değişen Varyans Modelleri	111-116
Tablo 11: ARCH-M(1) Modeli Sonrasında Hatalara Uygulanan ARCH-LM Testi	118
Tablo 12: 1999-2001 Kriz Döneminde Getiri Oranları(R) İçin Durağanlık Testi.....	122
Tablo 13: Getiri Oranı(R) İçin En İyi Model (1999-2001 Kriz Dönemi)	122
Tablo 14: Getiri Oranı(R) İçin ARMAX Modeli (1999-2001 Kriz Dönemi)....	123
Tablo 15: ARMAX modeli için (1999-2001 Kriz Dönemi) ARCH-LM Testi ..	124
Tablo 16: ARMAX Modeli İçin GARCH-M(1,1) Modeli (1999-2001 Kriz Dönemi)	125
Tablo 17: GARCH-M(1,1) Modeli Sonucunda Hatalara Uygulanan ARCH-LM Testi (1999-2001 Kriz Dönemi)	126
Tablo 18: 2008 Krizi Döneminde Getiri Oranları(R) İçin Durağanlık Testi...	127
Tablo 19: Getiri Oranı(R) İçin ACF ve PACF'de Anlamlı Katsayılar	127
Tablo 20: Getiri Oranı(R) İçin En İyi Model (2008 Krizi Dönemi).....	128
Tablo 21: Getiri Oranı(R) İçin ARMAX Modeli (2008 Krizi Dönemi)	129
Tablo 22: ARMAX Modeli için (2008 Krizi Dönemi) ARCH-LM Testi.....	129
Tablo 23: ARMAX Modeli İçin ARCH(1) Modeli (2008 Krizi Dönemi).....	130

Tablo 24: ARCH(1) Modeli Uygulandıktan Sonra Hatalara İlişkin ARCH-LM Testi	131
Tablo 25: Dönemler İçin Elde Edilen Optimum Koşullu Değişen Varyans Denklemleri	133
Tablo 26: Endekslere İlişkin Açıklamalar	135
Tablo 27: Serilere İlişkin Durağanlık Testleri	138
Tablo 28: Endeksler Arasındaki Korelasyonlar	139
Tablo 29: Engle Granger Yöntemi için KEKK Tahminleri	139-140
Tablo 30: Modellerin Hata Terimlerine İlişkin Durağanlık Testleri	141
Tablo 31: LOGIMKB ve LOGBOVESPA Serileri İçin Gecikme Sayısının Belirlenmesi	142
Tablo 32: LOGIMKB ve LOGMERVAL Serileri İçin Gecikme Sayısının Belirlenmesi	143
Tablo 33: LOGIMKB ve LOGBOVESPA Serileri İçin Hata Düzeltme Modeli	143
Tablo 34: LOGIMKB ve LOGMERVAL Serileri İçin Hata Düzeltme Modeli	144
Tablo 35: Nedensellik İlişkileri	147
Tablo 36: VAR Analizi İçin Gecikme Sayılarının Belirlenmesi	149
Tablo 37: VAR Modeli için Otokorelasyon Sınaması	150
Tablo 38: Varyans Ayrıştırması Sonuçları	151-153

GRAFİKLER

Grafik 1: Bir seride ARCH etkisinin görünümü	38
Grafik 2: Günlük Kapanış Fiyatlarıyla İMKB100 Endeksinin Grafikselleştirilmesi	90
Grafik 3: Günlük Toplam İşlem Hacminin Grafikselleştirilmesi	91
Grafik 4: İMKB 100 Endeksi Getiri Oranlarının Grafikselleştirilmesi	91
Grafik 5: Günlük Toplam İşlem Hacmi Değişim Oranlarına İlişkin Grafikselleştirilmesi	92
Grafik 6: Optimum ARMAX Modeline İlişkin Hataların Grafiği	110
Grafik 7: ARCH-M(1) Modeli Tahmin Edildikten Sonra Hataların Görünümü	118
Grafik 8: ARCH(1)-M İçin Koşullu Standart Sapmalar	120
Grafik 9: 1999-2001 Kriz Döneminde İMKB Endeksi İçin Getiri Oranları (R)	121
Grafik 10: 2008 Krizi Döneminde İMKB Endeksi İçin Getiri Oranları (R)	126
Grafik 11: 2008 Krizi Dönemi İçin Oluşturulan ARCH(1) Modeline İlişkin Koşullu Standart Sapma Grafiği	130
Grafik 12: Klasik En Küçük Kareler Tahmini için Dönem içi Öngörü Grafiği ve Güven Sınırları	131
Grafik 13: ARCH(1) Modeli Tahmini için Dönem içi Öngörü Grafiği ve Güven Sınırları ve Öngörü Varyansı	132
Grafik 14: Seçilmiş Borsa Endekslerinin Zamana Karşı Grafikleri	137
Grafik 15: AR Karakteristik Polinomunun Ters Köklerinin Birim Çember İçerisindeki Konumları	150
Grafik 16: Etki-Tepki Analizi Sonuçları (İMKB'nin, Dow Jones'un, Bovespa'nın, Merval'in, Nikkei'nin tepkileri)	155-159

GİRİŞ

Ekonomi teorisi incelendiğinde, risk ve belirsizlik gibi iki önemli olgunun çeşitli yöntemlerle belirlendiği ve buna yönelik değişik modellerin oluşturulduğu bilinmektedir. Özellikle zaman serisi verilerinde birbiri ardına gelen gözlemler üzerinde çeşitli sebeplerle oluşan oynaklık yapısının analiz edilmesi, koşullu değişen varyans modellerinin kullanılmasını zorunlu kılmaktadır. Bilindiği üzere, temel istatistik analiz yöntemlerinden Klasik En Küçük Kareler (KEKK) yöntemi kullanılarak oluşturulan regresyonun önemli varsayımlarından birisi, hata terimlerinin sabit varyans yapısına sahip olması gereğidir. Bu varsayım ihlâl edildiği zaman, KEKK modeli kullanılarak elde edilen parametre tahmin sonuçları, sapmasızlık, tutarlılık ve doğrusallık özelliklerini korurken, etkinlik özelliklerini kaybederler. Genellikle finansal zaman serilerinde rastlanan değişen varyanslılık durumu, çeşitli çalışmalarda irdelenmiş ve Engle (1982) tarafından ortaya konulan ARCH modelleri aracılığıyla modellenmiştir. Hisse senetlerinin gelecek dönemlerde alacağı değerleri kestirmek ve buna yönelik alınacak kararları belirlemek borsa endeksleri üzerinde ayrıntılı bir çalışmayı gerektirmektedir. Dolayısıyla ARCH modellerinden faydalanılarak, endekslerdeki oynaklığın yapısı ortaya çıkarılabilir.

Diğer taraftan tüm ekonomilerin birbirleriyle etkili olduğu günümüzde, borsalar arasındaki etkileşimlerin incelenmesi, endekslerin hareketlerinin izlenmesi anlamında önem teşkil etmektedir. Uluslararası piyasaları etkisi altına alan kriz vs. gibi olumsuz durumlar, doğrudan borsaları da etkilediğinden bundan en fazla etkilenen elbette ki, yatırımlarını değerli kâğıtlara (örneğin hisse senetlerine) yapan yatırımcılardır. Ani kırılmalardan ve seviye değişmelerinden uzak, nispeten sert şokların etkisinin görülmediği bir ekonomik ortamda endeksler arasındaki ilişkilerin incelenmesi, daha anlamlı sonuçlar doğuracağından burada uygulanan çalışma da buna yönelik olarak gerçekleştirilmiştir.

Çalışmada, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB)'nın ele alınan dönem içerisindeki değişiminin (oynaklığın) ne ölçüde gerçekleştiğinin tespit

edilmesi amaçlanmış, iki önemli kriz döneminde İMKB'deki oynaklık yapısı getiri oranları ve işlem hacmi baz alınarak değerlendirilmiştir. Ardından ise, İMKB ile uluslararası alanda işlem gören bazı borsa endeksleri arasındaki kısa ve uzun dönemdeki ilişkiler incelenmiştir.

Bu amaçla gerçekleştirilen çalışma beş bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde, piyasa ekonomisi ve bazı kavramlar hakkında genel bilgi verilmiş ve oynaklık (volatilité) kavramı üzerine açıklamalar yapılmıştır. İkinci bölümde, İMKB'nin oynaklık yapısının analiz edilmesinde kullanılan modellere teorik olarak yer verilmiştir. Üçüncü bölümde, çalışmada kullanılan borsa endeksleri hakkında açıklamalı bilgilere yer verilmiş ve endeksler arasındaki ilişkilerin incelendiği literatür çalışmalarına değinilmiştir. Dördüncü bölümde, İMKB endeksindeki oynaklık yapısı İMKB getirileri ve günlük işlem hacmi kullanılarak koşullu değişen varyans modelleri yardımı ile modellenmiş ve buna ilişkin analiz sonuçları değerlendirilmiştir. Beşinci bölümde ise, İMKB ile uluslararası borsa endeksleri arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiler, eştümleşme testi ve VAR modellerinden faydalanılarak incelenmiştir. Daha sonra sonuç kısmı ile beraber elde edilen sonuçlar yorumlanmış ve buna ilişkin bazı değerlendirmelere yer verilerek tez çalışması sonlandırılmıştır.

BİRİNCİ BÖLÜM

PİYASA EKONOMİSİ İLE İLGİLİ BAZI BİLGİLER

Piyasa, genel bir tabirle her türlü ekonomik faaliyetin gerçekleştiği, alıcı ve satıcıların karşılaştıkları ve para dolaşımının gerçekleştiği yer olarak yapılabilir. Piyasalar, organize bir yapıya sahip olmaları durumunda somut biçimiyle borsa olarak tanımlanırlar.

((Erişim)http://www.ekodialog.com/Konular/borsa_yatirim/mali_piyasalar.html, 05 Mayıs 2010)

İktisat biliminde piyasanın bir çok çeşidi bulunmaktadır. Belli başlı piyasa çeşitleri ve bunlara ilişkin açıklamaların yer aldığı bu bölümde, piyasaların ekonomik anlamdaki önemi ve borsaların piyasa içerisinde nerede yer aldığı belirtilmiştir.

1.1. PİYASA KAVRAMLARI ÜZERİNE AÇIKLAMALAR

İktisadi açıdan piyasa, alıcı ve satıcıların birbirleri ile karşılıklı iletişim içinde oldukları ve mübadelenin meydana geldiği yer olarak tanımlanır. Piyasa kavramı, genellikle teorik ve mekandan soyutlanmış bir kavramdır. ((Erişim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/piyasa_kavram%c4%b1.sflb.ashx, 05 Mayıs 2010, s.2.) Borsa ise, belli kurallara göre, talep edilen mallar için organize edilmiş piyasaya verilen addır. Borsa arz-talep şeklinde (komisyoncunun aracılık yapmasıyla) piyasa koşulları ile birlikte işler ve fiyatların (kurların) resmi olarak belirlenmesiyle dengelenir. Alınıp satılan malların fiyatlarının ya da kurların belirlenmesi arz ve talebe göre düzenlenir. Borsaların kendine özgü kuralları ve standartları vardır. ((Erişim) <http://tr.wikipedia.org/wiki/Borsa>, 05 Mayıs 2010) Piyasa, bir ülkenin sınırları içinde ise ve o ülkede yapılan işlemleri kapsıyorsa iç piyasa, işlemler ülke sınırları dışında gerçekleşiyor ise uluslararası piyasa adını alır. ((Erişim)

http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/piyasa_kavram%c4%b1.sflb.ashx, 05 Mayıs 2010, s.2.)

Piyasalar iktisadi olarak çeşitli alanlara ayrılmışlardır ve genel anlamda, ilgili piyasada işlem gören katma değerın adı ile anılacağı gibi işlem gören iktisadi varlığın vadesine göre de anılabilirler.

1.1.1. Mali Piyasa

Bir ülkede fon kullananlar ile fon arz edenler arasında fon akımlarını düzenleyen kurumlar, akımı sağlayan araç ve gereçler ile bunları düzenleyen hukuki ve idari kurallardan oluşan yapıya mali piyasa denir. Tanımdan da anlaşılacağı gibi, mali piyasa para ve sermaye piyasalarından daha geniş ve bu piyasaları da kapsamına alan bir kavramdır.

Mali piyasa beş ana unsurdan oluşmaktadır.

- a) Tasarruf sahipleri (fon arz edenler),
- b) Yatırımcılar (fon talep edenler)
- c) Yatırım ve finansman araçları,
- d) Yardımcı kuruluşlar,
- e) Hukuki ve idari düzen olarak sıralanabilir. ((Erişim)

http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/piyasa_kavram%c4%b1.sflb.ashx, 05 Mayıs 2010, s.2)

1.1.2. Para Piyasası

Kısa vadeli fon arz ve talebinin karşılaştığı piyasaya “para piyasası” denir. Para piyasasının tipik özelliği kısa vadeli fonlardan oluşmasıdır. Para piyasalarında vade genellikle bir yılı aşmaz. Para piyasasından sağlanan fonlar kredi olarak işletmelerin dönen varlıklarının finansmanında kullanılır. Para piyasasının araçlarını ticari senetler; kaynaklarını çeşitli mevduatlar

oluşturmaktadır.((Erişim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/piyasa_kavram%c4%b1.sflb.ashx, 05 Mayıs 2010, s.2)

Para piyasasının kendi içinde örgütlenmiş ve örgütlenmemiş para piyasası olarak da ayrımı yapılabilir. Örgütlenmiş para piyasası, bir bankalar sistemidir. Çünkü işletmelerin nakit ihtiyacı çoğunlukla ticari bankalar tarafından karşılanmaktadır. Örgütlenmemiş para piyasası, banka sisteminin dışında kalan piyasadır. Bankalar dışındaki kişi ve kuruluşlar da bazen işletmelere kısa vadeli fon sağlarlar.

((Erişim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/piyasa_kavram%c4%b1.sflb.ashx, 05 Mayıs 2010, s.2.)

Ülkemizde temel olarak Bankalararası Para Piyasası, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Para Piyasası ve Takasbank Para Piyasası olmak üzere üç adet para piyasası vardır. Bu piyasalardan en organize olanı ve en yüksek işlem hacmine sahip olanı TCMB Para Piyasasıdır. Bu piyasada katılımcılar işlemlerini Merkez Bankası üzerinden gerçekleştirmektedirler. Bu durumda Merkez Bankası sistemin kurucusu, işletmecisi, denetleyicisi ve garantördür. Piyasa katılımcıları Merkez Bankası'nda teminat tutmak kaydıyla ondan borç alabilir ya da para satabilirler. Söz konusu borçlanma ya da kaynak satışı Merkez Bankası'na yapılıyor gibi görünür oysa, Merkez Bankası topladığı kaynakları makul bir kâr eklemesi ile birlikte fon ihtiyacı olan diğer alıcılara satmaktadır. Dolayısıyla aslında kurumlar birbirinden borçlanmaktadırlar ancak tüm işlemlerin aracısı Merkez Bankası olduğundan tek muhatap o gibi görünür. Oldukça organize, büyük, garantili ve düzenli olan bu piyasa sistem katılımcıları tarafından, yaygın olarak kullanılmakla birlikte limit problemleri ve maliyet yüksekliği nedeniyle farklı piyasaları da gündeme getirmiştir. Merkez Bankası Para Piyasası birtakım dezavantajlarına rağmen oldukça yaygın bir biçimde kullanılan bir piyasadır. İşlem hacmi büyüdükçe güçlü kurumlar daha da büyük montanları el değiştirmeye başlamış ve piyasa bazı küçük oyuncular için büyük kalmıştır.

((Erişim) http://www.ekodialog.com/Konular/borsa_yatirim/para_piyasasi.html, 05 Mayıs 2010)

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB)'nda işlem gören hisselerin büyük bölümünün fiziki olarak saklandığı ve aynı oranda paranın da el değiştirdiği Takasbank Anonim Şirketi'nde, benzer bir piyasa bankalara göre küçük olan aracı kurumlar için oluşturulmuştur. ((Erişim) http://www.ekodialog.com/Konular/borsa_yatirim/para_piyasasi.html , 05 Mayıs 2010)

Takasbank Para Piyasası (TPP) olarak adlandırılan bu piyasa, kısa dönemli nakit fazlası olup, bunu organize bir şekilde plase edemeyen aracı kuruluşlar ile kısa dönemli nakit ihtiyacı olan ve bu ihtiyacını uzun vadeli varlıklarını elden çıkarmadan karşılamak isteyen aracı kuruluşların karşılaştıkları ve doğan yükümlülüklerin Takasbank'ın garantisi altında olduğu piyasa olarak tanımlanabilir. TPP ile; aracı kuruluşların daha önce kendi aralarında oldukça zor ve belirsiz şartlar altında yaptıkları para alışverişleri sağlıklı, hızlı, güvenilir bir yapıya kavuşmuştur. Bu suretle büyük ölçüde çok kısa vadeli kaynak kullanımını gerektiren takas taahhütleri zamanında kapanabilmekte, takas aktarımları erken yapılabilen ve dolayısıyla da takas alacakları zamanında nemalandırılabilir. Aracı kuruluştan alıcı olması halinde almak istediği tutarın %125'i oranında değerlendirilmiş teminat istenmektedir. Satıcı olması durumunda teminat istenmemektedir. TPP'de aracı kuruluşlar; hisse senedi, hazine bonosu, devlet tahvili, teminat mektubu, nakit ve yatırım fonu katılma belgesi gibi teminat çeşitlerini Takasbank'a verebilirler.

((Erişim) <http://www.takasbank.com.tr/Pages/TakasbankParaPiyasasi.aspx>, 06 Mayıs 2010)

Ülkemizde yaygın olarak kullanılan bir diğer para piyasası ise Bankalararası Para Piyasası'dır. Bu piyasada, kısa vadeli fonlar bankalar arasında alınıp satılabilmektedir. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası bünyesinde aynı adla işlem gören piyasada bankalar kendilerine tanınan limitler çerçevesinde, önceden belirlenen vadelerde TL alım-satım işlemi gerçekleştirmektedirler. Bu piyasada, TCMB aracı konumu üstlenmekte olup (blind broker) alım-satımı gerçekleştiren taraflar birbirlerini bilmeden TCMB üzerinden (TCMB'yi taraf kabul ederek) işlemlerini

gerçekleştirmektedirler.((Erişim)http://www.tcmb.gov.tr/yeni/gen_sek/sozluk.htm, TCMB Web sitesi, 06 Mayıs 2010)

Para politikası uygulamasında önemli bir fonksiyona sahip olan bu piyasada TCMB doğrudan faiz belirleyerek kısa vadeli faizleri yönlendirebilmekte ve son kredi mercii fonksiyonunu yerine getirmektedir. TCMB dışında, bankaların kendi aralarında bu tür işlemleri gerçekleştirdikleri ikincil piyasalar da mevcuttur.

((Erişim) http://www.tcmb.gov.tr/yeni/gen_sek/sozluk.htm, TCMB Web sitesi, 06 Mayıs 2010)

1.1.3. Sermaye Piyasası

En genel tanımıyla sermaye piyasası orta ve uzun vadeli fon arz ve talebinin karşılaştığı piyasadır. Sermaye piyasası mali piyasa kavramından daha dar ve teknik bir nitelik taşır ve genellikle mali piyasa kavramı içinde yer alır.((Erişim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/piyasa_kavram%4b1.sflb.ashx, 06 Mayıs 2010, s.3.)

Sermaye piyasasında arz ve talep, bazı araçlar yardımı ile karşılaşırlar. Bu araçlara sermaye piyasası araçları ve menkul kıymetler denmektedir. O halde sermaye piyasasını menkul kıymetler piyasası ile birlikte düşünebiliriz ya da başka bir açıdan bakarak, asıl piyasanın sermaye piyasası olduğu, menkul kıymetlerin ayrı bir piyasa oluşturmayıp, sadece sermaye piyasasında fonların el değiştirmesinde kullanılan araçlar olduğu da ileri sürülebilir. ((Erişim) <http://www.baskent.edu.tr/~gurayk/finpazcuma6.doc> , 08 Mayıs 2010, s.1.)

Sermaye piyasasının tipik özelliği ve para piyasasından ayrıldığı en belirgin niteliği bu piyasanın orta ve uzun vadeli fonlardan oluşmasıdır. Bu vade bir yıldan fazla olmalıdır. Sermaye piyasasından sağlanan krediler genellikle, işletmelerin bina, makina ve teçhizat gibi duran varlıklarının finansmanında kullanılır. Para piyasasında olduğu gibi, sermaye piyasasının

kaynakları da tasarruf sahiplerinin birikimleridir. Sermaye piyasasının en önemli ve yaygın araçları hisse senetleri ve tahvillerdir. ((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/piyasa_kavram%c4%b1.sflb.a.shx, 06 Mayıs 2010, s.3, s.4.)

1.1.3.1. Sermaye Piyasası Türleri

Sermaye piyasasının bir bölümlendirmesini yapmak gerekirse aşağıdaki gibi bir ayırım yapılabilir:

- a) Birincil Piyasa
- b) İkincil Piyasa

((Erişim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/piyasa_kavram%c4%b1.sflb.ashx, 06 Mayıs 2010, s.4.)

a) Birincil Piyasa

Birincil piyasa, ilk ihraçların yapıldığı piyasadır. Bir yatırım aracının örneğin bir menkul kıymetin ilk defa piyasaya sürülmesi (satılması) birincil piyasa işlemidir. Benzer şekilde, devlet iç borçlanma senetlerinin, Hazine Müsteşarlığı tarafından ihale yöntemi ile satımı da bir birincil piyasa işlemidir. Bu senetlerin daha sonra yatırımcılar arasındaki alım-satımları ise ikincil piyasa olarak adlandırılan piyasalarda gerçekleşmektedir. ((Erişim) http://www.tcmb.gov.tr/yeni/gen_sek/sozluk.htm, TCMB Web sitesi, 06 Mayıs 2010) Bir başka ifade ile birincil piyasa, hisse senedi ve tahvil gibi menkul değerleri ihraç eden şirketler ile alıcıların yani tasarruf sahiplerinin doğrudan doğruya karşılaştıkları piyasalardır. Buna hisse senetleri ile tahvillerin ilk kez sürülüp "ihraç"tan alındığı piyasa da denilebilir. Arada şirketin bizzat bulunmayıp bir banka ya da aracı kurumun bulunması bu alımın birincil piyasadan olmasına engel değildir.

((Erişim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/piyasa_kavram%c4%b1.sflb.ashx, 06 Mayıs 2010, 2008, s.4.)

b) İkincil Piyasa

Menkul kıymetleri ihraçtan alanlar, bunları tekrar paraya çevirmek istediklerinde, hisse senetlerinde hiçbir zaman, tahvillerde ise vadeden önce bunları ihraç eden kuruluşa müracaat edemezler. İkincil piyasa bu durumdaki menkul kıymetlerin paraya çevrilmesini sağlayan piyasadır ve menkul kıymet borsaları bu piyasayı tanımlamada en iyi örnektir. ((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/piyasa_kavram%c4%b1.sflb.ashx, 06 Mayıs 2010, 2008, s.4.)

Diğer bir ifade ile ikincil piyasa, sermaye piyasası araçları olan menkul kıymetlerin nakde çevrilmesini sağlayan piyasa olarak tanımlanabilir. Menkul kıymet borsaları daha çok ikincil piyasa işlemlerini organize ederler. İkincil piyasada, menkul kıymetler; (menkul kıymeti satmak isteyen) yatırımcı ile (menkul kıymeti almak isteyen) yatırımcı arasında borsa üyeleri aracılığıyla el değiştirir. ((Erişim) [http://www.imkb.gov.tr/Libraries/bilgi_edinme/Cevaplarla Borsa ve Sermaye Piyasas%C4%B1 Nisan2010.sflb.ashx](http://www.imkb.gov.tr/Libraries/bilgi_edinme/Cevaplarla_Borsa_ve_Sermaye_Piyasas%C4%B1_Nisan2010.sflb.ashx), 5 Mayıs 2010, s.2.)

İkincil piyasa, menkul kıymetlerin likiditesini arttırarak birincil piyasaya talep yaratır ve gelişmesini sağlar. İkincil piyasanın en iyi teşkilatlanmış bölümü menkul kıymet borsalarıdır. Bunun haricinde sermaye piyasası iyi gelişmiş ülkelerde bir de "over the counter" (tezgah üstü) borsa dışı piyasa vardır. Birincil piyasa daha çok sermaye piyasası bilinciyle, ikincil piyasa ise menkul kıymetler piyasası bilinciyle çalışır. Birincil piyasada uzun vadeli fonların tasarruf sahibinden firmalara intikali söz konusudur ve birincil piyasada yapılan tahvil ve hisse senedi satışları sonucunda firmaya yeni sermaye girer. Oysa ikincil piyasada el değiştiren menkul kıymetlerden sağlanan fonların bunları çıkaran şirketle bir ilgisi yoktur. ((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/piyasa_kavram%c4%b1.sflb.ashx, 06 Mayıs 2010, 2008, s.4.)

1.1.3.2. Para ve Sermaye Piyasası Arasındaki İlişkiler

Geniş anlamdaki sermaye piyasası kavramına para piyasası da dahil olmaktadır. Bu durumda gerek kredi arzı, gerekse kredi talebi para piyasasından sermaye piyasasına ya da sermaye piyasasından para piyasasına kolayca kayabilir. Faiz haddi iki piyasa arasındaki fon akımını ayarlayan bir düzenleyici olmaktadır.

Fon arz edenler, kendi yatırım politikalarını ve elde etmeyi umdukları gelire bağlı olarak yatırılabilir fonları bu piyasalardan birine veya her ikisine yönlendirilebilirler. Fon talep edenler de, ihtiyaç duydukları kredinin türüne göre her iki piyasadan borçlanabilirler. Bazı aracı kuruluşlar, özellikle bankalar hem para, hem de sermaye piyasası işlemleri yapabilirler ve her iki piyasada çalışabilirler. Para piyasası ile sermaye piyasasında cari faiz hadleri değişik olmakla birlikte birbirleriyle ilişkilidir. Fonlar genellikle düşük faiz haddinden yüksek olana doğru kayar. Para piyasasında meydana gelen bir faiz oranı artışı, sermaye piyasasına da etki eder. ((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/piyasa_kavram%c4%b1.sflb.a.shx, 06 Mayıs 2010, 2008, s.4.)

Para ve sermaye piyasaları arasındaki farklar ise vade, kullanım alanı, piyasa araçları, kurumlar ve risk unsurları gibi faktörler bağlamında değerlendirilebilir. Para piyasası bir yıldan az vadeli fon arz ve talebinin karşılaştığı piyasalarken, sermaye piyasalarında orta ve uzun vadeli fonlar işlem görmektedir. Bu genel tanımlamaya karşın uygulamada farklılıklar görülebilmektedir. Örneğin finansman bonoları, varlığa dayalı menkul kıymetler, banka bonoları da sermaye piyasası aracı sayılmaktadır. Para piyasasında genellikle cari yani günlük ihtiyaçların karşılanması amacı ön plandayken, sermaye piyasası araçları yatırım amacıyla kullanılmaktadır. İşletmeler açısından düşünüldüğünde, para piyasasının döner varlıkların finansmanında, sermaye piyasasının ise duran varlıkların finansmanında kullanıldığı görülmektedir. (Seyidoğlu, 2002: 488)

Sermaye piyasası araçları sermaye piyasası kanunu ve ilgili mevzuatta düzenlenmiş olan kıymetler olup; hisse senetleri, tahviller, katılma intifa senetleri, kar ve zarar ortaklığı belgeleri, banka bonoları ve banka garantili bonolar, finansman bonoları, kıymetli maden bonoları, varlığa dayalı menkul kıymetler, gayrimenkul sertifikaları, ipotek teminatlı ve ipoteğe dayalı menkul kıymetlerden oluşmaktadır. Para piyasası için ise bu tür özel bir sınıflama olmamakla birlikte, nakit para, kısa vadeli krediler, mevduat gibi bazı araçlar para piyasası araçları olarak sayılmaktadır. Sermaye piyasası kurumları Sermaye Piyasası Kanunu'nun 32. maddesinde sayılmış olup; bunlar, aracı kurumlar, yatırım fonları, yatırım ortaklıkları ve sermaye piyasasında faaliyetine izin verilen diğer kurumlar olarak tanımlanmıştır. Ticari bankalar, sigorta şirketleri, döviz büroları ve benzeri kuruluşlar ise para piyasası kurumlarını oluşturmaktadır. Parasını bankaya yatıranlar ya da hazine bonosu, mevduat sertifikası gibi kısa süreli yatırım araçlarını satın alanlar için, bunları ihraç eden banka, finansman şirketi ya da devletin güvenilirliği nedeniyle hemen hemen hiçbir finansal risk söz konusu değildir. Bankaların doğrudan açtıkları kredilerde de bu kredilerin tahsil edilememesi, o bankalara para yatıran asıl tasarruf sahiplerini etkilemez. Çünkü kredi riskini üstlenen, doğrudan doğruya bankanın kendisidir. Oysa bir şirketin çıkardığı tahvilleri satın alan kimse, şirketin bu borçlarını ödeyememesinden doğacak tüm riskleri de üstlenmiş olur. (Seyidoğlu, 2002: 488)

1.1.3.3. Sermaye Piyasası Araçları

Sermaye piyasası araçları, menkul kıymetler ve diğer sermaye piyasası araçlarıdır. Menkul Kıymetler; ortaklık veya alacaklılık sağlayan, belli bir meblağı temsil eden, yatırım aracı olarak kullanılan, dönemsel gelir getiren, misli nitelikte, seri halinde çıkarılan, ibareleri aynı olan ve şartları Kurulca belirlenen kıymetli evraktır. Hisse senetleri, hisse senedi türevleri, geçici ilmuhabirler, yeni pay alma kuponları, tahviller, tahvil türevleri, tahvil faiz kuponları, hazine bonoları, katılma intifa senetleri, kâr ve zarar ortaklığı

belgeleri, banka bonoları, banka garantili bonolar, finansman bonoları, varlığa dayalı menkul kıymetler, gelir ortaklığı senetleri, gayrimenkul sertifikaları, tertip halinde çıkarılan ve 2 yıl veya daha uzun süreli ipotekli borç ve irat senetleri, borsa yatırım fonu katılma belgeleri, içtüzüğünde kurucu dışındaki aracı kuruluşlarca serbestçe alım satımı öngörülen A tipi yatırım fonu katılma belgelerini sayabiliriz. Diğer sermaye piyasası araçları ise, menkul kıymetler dışında kalan ve şartları kurulca belirlenen evraktır. Ancak çek, poliçe, nakit, bono ile mevduat sertifikaları sermaye piyasası aracı olarak sayılmamaktadır. ((Erişim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/sermaye_piyasas%c4%b1_ara%c3%a7lar%c4%b1.sflb.ashx, 06 Mayıs 2010, s.3.)

1.1.3.4. Sermaye Piyasasının Önemi ve Ekonomideki Yeri

Sermaye piyasasının ekonomideki yeri ve önemi, ülke ekonomisi bakımından, tek başına ekonomiye yararlı olamayan küçük tasarrufların menkul kıymetlere yatırılarak büyük yatırımlara dönüşmesindedir. Sermaye piyasası, az gelişmiş ülkelerdeki yurtiçi tasarruf açığının kapanmasına yardımcı olabilir. Fertler açısından ise, sermaye piyasası, tek başına gelir getiren bir yere yatırılmayacak kadar küçük fonların verimli yerlere yatırılmasına ve sahiplerine bir ek gelir getirmesine imkan sağlamaktadır.

Ayrıca, küçük sermayelerle kişisel işler yapılabilse bile, kişisel yatırımlarda teşebbüs ve yönetim sorunu çıkacaktır ki, elinde küçük bir sermaye bulunan, fakat bununla kişisel bir yatırım yapmaya sağlığı, bilgi ve tecrübesi ve zamanı olmayan kimseler sermaye piyasasının sağladığı imkanlardan yararlanırlar. Sermaye piyasasının bu saydığımız fonksiyonları yalnız menkul kıymetler yoluyla değil, daha geniş bir kavram olan mali piyasa içinde bankalar aracılığı ile de sağlanabilir. ((Erişim) <http://www.baskent.edu.tr/~gurayk/finpazcuma6.doc> , 08 Mayıs 2010, s.1., s.2.)

Mali piyasa içinde aynı fonksiyonları yerine getiren bankacılık kesimi var iken, ayrıca bir sermaye piyasasının ortaya çıkma sebepleri ve sermaye piyasasının farklı tarafları şöyle sıralanabilir:

- ★ Sermaye piyasası tasarruf sahipleriyle orta ve uzun vadeli fon talep eden kuruluşlar arasında direkt iletişim kurulmasına, sermaye hareketlerinde aracılardan ortadan kalkmasına veya fonksiyonlarının azalmasına imkan hazırlar.
- ★ Sermaye piyasası araçlarının bir bölümü şirketlere öz kaynak sağlarlar. Böylece iktisadi kalkınmanın hızlanmasına ve sağlıklı finansman kaynaklarına kavuşturulmasına yardımcı olurlar. Sermaye piyasasının etkin çalışması, şahısların tüketim eğilimlerini azaltarak ve tasarruf eğilimlerini yükselterek ekonomide sermaye birikimini artırır.
- ★ Sermaye piyasası, işletmelere, bankalar sektörünün sağladığı fonlara nazaran daha düşük maliyetli fonlar sağlayabilmektedir. ((Erişim) <http://www.baskent.edu.tr/~gurayk/finpazcuma6.doc> , 08 Mayıs 2010, s.1., s.2.)

1.2. BORSA KAVRAMI

1.2.1. Borsa Nedir?

Borsa, ticaretle veya finansal işlemlerle uğraşan kişilerin toplandıkları kamuya açık kurallı finansal organizasyondur. Bir başka deyişle borsalar, değerli evrakların (menkul kıymetlerin) ticaretinin yapıldığı kurumsal piyasalardır. Genel anlamda bu değerli evraklar, hisse senetleri olmaktadır. Borsalar bir piyasadır, çünkü menkul kıymetlerin ticareti buralarda yapılır. Ayrıca borsaların kendine özgü kuralları ve standartları olduğundan, kurumsal özelliği de bulunmaktadır. Borsalar, sadece hisse senetlerinin değil, başka tür emtiaların (ticari malların) ve enstrümanların da ticaretinin yapıldığı yerlerdir. Döviz ticareti için döviz borsaları (Forex) veya türev araçlar için

VOB (Vadeli Opsiyon Borsası) vardır. Borsa, alıcı ve satıcının karşılaşmasını sağlayan kolaylıklar sunar. Aynı zamanda borsa, piyasa katılımcılarının güven ve istikrar içerisinde, şeffaf olarak işlemlerini gerçekleştirmelerini sağlar. Borsada işlemler alıcı ve satıcının yüz yüze gelmesiyle değil, borsanın alım satım sistemine alım/satım emirlerinin elektronik ortamda girilmesi ve bu emirlerin eşleşmesi suretiyle gerçekleşir. Emirlerin eşleşmesiyle ilgili sözleşme yapılmış olur. Yatırımcılar emirlerini doğrudan borsaya iletemezler. Emirlerini borsa üyeleri (aracı kurumlar, bankalar) vasıtasıyla verebilirler. ((Erişim) <http://www.borsamiz.com/borsa-nedir/> , 08 Mayıs 2010)

1.2.2. Borsa Terimleri Hakkında Temel Bilgiler

Borsaların genel yapısı içerisinde sık kullanılan bazı temel kavramlar bulunmaktadır. Bunlardan en önemlilerinden birisi, hisse senedi kavramıdır. Borsalarda işlem gören değerli kâğıtların büyük çoğunluğu ulusal ve uluslararası alanda faaliyet gösteren kurum ve kuruluşların sahip oldukları hisselerdir. Hisse senetlerinin yanısıra teknik anlamda irdelenmesi gereken endeks, endeks getirisi, işlem hacmi, işlem birimi, açılış ve kapanış fiyatları gibi bazı kavramlar da bulunmaktadır. Bu kısımda, genel olarak borsaların işleyişinde geçerli olan bu tarz kavramlara değinilecektir.

❖ Hisse Senedi

Hisse senedi; anonim şirketler, sermayesi paylara bölünmüş komandit şirketler, özel kanunla kurulmuş kamu kuruluşları tarafından çıkarılan; sermayenin belirli bir bölümünü temsil eden, sahibine ortaklık haklarından yararlanma imkanı veren menkul kıymetlere denir. ((Erişim)<http://www.imkb.gov.tr/Libraries/bilgi edinme/Cevaplarla Borsa ve Sermaye Piyasas%C4%B1 Nisan2010.sflb.ashx>, 05 Mayıs 2010, s.8.)

Literatürde esham, aksiyon veya pay senedi olarak da adlandırılan hisse senetleri; anonim ortaklıkların ihraç ettikleri, anonim ortaklık sermaye payını temsil eden kıymetli evrak niteliğine sahip senettir. ((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/sermaye_piyasas%c4%b1_ara%c3%a7lar%c4%b1.sflb.ashx, 06 Mayıs 2010, s.4.)

❖ Hisse Senedi Fiyat Tanımlamaları

Hisse senedi fiyat kavramındaki başlıca tanımlamalar nominal (itibari) fiyat, ihraç (emisyon) fiyatı, piyasa fiyatı ve borsa fiyatıdır.

- ★ Nominal (itibari) Fiyat: Pay senedinin yazılı olan fiyatıdır. Toplam sermayenin miktarını belirleyebilmek ve bununla ilgili muhasebe kayıtlarını yapabilmek için pay senedinin ilk çıkarılışı sırasında ortaklık yönetimi tarafından verilen değerdir.
((Erişim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/sermaye_piyasas%c4%b1_ara%c3%a7lar%c4%b1.sflb.ashx, 06 Mayıs 2010, s.8.)
- ★ İhraç Fiyatı: Hisse senetlerinin, şirket tarafından çıkarılışı aşamasında satışa sunulduğu fiyattır.
- ★ Piyasa Fiyatı: Bir pay senedinin sermaye piyasasında alınıp satıldığı fiyat, o pay senedinin piyasa fiyatı olarak tanımlanır. Arz ve talep koşullarına göre oluşur. İşletmenin etkinliğinde herhangi bir değişme olmaksızın, piyasa koşullarındaki değişmelere bağlı olarak bir pay senedinin piyasa fiyatında zaman içinde değişimler gözlenebilir, gerçek değerinin üstünde veya altında bir fiyat oluşabilir. Eğer borsa mevcutsa; borsa fiyatı ile eş anlamlı olarak kullanılan fiyattır.
- ★ Borsa Fiyatı: Borsada işlem görmeye başlayan hisse senetlerinin, borsadaki arz ve talep koşullarına göre oluşan fiyatıdır. Borsanın işleyişine göre fiyatlar günlük olarak belirlenir ve açılış, kapanış, en düşük, en yüksek, ortalama günlük fiyat gibi türlere ayrılır. ((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/sermaye_piyasas%c4%b1_ara%c3%a7lar%c4%b1.sflb.ashx, 06 Mayıs 2010, s.9.) Borsa fiyatını genel olarak etkileyen faktörler; borsa endeksinin yönü,

sektörel beklentiler, şirketin kârlılık ve sağlamlığı, fiyat düzeyi ve manipülasyonlar olarak sayılabilir. ((Erişim) http://www.koniks.com/topic.asp?TOPIC_ID=16654, 08 Mayıs 2010)

★ Endeks

Endeks, bir veya daha fazla değişkenin hareketlerinden ibaret olan oransal değişimi ölçmeye yarayan bir göstergedir. Endeksler, karmaşık olayların tek bir rakama indirgenmesini sağlayan, olaylar ve sonuçları hakkında yaklaşık bilgi verebilen araçlardır. Endeksler kullanılırken kapsamı, temsil yeteneği, hesaplama yöntemi ve sıklığı, avantajları, dezavantajları ve endeks üzerine yansımayan özelliklerin neler olduğu iyi bilinmelidir.

Endeksler, zaman içinde bir süreklilik, dolayısıyla karşılaştırabilme imkanı sağlarlar. Böylece endekse konu olan değişken veya değişkenlerin yönü, değişimi veya gidişi belirlenebilir. Bu nedenle endeksin, incelenmek istenen olayı temsil etmesi gerekmektedir.

"Gösterge" olarak da adlandırılabilir endeksler, aynı veya farklı zaman dilimi içindeki iki veya daha fazla değişkeni karşılaştırma imkanı sağlarken, geleceği tahmin aracı olarak da kullanılmaktadırlar. Endeksler, ayrıca, aynı veya değişik mekanlardaki (örneğin diğer bir ülkedeki) aynı veya farklı değişkenlerin (örneğin hisse senedi getirilerinin) karşılaştırılabilmesini sağlarlar. Endeksler, iktisat, işletme ve sosyal olaylardaki konular arasında bir ilişki (bağıntı) olup olmadığı hakkında fikir de verebilir. ((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/endeksler.sflb.ashx, 08 Mayıs 2010, s.3.)

❖ Bir Endeksin Oluşturulmasında Önemli Kriterler

Öncelikle endeksin amacı, yani tam olarak temsil etmesi hedeflenen değişkenler iyi tanımlanmalıdır. Endekslerden (özellikle hisse senedi fiyat endeksleri) zaman içinde süreklilik imkanı sağlaması beklendiğinden, hesaplamada kullanılacak verilerin sürekliliği ve karşılaştırılabilirliğine özen

gösterilmelidir. Kapsama alınacak örnekler, endeksin amacıyla uyumlu olacak ve değişkenleri hedeflenen şekilde temsil edecek örnekler olmalıdır. Endeksler serideki değerlerden birini baz alıp, diğerlerinin bu baza göre değişim oranını gösterdiği için baz dönemin tespiti önemlidir. Endeksi oluşturan değerlere verilmesi gereken ağırlıkların seçimi ve zaman içinde değiştirilmesi veya sabitliği de önemlidir. Endeksin hesaplanma yöntemi, serideki değişimleri doğru göstermesi bakımından endeksin başarısını etkiler. ((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/endeksler.sflb.ashx, 08 Mayıs 2010, s.3.)

❖ Hisse Senedi Endeksleri

Hisse senedi piyasasının genel bir göstergesi olan hisse senedi endeksleri, endeks kapsamındaki hisse senetlerinin fiyatları baz alınarak "piyasa performansı" hakkında genel bir bilgi verir. Hisse senedi endeksleri, genellikle piyasanın anlık durumunu yansıtır. Dünyada 1884 yılından beri kullanılmakta olan hisse senedi endeksleri (stock indexes and averages) genellikle üç ayrı şekilde hesaplanmaktadır;

Aritmetik ortalama formülü ile: Aritmetik ortalama formülü ile hesaplanan endekslerde, hisse senedi fiyatlarının ya da herbiri için hesaplanan basit endekslerin aritmetik ortalaması alınır. Bu tür endekslerde eğer hisse senedi fiyatlarının ortalaması alınıyorsa, endekste ki hisse senetlerine fiyatları oranında ağırlık verilmiş olur. Böylece fiyatlarında aynı oranda değişim olan iki hisse senedinden fiyatı daha yüksek olanı endeksi daha fazla etkiler. Diğer yöntemde de bütün hisse senetlerine eşit ağırlık verilmiş olur. Aritmetik ortalamaların kullanıldığı endekslere örnek olarak Dow Jones ve Nikkei verilebilir. Dow Jones Industrial Average (DJIA), New York borsasında işlem gören, piyasa değeri yüksek 30 sanayi şirketinin hisse senetleri kullanılarak hesaplanmaktadır. DJIA değeri, hisse senedi fiyatlarının toplanıp, hisse senedi bölünmesi (stock split) gibi bazı özel durumlarda değiştirilen bölene oranlanması sonucu bulunur. Dow Jones & Company, DJIA dışında, Dow

Jones Transportation Average'ı (DJTA)¹ ve Dow Jones Utility Average'ı (DJUA)² (sırasıyla "ulaştırma" ve "hizmetler"³ ortalamalarını) hesaplayıp yayınlamaktadır. Dow Jones Composite (bileşik) ise DJIA, DJTA ve DJUA ortalamalarındaki hisse senetlerinin tümünü içerdği için "65 stock average" olarak adlandırılır.

((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/endeksler.sflb.ashx, 08 Mayıs 2010, s.3., s.4.)

Nikkei ortalaması ise, Tokyo Borsası'nda 16 Mayıs 1949'dan beri işlem gören 225 şirketi içerir. Dow Jones Endeksi gibi nikkei de endeks kapsamındaki hisse senetlerinin fiyatlarının toplamının, ilk hesap gününde endekste ki şirket sayısı olan ancak, sermaye artırım, bölünme veya birleşme gibi durumlar nedeniyle endeksin sürekliliğini sağlamak ve fiyatlardaki değişiklikler dışındaki etkileri gidermek amacıyla değişikliğe uğrayan bir "bölen"e bölünmesiyle hesaplanır. Bu ortalama, Tokyo Borsası tarafından 1 Temmuz 1969'a kadar hesaplanmıştır. Borsa bu tarihten sonra piyasa değeri ağırlıklı olan topix endeksini hesaplamasının daha iyi olacağını düşünmüş ve Nikkei'yi hesaplamayı bırakmıştır. Nikkei endeksi bu tarihten beri "nihon keizai shimbun-sha" adlı japon yayın firması tarafından hesaplanmakta ve günümüzde "nikkei average" olarak adlandırılmaktadır. ((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/endeksler.sflb.ashx, 08 Mayıs 2010, s.4)

Geometrik ortalama formülü ile: Bu yöntemde endekse dahil her bir hisse senedinin fiyatı bir önceki günkü fiyatına bölünür, bulunan rakamlar birbiriyle çarpıldıktan sonra hisse senedi sayısı kadar kökü alınır ve bir gün önceki endeks değeriyle çarpılır. Örnek olarak Value Line Composite Index verilebilir. Value Line Composite Index, NYSE, AMEX ve tezgahüstü piyasada işlem gören 1695 hisse senedini içermekte ve geometrik ortalama

¹ DJTA 20 hisse senedini içerir.

² DJUA 15 hisse senedini içerir.

³ Kamuya ait bölgesel gaz ve elektrik kuruluşları.

formülü ile hesaplanmaktadır.⁴

((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/endeksler.sflb.ashx, 08 Mayıs 2010, s.4)

Şirketlerin piyasa değerlerinin (market capitalization) kullanıldığı formüllerle:

Bu tür endekslerde, piyasayı temsil etmesi için oluşturulan endeks portföyünün değerindeki artış veya azalışlar endekste ki artış veya azalışları verir. Endeks, toplam piyasa değeri, piyasa değerinin bir kısmı (halka açık kısım, alım satıma konu olabilecek kısım, endeksin hesaplandığı borsa kotunda bulunan kısım vb...) veya eşit ağırlıklı olarak hesaplanabilmektedir.

((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/endeksler.sflb.ashx, 08 Mayıs 2010, s.4)

Piyasa değeri ağırlıklı endekslere örnek olarak S&P 500, TOPIX, Financial Times (FT 100), NYSE Composite ve İMKB endeksleri verilebilir. Bunlardan İMKB endeksleri şirketlerin toplam piyasa değeri değil, merkezi kayıt kuruluşu (MKB) kaydında bulunan ve alım-satıma konu olabilecek hisse senetlerinin piyasa değeri ağırlıklı olarak hesaplanmaktadır. NYSE Composite endeksi ise new york borsası'nda işlem gören, alım satıma konu olabilecek hisse senetlerinin piyasa değeri ağırlıklıdır.

Standard & Poor's 500 endeksi, NYSE, AMEX ve NASDAQ'da işlem gören 500 şirketin hisse senetlerini içerir ve toplam piyasa değeri ağırlıklıdır.

Japonya'da ise TOPIX Endeksi Tokyo Borsası'nın 1. Pazarında işlem gören yaklaşık 1500 şirketi kapsar. Piyasa değeri ağırlıklı olan bu endeks, her 60 saniyede bir hesaplanıp duyurulmaktadır. TOPIX endeksinin 33 endüstri grubu için ayrı ayrı hesaplanan alt endeksleri (sub-indices) dışında, şirketlerin çıkardıkları toplam hisse miktarlarına göre gruplama yapılması sonucu elde edilen 3 endeks ile Tokyo Borsa'sının 2. Pazarında işlem gören hisse senetlerini kapsayan bir endeks de hesaplanmaktadır. İngiltere'de ise Financial Times endeksleri hesaplanıp yayınlanmaktadır. Bunların en önemlisi olan "FTSE 100 Share Index" piyasa değeri ağırlıklıdır ve 100 hisse

⁴ Buna göre, endeks kapsamındaki her hisse senedinin fiyatı, bir önceki işlem günündeki fiyata bölünür. Bulunan rakamlar birbiriyle çarpıldıktan sonra, sonucun 1695. kökü alınır. Bu rakamın bir önceki endeks değeri ile çarpımı endeksi verir.

senedini içerir. Eşit piyasa değeri ağırlıklı endekslerde, endekse dahil her bir hisse senedine eşit piyasa değeri ve hisse senedinin gerçekleşen son fiyatına göre o piyasa değerini verecek hisse adedi belirlenir. ((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/endeksler.sflb.ashx, 08 Mayıs 2010, s.4, s.5.)

Örneğin endekste her bir hisse senedi için belirlenen piyasa değeri 10.000 Türk Lirası ve A hisse senedinin en son fiyatı 20 Türk Lirası ise, endeks portföyüne A hisse senedinden 500 adet alınacaktır. Bu yöntemle tüm hisse senetlerine endekste eşit ağırlık verilmiş olur. AMEX Retail Endeksi ile Morgan Stanley Consumer Endeksi bu yöntemle hesaplanan endekslerdendir.((Erişim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/endeksler.sflb.ashx, 08 Mayıs 2010, s.5.)

❖ Endeks Getirileri

Finansal alanda çok kullanılan getiri kavramı genel olarak, herhangi bir yatırımcının belli bir zaman periyodunda yapmış olduğu bir yatırımdan, ne ölçüde kâr ya da zarar elde edebileceğini gösteren ve sıklıkla matematiksel olarak endeksler üzerinden hesaplanan bir orandır. Literatürde endeks getirilerinin hesaplanmasında bir çok yöntem izlenmektedir. En çok kullanılan iki yöntem aritmetik ve logaritmik (sürekli) getiri oranlarıdır.

V_i ; bir yatırımın başlangıç anında aldığı değeri, V_f ise bir yatırımın başlangıç değerinden sonraki bir anda aldığı değeri göstermek üzere;

$$* \text{ Aritmetik Getiri: } r_{\text{arit}} = \frac{V_f - V_i}{V_i}$$

$$* \text{ Logaritmik ya da Sürekli Bileşik Getiri: } r_{\text{log}} = \ln \left(\frac{V_f}{V_i} \right)$$

getiri oranları bu şekilde hesaplanır. (Rate of return, From Wikipedia, the free encyclopedia, (Erişim) http://en.wikipedia.org/wiki/Rate_of_return , 08 Mayıs 2010)

❖ Seans Kavramı

Bir menkul kıymetin, ilgili olduğu pazarda, işlemlerinin başlatıldığı an ile bitirildiği an arasında geçen süre “Seans” olarak adlandırılır. Borsa’da işlem gören menkul kıymetler, her gün belirli saatler arasında alınıp satılmaktadırlar. Bu işlem sürecine "Borsa Seansı" adı verilmektedir. Aynı pazarda işlem gören tüm menkul kıymetlerin seansı aynı anda başlar ve biter.(Erişim)[http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim Setleri/imkb hisse sene tleri piyasalar%c4%b1.sflb.ashx](http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/imkb_hisse_sene_tleri_piyasalar%c4%b1.sflb.ashx), 08 Mayıs 2010, s.3.)

❖ İşlem Miktarı ve İşlem Hacmi

Bir piyasada, bir seansta ya da belli bir dönemde alınıp satılan (el değiştiren) menkul kıymet adedine “İşlem Miktarı” adı verilir. Borsa’da, her işlem günü, her iki seansın işlemleri için ayrı ayrı hisse senedi bazında işlem miktarı yayınlanır.

“İşlem Hacmi” ise, gerçekleşen her sözleşmedeki işlem miktarı ile işlem fiyatlarının çarpılması sonucu bulunan miktardır. Tüm hisse senetlerinin işlem hacimleri toplamı, Hisse Senetleri Piyasasının toplam işlem hacmini oluşturur.(Erişim)[http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim Setleri/imkb hisse senetleri piyasalar%c4%b1.sflb.ashx](http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/imkb_hisse_senetleri_piyasalar%c4%b1.sflb.ashx), 08 Mayıs 2010, s.3.)

❖ İşlem Birimi

Bir sermaye piyasası aracının, kendisi ya da katları ile işlem yapılabilecek asgari sayısını ya da değerini ifade eder. Hisse senetleri piyasası'nda işlem birimi olarak lot kullanılır. Borsa Yatırım Fonu işlem

sıralarında ise işlem birimi bir adet katılım payı ve katlarıdır. (Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/imkb_hisse_senetleri_piyasalar%c4%b1.sflb.ashx, 08 Mayıs 2010, s.3.)

1.2.3. Borsaların Ekonomideki Görevleri

Menkul kıymet borsalarının ekonomide önemli görevleri vardır. Belli başlı görevler arasında; likitide sağlama, ekonomiye kaynak yaratma, sermaye mülkiyetini geniş alanlara yayma, ekonominin göstergesi olma, uzun vadeli yatırımların kısa vadeli tasarruflarla finansmanını sağlama, menkul kıymetlerle ilgili bilgilere kolay ulaşma, güvence sağlama ve sanayide yapısal değişiklikleri kolaylaştırma sayılabilir.

((Erişim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/borsalar%c4%b1n_ekonomik_i%c5%9flevleri.sflb.ashx, 08 Mayıs 2010, s.2.)

Likitide sağlama işlevi olarak borsalar, daha önce ihraç edilmiş menkul kıymetler için sürekli bir pazar oluşmasını sağlar. Her menkul kıymeti her an almak veya satmak mümkün olacağından, menkul kıymetin pazarlanabilirliği yani likiditesi sağlanmış olur. Bu ortamda mali varlıklar yatırımcılar arasında kolaylıkla ve en az maliyetle el değiştirir. Borsalar halkın elindeki menkul kıymetlerin en kolay paraya çevrildiği yerlerdir. Borsalar ikincil piyasada menkul kıymetlerini elinden çıkaran kimselere birincil piyasadan yeniden menkul kıymet alma imkanını sağlar. Böylece, birincil piyasadaki menkul kıymet ihraçlarına talep artar. Diğer yandan, ihraçtan veya ikincil piyasadan menkul kıymet satın alan bir kimse bunları elinden çıkarmak istediği veya zorunlu kaldığı zaman bunda güçlük çekerse bir daha menkul kıymet satın almak istemeyecektir. Daha önemlisi, kısa veya uzun bir süre sonra başka bir işte lazım olacak parayı menkul kıymetlere yatırmayacaktır.

Borsalar tasarruflara hareket ve canlılık kazandırmaktadır. Menkul kıymetler borsaları, menkul değerler arzı ile talebinin karşılaştığı bir piyasadır. Borsalar fon talep edenler, tasarruflarını değerlendirmek isteyenler

ve ellerinde menkul değer bulundurup da bunları satmak isteyenler için kurulmuş bir pazardır. Böylece borsalar, menkul değer ihraç eden şirketler ve kuruluşlar için bu değerleri en iyi şekilde pazarlayabilecekleri bir piyasa olmaktadır. Piyasa ekonomisinin hakim olduğu bir ortamda ekonomideki tasarruf seviyesinin yükseltilmesi ve tasarrufların en verimli yatırım alanlarına kaydırılması şeklinde ortaya konulabilen kaynak sorununun çözümlenebilmesi için etkin bir piyasanın olması gereklidir. Böyle bir piyasada, bütçe açığını borçlanmak suretiyle karşılamak isteyen veya elinde bulunan ticari işletmeleri şirket haline getirerek bunların hisse senetlerini halka satmak isteyen devletin, kısa veya uzun vadeli borç senedi çıkararak borçlanmak isteyen özel sektörün ve hisse senedi çıkararak sermayesine ortak olacak yeni kişi ve kurumlar arayan sınai şirketlerin karşılaşacakları yer menkul kıymetler borsalarıdır.

((Erişim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/borsalar%c4%b1n_ekonomik_i%c5%9flevleri.sflb.ashx, 08 Mayıs 2010, s.2.)

Borsalar, halka açılmayı ve bu yolla sermayenin tabana yayılmasını teşvik eder. Piyasada etkinlik yoksa ancak blok halinde hisse senedi satışları yapılabilir. Etkin ikinci el piyasalarda çok kişiye küçük miktarlarda satış yapılarak sermayenin tabana yayılması mümkün olur. Şirketteki kontrolünü başka büyük bir ortağa devretmek istemeyen ortak açısından bu nokta çok önemlidir. Ayrıca, menkul kıymetlerini borsaya kote ettirebilen ortaklıklar çeşitli avantajlar elde eder. Kotasyon, şirkete tanınma olanağı sağlar. Ortaklıklar, borsanın yaratmış olduğu teşvik ortamından yararlanarak, menkul kıymetlerini halka kolaylıkla satabilir. Diğer bir deyimle borsalar, halka açılmayı ve pazarlamayı kolaylaştıran aracı kuruluşlar olmaktadır. Bu durumda sermaye mülkiyeti topluma yayılmakta ve küçük tasarruflar büyük teşebbüslere ortak olmaktadır. Borsalarda hergün yüzlerce hisse senedi ve tahvil işlem görmekte, bunların fiyatları hemen yayınlanmaktadır. Böylece bu tür menkul değerleri çıkarmış bulunan kuruluşlar, sürekli bir sınav ve değerlendirmeye tabi tutulmuş olurlar. Menkul değerlere olan talebin şiddetine ve sunulan menkul değerlerin hacmine göre, fiyatlar sürekli olarak değişir. Fakat borsada menkul değerlerin fiyatını etkileyen asıl faktör bunları

ihraç eden şirketlerin mali bünyeleri, başarı dereceleri ve kârlılık durumlarıdır. Eğer şirket başarılı ise hisse senetleri için talep arttığı gibi, fiyatlar da yükselir. Böylece borsada oluşan fiyatlar tasarruf sahipleri, yatırımcılar, teşebbüs yöneticileri ve iktisatçılar için çok yararlı bir gösterge olmaktadır. ((Erişim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/borsalar%c4%b1n_ekonomik_i%c5%9flevleri.sflb.ashx, 08 Mayıs 2010, s.2.)

Borsada kote edilen hisse senetlerine göre düzenlenen menkul değer fiyat endeksleri, ülkenin genel ekonomik gidişi hakkında toplu fikir veren ve gelecek hakkında önceden tahminler yapmaya yarayan veri niteliğindedir. Enflasyonun, yatırımların, gelişme ve kalkınmanın, ekonomi dışı etkenlerin, örneğin savaş tehlikesi, politik istikrarsızlık gibi durumların ekonomideki etkilerinin en iyi izlenebildiği yerlerden biri borsalardır. ((Erişim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/borsalar%c4%b1n_ekonomik_i%c5%9flevleri.sflb.ashx, 08 Mayıs 2010, s.3.)

Şirketler açısından, borç doğurucu araçların ihracında söz konusu olan "vade" kısıtının etkisini azaltır. Şirketler pazarlama güçlüğünden dolayı uzun vadeli araçlar ihraç etmekte zorluk çekerler. Bu durum uzun vadeli borçlanmanın maliyetinin olması gerekenden daha yüksek olmasına yol açmaktadır. İkinci el piyasa etkin çalışıyorsa bu kısıt ve ek maliyetler ortadan kalkar. Birinci el piyasalardaki vade, fiyat ve diğer koşulların belirlenmesinde kullanılacak bilgileri sağlar. Bu durum, şirketlerin daha objektif bilgilere dayanarak kaynak maliyeti hesaplamalarına olanak tanır; birinci el piyasada sınırlı kaynakların en etkin alanlarda kullanılması sağlanır. İkinci el piyasalarda kullanılacak fiyat ve oranların belirlenmesinde borsalarda oluşan fiyat ve oranlar dikkate alınır.

Borsa bülteni ve diğer basın yayın organları vasıtasıyla borsada oluşan fiyat ve oran bilgileri yatırımcılar tarafından en ucuz maliyetle ve kolaylıkla edinilir.

Borsalar, yatırımcının korunmasını sağlar. Menkul kıymetlerinin, borsa kotuna alınması ve borsada işlem görebilmesi için şirketler belirli koşulları sağlamak zorundadır. Bir anlamda, bu şirketler sürekli olarak denetim ve

gözetim altındadır ve bu şirketlerle ilgili bilgiler yatırımcıların korunması amacıyla en kısa sürede kamuya açıklanır.

Şirketlerin gelişme trendleri, Borsa'daki hisse senedi fiyatlarına yansıtılır. Özellikle bir şirketin mali bakımından zayıf olması halinde, aynı alanda çalışan diğer sermaye grupları bu şirketin hisselerini toplayarak zayıflayan şirkete taze kan aşırlar. Birleşme, füzyon ve ele geçirme şeklinde adlandırılan işlemlerde borsaların sağladıkları kolaylık büyüktür. Böylece "takeover bid" şeklinde isimlendirilen işlemler sonucu, durumu zayıflayan şirketlerin hisse senetlerinin kamuya çağrıda bulunarak toplanmasıyla, mali çöküntü önlenmekte ve tasarruf sahiplerinin zararları azaltılmaktadır. Aleni alım teklifleri zayıf düşmüş şirketlerin durumlarını düzeltmek için yararlı bir operasyon olmakta ve çoğu kez bu tür şirketlerin hisse senetlerinin değer kaybını önlemektedir. Bu tür operasyonlar borsanın düzenleyici rolü ve gözetimi olmadan gerçekleşemez. ((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/borsalar%c4%b1n_ekonomik_i%c5%9flevleri.sflb.ashx, 08 Mayıs 2010, s.3.)

1.3. OYNAKLIK (VOLATİLİTE) KAVRAMI

Bu bölümde finans alanında oynaklık veya volatilité kavramının ne anlama geldiği ve ekonomik anlamda ortaya çıkardığı sonuçlar hakkında genel bilgi verilecektir. Bunun yanısıra hisse senetleri piyasasında uygulanan ve oynaklığın analiz edildiği bazı akademik çalışmalara da bu bölümde yer verilecektir. Bu çalışmalara, ilerki bölümde İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) Endeksi'ndeki oynaklık yapısının, son zamanlarda ülkemizi etkileyen iki önemli kriz döneminde ne durumda olduğunu inceleyeceğimiz analizimize de ışık tutacaktır. Ekonometrik anlamda oynaklık yapısının analiz edilmesinde kullanılan tekniklere bir sonraki bölümde değinilecektir.

Finans literatüründe oynaklık(volatilité), bir menkul kıymetin fiyatının veya piyasanın genelinin kısa bir zaman aralığı içerisinde gösterdiği

dalgalanma özelliği olarak ifade edilebilir. Oynaklığı yüksek bir menkul kıymetin fiyatında hızlı değişim ve aşırı dalgalanma özellikleri görülür. ("Borsa Terimleri Sözlüğü", Koç Üniversitesi Borsa Kulübü Web sitesi, (Erişim) <http://borsa.ku.edu.tr/dokumanlar/Borsa%20Terimleri%20Sozlgu.pdf>, 08 Mayıs 2010, s.22)

Zaman içerisinde bir finansal seride ne kadar dalgalanma olursa, oynaklık da o kadar fazla olur. Diğer bir ifade ile oynaklık, piyasadaki risk ortamını temsil eder. Riskli bir piyasa ortamında bir menkul kıymete yatırım yapmak, pek tabi ki cazip bir durum olmaktan çıkmaktadır. Piyasada öngörülemeyen veya beklenmedik bazı olgular sonucunda hisse fiyatları sürekli değişim göstermektedir. Fiyatlara ilişkin belirsiz olgular yoğun olduğundan net bir kestirim durumu söz konusu olmamaktadır. Buna karşın oynaklık kavramı üzerine yoğunlaşıp belli bir zaman periyodunda fiyatların gidişatı tahmin edilmeye çalışılmaktadır. Özellikle ekonomik krizler döneminde artan belirsizlikler yatırımcıları doğrudan etkileyerek fiyatların ne yönde değişeceği üzerine tahmin yapmalarını zorlaştırmaktadır.

Risk ve belirsizlik kavramı her alanda olduğu gibi finans alanında da mevcut olan kavramlardır. Borsada yatırım yapan şahısların ya da şirketlerin sıkça risk ve belirsizlikten etkilendikleri aşikâr olmakla birlikte bu gibi durumlardan en az zararla ayrılmak amacıyla çeşitli yollar izlemektedirler. Yatırımların ilgili hisselerle yapıp bundan belli oranlarda kazanç elde etmek, şüphesiz ki istenilen bir durumdur ancak bu durum pek tabi ki her zaman gerçekleşmemektedir. Riskin en aza indirgenmesi, piyasaların durumunun sürekli takip edilmesi ve piyasa koşullarının ileride izleyebileceği gidişata yönelik kestirimlerin elde edilmesi, yatırımcılar açısından önemlidir. Bu bağlamda oynaklık ya da volatilité kavramının iyi analiz edilmesi gerekmektedir.

1.4. OYNAKLIĞIN HİSSE SENEDİ PİYASASINA ETKİLERİ

Finansal alanda özellikle hisse senedi piyasalarında oynaklık kavramına yol açan pek çok sebep bulunmaktadır. Dünya ekonomisinin küreselleştiği ve tüm ekonomilerin birbiri ile etkileşim içerisinde olduğu günümüzde, ekonomik açıdan gelişmiş ülkeler finansal yapıları itibariyle, piyasalar üzerinde etkin rol üstlenmektedirler. Bu tipten ülkelerin ekonomilerinde yaşanabilecek olumsuz bir durum, az gelişmiş ve gelişmekte olan ülke ekonomilerini de negatif yönde etkilemektedir. Bunun en yakın örneği, kısa süre önce yaşadığımız ve etkisi kısmen devam etmekte olan 2008 Küresel Ekonomik kriz döneminde yaşanmıştır. 2007 yılı ortalarında Amerika Birleşik Devletleri'nde konut (mortgage) kredilerinin geri ödemelerinde yaşanan aksaklıklar sebebiyle konut fiyatlarında yaşanan düşüş ve bunun sonucunda mortgage yükümlülüklerinin artması ile başlayan kriz, 2008 yılının Eylül ayında da ABD'deki bazı banka ve sigorta şirketlerinin batması ve mali sıkıntıya girmesiyle daha da derinleşerek tüm dünya ekonomisini büyük ölçüde etkilemiştir. (TOBB, 2010: 3-5) Dünya genelinde borsalarda ise, durum bundan farklı değildir. Küresel kriz en başta gelişmiş ülkelerin piyasalarını adeta çalkaladıktan sonra hızla diğer ülkelere de sıçramıştır. Borsalarda 2006 yılına göre, yaklaşık 25 trilyon dolarlık kayıplar yaşanmış, Merrill Lynch, Lehman Brothers gibi pek çok büyük finans kuruluşu iflas etmiştir. Bu durum sonucunda Amerika Birleşik Devletleri'nde yatırım bankacılığı tarihe karışmıştır. Amerikan doları ve üst düzey borsalarda yaşanan aşırı oynaklık, hızla tüm dünya borsalarını ve yatırımcıları etkilemiştir. Bu dönemde, özellikle hisse senetlerine yatırım yapanlar çok kayba uğramıştır.

Hisse senedi oynaklığı bu gibi kriz ve finansal olumsuzluklardan etkilendiği gibi ayrıca, tüketim harcamalarını ve ekonomik anlamda gelişmeyi de olumsuz yönde etkilemektedir. Örneğin, 19 Ekim 1987 krizinden sonra, Amerikalı uzmanlar ekonomik gelişimde önemli düşüşler gözlemlemişlerdir. Bu araştırmacılar, hisse senedi fiyatlarındaki düşüşün, tüketici harcamalarını azalttığını öne sürmüşlerdir. Buna göre çalışmalarda, tüketicilerin

güvenlerindeki zayıflama, daha sonraki harcamalarına negatif yönde etki ettiği ortaya koyulmuştur. Bununla birlikte, hisse senetleri fiyatlarındaki volatilité, yatırım harcamalarını da zayıflatmaktadır. Bu bağlamda yatırımcılar, oynaklığı bir risk unsuru olarak algırlarlar. Yüksek volatilité dönemlerinde yatırımcılar, yatırımlarını ya ertelerler ya da daha risksiz alanlara yöneltilirler. Ayrıca, oynaklığın yüksek olduğu durumlar, finansal sistemin fonksiyonunu olumsuz yönde etkiler ve yapısal düzenleyici değişimlerin gerekliliğini de ortaya çıkarır. (Davis, 1990: 4)

Oynaklığın yatırımcılar için olumsuz yanı, oynaklığın ortaya çıkmasına neden olan bu ani iniş ve çıkışların mutlak olarak belirli bir temel nedene bağlı olmamasıdır. Bu kısmen yapay dalgalanmalar da, özellikle küçük yatırımcıyı piyasadan uzaklaştırarak işlem hacmine olumsuz yönde etki yapmaktadır. Bu da, borsanın derinlik kazanmasını engellemektedir. Bu bağlamda, oynaklığın kaynaklarının araştırılması ve bunun ekonomideki temel gelişimlerden ne denli etkilendiğinin irdelenmesi gerekmektedir. (Yüzbaş, 2002: 30-31)

Literatürde hisse senetleri piyasasında oynaklığın yapısı incelenirken, genellikle borsa getiri oranları temel alınır. Nitekim oynaklık, getirilerin belli bir ortalamaya göre aşırı derecede hareketlenme durum olarak da ifade edilmektedir. Getiriler incelenirken bununla yakından ilişkili olduğu kabul edilen işlem hacmi de önem arz etmektedir. Hisse senedi getirileri üzerine yapılmış çalışmalarda çok büyük bir öneme sahip olan, fiyat ve fiyat oynaklığı üzerinde etkisi olduğu düşünülen işlem hacmi, bir piyasadaki yatırımcıların piyasaya gelen yeni haberlere kümülatif tepkisini yansıtmaktadır. Aynı zamanda işlem hacmi; piyasaya etki eden, gözlenemeyen bilgi akışını ölçen önemli bir göstergedir. (Andersen, 1996: 169-204 ve Lamoureux, Lastrapes, 1990: 221-229) İşlem hacmi sadece piyasa bilgileri üzerinde önemli bir rol oynamamakta, aynı zamanda piyasadaki yatırımcıların beklentilerindeki değişimlerle ilgili bilgileri de yansıtmaktadır. (Harris, Raviv, 1993: 479-506)

Ekonometrik olarak oynaklık yapısının modellenmesi ve borsalar üzerinde bu anlamda uygulanan çeşitli analizler, literatürde bol biçimde mevcuttur. Özellikle finansal piyasalarda son zamanlarda gözlenen dönemsel

oynaklıklar, bu yapıların tahmin edilmesi üzerine birçok tekniğin gelişmesine de sebep olmuştur. Çalışmanın ikinci bölümünde bu tekniklere yer verilip literatürde çeşitli borsalar üzerinde uygulanmış analizlere ve sonuçlarına yer verilecektir.

İKİNCİ BÖLÜM

HİSSE SENETLERİ PİYASASINDA OYNAKLIK YAPISININ MODELLENMESİ

Finansal piyasalardaki oynaklık yapısının modellenmesi aşamasında çok çeşitli yöntemler bulunmaktadır. Bu bölümde, ekonometrik literatürde oynaklık yapısı gösteren zaman serilerinin nasıl analiz edildiği ve ne gibi modeller yardımı ile yapılarının belirlendiği incelenmiştir. Dördüncü bölümde İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB)'nin getiri oranlarının oynaklık yapısının belirlenmesine, burada anlatılacak olan modeller ışık tutacaktır. Dördüncü bölümde, ülkemizi finansal ve mali açıdan etkileyen iki kriz döneminde, getiri oranlarının oynaklık yapısının tespit edilmesi ve karşılaştırma imkânını bize sunacak olan modeller, genel anlamda zaman serilerinde değişen varyans durumunun ortaya çıkmasında kullanılmaktadır.

Regresyon analizinin temel dayanağı olan Klâsik En Küçük Kareler (KEKK) yönteminin önemli varsayımlarından olan hata teriminin sabit varyansa sahip olması varsayımının ihlâl edildiği durumlarda, değişen varyans modelleri kullanılmakta ve bu modeller ile oluşturulan parametre tahminleri, anlamlı sonuçlar vermektedir. Bu bölümde, öncelikle koşullu değişen varyans modelleri tanıtılmış ve bunların finansal oynaklık (volatilitenin) yapısının modellemesinde ne gibi avantajlar sağladığı açıklanmıştır.

2.1. DEĞİŞEN VARYANSIN NİTELİĞİ

Klâsik doğrusal regresyon modelinin önemli bir varsayımı, ana regresyon fonksiyonunda görünen hata teriminin (u_i) sabit varyanslı olduğunu ileri sürer. (Gujarati, 2001: 355-356)

$$E(u_i^2) = \sigma^2 \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

Bu durumun söz konusu olmadığı durumlarda, i 'nin alacağı her değer sonrasında varyansın değiştiği gözlemlenir ve Klâsik En Küçük Kareler (KEKK) varsayımı ihlâl edilmiş olur.

$$E(u_i^2) = \sigma_i^2 \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

a) Değişen Varyansın Nedenleri

Genel olarak değişen varyansın nedeni olarak görülebilecek dört ana durum söz konusudur:

★ Hatasını öğrenen modeller:

Örneğin, araba kullanma tecrübesi arttıkça hem trafik hataları hem de bunların varyansı azalır. Ayrıca dersi alttan alan bir öğrencinin, artık hatasını bildiği için ikinci seferde puanını yükseltebilir. Böylece ilk kez alanlarla arasında fark oluşur.

★ Veri derleme yöntemleri:

Veri derleme teknikleri geliştikçe varyans küçülür. Yani artık ortalamadan çok fazla sapma oluşmaz.

★ Aykırı değerlerin (outliers) mevcut olması:

Serinin çok uçtaki aşırı değerleri ortalamadan sapmalara neden olur.

★ Model kurma hataları:

Özellikle gerekli açıklayıcı değişkenlerden biri ihmal edildiğinde de değişen varyansa rastlanmaktadır.

((Erişim)http://bilgiteknoloji.net/ekonometri/ekotest/e04_degisen_varyans.asp, 15 Mayıs 2010)

Değişen varyans durumunda KEKK tahminçileri doğrusal ve sapmasızdır ama etkin değildir. Yani en iyi, doğrusal, sapmasız ve tutarlı

kavramlarının hepsi birden sağlanmaz. Parametre tahminlerinin varyansları da genellikle olduğundan büyük çıkar. Bunun sonucunda t testi genellikle olduğundan küçük bulunur. Yani anlamlı bir katsayının anlamsız olarak yorumlanması muhtemeldir. Basit regresyonda $t^2 = F$ olduğu için F testi de yanıltıcı olur. Değişen varyans araştırması için grafik yöntemi ve bazı testler kullanılmaktadır. Grafik üzerindeki değişkenin durumuna göre hata teriminin artan veya azalan olmaması, sabit olup belli bir ortalama etrafında dağılması gerekir. ((Erişim)http://bilgiteknoloji.net/ekonometri/ekotest/e04_degisen_varyans.asp, 15 Mayıs 2010) Değişen varyans sorununa kesit verilerinde, zaman serisi verilerine oranla daha çok rastlanmaktadır. Kesit verilerinde, zaman içinde bir noktada, tekil tüketiciler ya da onların aileleri, firmalar, sanayiler, ya da bölge, ülke, kent gibi coğrafi bölünmeler türünden bir anakütlenin üyeleriyle ilgilenilir. Dahası bu birimler küçük, orta, büyük firmalar ya da düşük, orta, yüksek gelirler gibi değişik büyüklüklerde olabilirler. Öte yandan zaman serisi verilerinde, değişkenler benzer büyüklüklerde olma eğilimindedirler, çünkü genellikle aynı birimin zaman içindeki verileri derlenir. (Gujarati, 2001: 359)

Literatürde değişen varyans yapılarının analiz edildiği modellerde iki tip durum söz konusudur. Bu durumlar, değişen varyansın koşulsuz ve koşullu olduğu durumlardır. Değişen varyansın koşulsuz olduğu durumda, artıkların koşulsuz varyansı zaman içinde değişmez iken, koşullu olduğu durumda ise, artıkların varyansı geçmiş dönem gerçekleşmiş bilgi setine koşullu olarak zamanın bir fonksiyonu olmak üzere değişebilmektedir. Değişen varyansın formuna ait yapılan bu iki varsayımda da en önemli ortak özellik, koşulsuz varyansın sonlu olması gerektiği yönündedir. Koşulsuz değişen varyanslı modellerdeki tek kısıt, varyansın sonlu olmasını sağlamak amacı ile regresyon parametrelerine getirilmiştir. Diğer taraftan, koşullu değişen varyanslı modellerdeki koşulsuz varyansın elde edilebilmesi için varyansın tanımlandığı denklemde istatistiksel bekleyişlerin alınması gereklidir. Bu nedenle değişkenler tesadüfi olacaklardır. Koşullu varyansa ait denklemin modele alınması ile birlikte, regresyon süreci karmaşık bir yapı ile işlemeye başlayacak ve özellikle finansal değişkenlerde hesabına ihtiyaç

duyulan volatilitenin (oynaklığın) elde edilmesi artık olanaklı hale gelecektir. (Gökçe, 1998: 5)

2.2. OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (ARCH) MODELİ

Geleneksel ekonometrik modellerde varyansın sabit olduğu varsayılır. Ancak çoğu zaman güncel hayatta ekonomik zaman serileri olağandışı oynaklık (volatilité) periyodları sergilemektedir. Bu gibi durumlarda sabit varyans varsayımı uygun değildir. Serinin koşullu varyansını kestirmek isteyeceğimiz durumlar söz konusu olabilir. Volatilitéyi tahmin etmemizde yardımcı olan bağımsız değişkenlerin açıkça ifade edilmesi varyansın kestiriminde bir yaklaşımdır. En basit durumu düşünersek;

$$y_{t+1} = \varepsilon_{t+1}x_t$$

burada; y_{t+1} = ilgilenilen değişken, ε_{t+1} , σ^2 varyanslı beyaz gürültü sürecine sahip hata terimi, x_t = t döneminde elde edilebilen bağımsız değişkeni ifade etmektedir.

Eğer $x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots$ sabit olursa, $\{y_t\}$ dizisi sabit varyanslı beyaz gürültü sürecine benzer. Ancak $x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots$ eşit olmaz ise; bu durumda y_{t+1} 'in varyansı x_t 'nin elde edilebilen değerlerinin koşuluna bağlıdır.

$$Var(y_{t+1} | x_t) = x_t^2 \sigma^2$$

Burada y_{t+1} 'in koşullu varyansı x_t 'nin elde edilen değerlerine bağlıdır. t zamanında x_t 'nin değeri elde edilebilirse, x_t 'nin gerçekleşen değeri üzerinden y_{t+1} 'in koşullu varyansı şekillendirilebilir. y_{t+1} 'in varyansı x_t^2 'nin büyüklüğü ile doğru orantılıdır. Bunun ötesinde, eğer x_t 'nin izleyen değerleri pozitif seri korelasyon sergiliyor ise (x_t 'nin büyük bir değerini, x_{t+1} büyük bir değerle takip etme eğiliminde ise), y_t dizisinin koşullu varyansı da pozitif korelasyon sergiler. Bu durumda x_t dizisi, y_t dizisindeki volatilité periyodlarını açıklayabilir. Pratikte temel modelin regresyon eşitliğini logaritmik formda tahmin ederek değiştirmek mümkündür.

$$\ln(y_t) = a_0 + a_1 \ln(x_{t-1}) + e_t$$

Logaritmik dönüştürme sonucunda doğrusal bir regresyon eşitliği elde edildiğinden bu prosedürü uygulamak kolaydır. Klâsik en küçük kareler yöntemi, a_0 ve a_1 'in edilmesinde kullanılabilir. Bu yöntemdeki esas zorluk, değişen varyans için belirli bir neden varsaymasıdır. Bununla beraber yöntem, aynı zamanda x_t 'nin $\ln(y_t)$ 'nin ortalamasına etki etmesine sebep olur. Ayrıca bazı teknik durumlar da veri üzerinde bir dönüşüm gerektirir ve sonuçtaki serinin varyansı sabit olur. Bu varsayım ihlâl edilirse, verinin diğer başka dönüşümleri de gerekir. (Enders, 1995: 139-141)

Engle(1982) makalesinde ARCH yapısını tanıtmıştır. Bu yapı içinde değişkenin varyansı zaman içinde değişmektedir. Yani sabit varyanslılık durumu söz konusu değildir. Böylesine bir değişen varyanslılık, otoregrasif bir yapı içinde şekillenmektedir.

y_t bir tesadüfi değişken ise, değişkenin koşullu yoğunluk fonksiyonu $f(y_t|y_{t-1})$ şeklinde ifade edilerek, değişkenin cari döneme ilişkin tahmini, geçmiş değerlerine bağlı olacaktır. Böylece değişkenin beklenen değeri, koşul değişken olan y_{t-1} 'in değerinin bilinmesine bağlıdır. Bir dönem sonrası tahmine ilişkin varyans ise, $\sigma^2(y_t|y_{t-1})$ olacak ve koşullu tahmine ilişkin varyans yine geçmiş dönem bilgisine dayalı olacaktır. Geleneksel ekonometrik modellerde böyle bir yaklaşım söz konusu değildir. Bu nedenle koşullu varyansın geçmiş dönem değerlerine bağlı kalınarak tahmini, ekonometrik modellemeye yeni bir yaklaşım getirmiştir.

Birinci mertebeden otoregresif yapı ele alındığında,

$$y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ε_t hata terimi beyaz gürültü sürecine sahip olacaktır. Değişkenin koşul olmayan ortalaması sıfır iken, koşullu ortalaması ise γy_{t-1} olacaktır. Koşullu olmayan varyans, geleneksel ekonometri modellerinde varsayıldığı gibi sabit olacakken, koşullu varyans, tesadüfi değişkenin (y_t) geçmiş değerlerine bağlı olacaktır. (Bozkurt, 2007: 61) Model,

$$y_t = e_t y_{t-1} \quad (2)$$

şeklinde varsayıldığında, koşullu varyans $\sigma^2 y_{t-1}^2$ olacaktır.

$$\begin{aligned}
y_t &= e_t h_t^{1/2} \\
h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2 \\
\sigma(e) &= 1
\end{aligned} \tag{3}$$

Yukarıdaki eşitlik, ARCH modeli olarak adlandırılır. Normallik varsayımı altında,

$$\begin{aligned}
(y_t | \psi_{t-1}) &\sim N(0, h_t) \\
h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2
\end{aligned} \tag{4}$$

Genel bir ifade ile,

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

görünümü, p.nci mertepeden ARCH görünümü olacaktır. (Engle, 1982: 987-1007)

Bağımlı değişken, p.inci mertebeden doğrusal otoregresif katsayılar ve hata teriminin geçmiş dönem varyansları ile ifade edilecektir. Buna göre değişken, koşullu ortalama (m_t) ve koşullu varyans (h_t) ile ifade edildiğinde,

$$\begin{aligned}
m_t &= E(y_t | \psi_{t-1}) \\
h_t &= E[(y_t - m_t)^2 | \psi_{t-1}]
\end{aligned} \tag{5}$$

modelin tahmini koşullu ortalama ve varyansın birlikte tahminine bağlı olacaktır. Eğer varyans zaman içinde sabit kabul edilirse, koşullu olmayan varyans olarak kabul edilecektir.

ARCH modelinde, koşullu varyans ve koşullu olmayan varyans arasındaki farklılık göz önüne alınmalıdır. (Bozkurt, 2007:62) Koşullu varyans, hata terimlerinin geçmiş değerleri ile elde edilirken, koşullu olmayan varyans, klâsik regresyon modeli varsayımlarına dayanarak sabit kabul edilmelidir. Buna göre, en küçük kareler yöntemi eğilimli olmayan tahminler vermekle birlikte, ARCH yapısının en çok olabilirlik (maximum likelihood-ML) yöntemi ile çözümü daha etkin tahminler sunacaktır.

Bir ARCH yapısı (6) eşitliğindeki gibi düşünülürse;

$$\begin{aligned}
(y_t | \psi_{t-1}) &\sim N(y_{t-1}, \beta, h_t) \\
h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \alpha_2 e_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p e_{t-p}^2 \\
e_t &= y_t - y_{t-1} \beta
\end{aligned} \tag{6}$$

varyansın sabit olacağını düşünmek yanıltıcı olur. Bağımlı değişkenin varyansı, gözlemlenmiş değerler üzerine koşullu hale gelecektir.

$$\sigma(y_{t+1}|y_t) = y_t^2 \sigma^2 \quad (7)$$

Varyans, y 'nin geçmiş değerlerine bağımlı hale geleceği için sabit olmaktan çıkacak ve koşullu hale dönüşecektir. Bu nedenle klâsik en küçük kareler ile tahmin, parametrelerin eğilimli olmasına yol açacağı için, en çok olabilirlik yöntemi kullanılır ve (8) eşitliğine ulaşılır. (Bozkurt, 2007: 63)

$$L = -T/2 \log(2\pi) - 1/2 \sum_{t=1}^T \log(h_t) - 1/2 \sum_{t=1}^T e_t^2/h_t \quad (8)$$

ARCH modelinin yapısı gereği model üzerinde çeşitli kısıtlamalar mevcuttur. Bu kısıtlamalar genellikle α parametrelerine ilişkindir. Koşullu varyansın (h_t) pozitif olma şartı bulunduğu için, e_t 'lerin gerçekleşen tüm değerleri için pozitiflik şartı aranmaktadır. Bu koşulun gerçekleşebilmesi için ARCH denkleminde α_0 ve α_i parametreleri negatif olmamalıdır. Yani;

$$\alpha_0 > 0 \text{ ve } \alpha_i \geq 0, \quad i = 1, 2, \dots, q$$

kısıtları yazılır. (Engle, 1982: 987-1007)

(6)'daki ARCH(p) süreci göz önünde bulundurularak, e_t tesadüfi bir değişken olmak üzere, burada $e_t^2, e_{t-1}^2, \dots, e_{t-p}^2$ değerlerinin negatif olma durumu söz konusu olamaz.

Basit olarak ARCH(1) süreci dikkate alınırsa;

$$h_t = E(e_t^2|e_{t-1}^2) = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 \quad (9)$$

α_0 negatif olduğunda, e_{t-1} 'in yeterli küçüklükte alacağı değer ile koşullu varyans (h_t) negatif değere sahip olacaktır. Şayet, α_1 negatif olursa e_{t-1} 'in yeterli büyüklükte alacağı değer ile koşullu varyans (h_t) negatif hale gelecektir. Bu nedenle bu dengenin iyi bir şekilde oluşturulabilmesi amacı ile, α_1 'in sınırları $0 < \alpha_1 < 1$ olarak belirlenmelidir. (Gökçe, 1998: 19)

Modele ilişkin bir başka kısıt ise, ARCH(p) denkleminin karakteristik denklemine bağlı olarak geliştirilen durağanlık koşuludur. (6)'daki ARCH(p) modelinin karakteristik denklemi oluşturulursa,

$$1 - \alpha_1 \lambda - \alpha_2 \lambda^2 - \dots - \alpha_p \lambda^p = 0 \quad (10)$$

burada kovaryans durağanlık koşulunun sağlanması için denklemin karakteristik köklerinin $(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p)$ mutlak değerce birden büyük olması gerekir. (Higgins, Bera, 1992: 137-158) Burada denklemin dinamik istikrarının sağlanabilmesi için,

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$$

koşuluna gerek vardır. Bu koşul ihlâl edildiğinde sürecin varyansı sonsuza doğru gidecektir. (Engle, 1983: 286-301)

Bir değişkene ilişkin seri için öncelikle ARCH etkisinin olup olmadığı tespit edilmelidir. ARCH yapısının gözlemlendiği serilerde hata terimleri korelasyonlu değildir. Ancak varyans, geçmiş değerlere bağlıdır. Bu nedenle ARCH etkisinden ileri gelen anlamlı Durbin Watson istatistikleri elde edilir. Ancak birinci dereceden otoregresif bir yapıda Durbin-h testi kullanılırken, daha yüksek dereceden otoregresif yapılarda daha genel bir test olan Lagrange Multiplier (LM) testi kullanılması uygundur. (Madalla, 1992: 251)

$$y_t = \sum_{i=1}^k x_{it}\beta_i + e_t$$

$$e_t = \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + \dots + \rho_p e_{t-p} + \epsilon_t$$

$$e_t \sim N(0, \sigma^2)$$

LM testinde yukarıdaki denkleme göre yokluk hipotezi şu şekilde olacaktır:

$$H_0 = \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$$

Hipotez kabul edildiğinde otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşılabacaktır.

Hata terimlerinin karesi, sabit ve geçmiş değerleri ile regresyona tabi tutulursa,

$$\widehat{e}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \widehat{e}_{t-1}^2 + \alpha_2 \widehat{e}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \widehat{e}_{t-p}^2 \quad (11)$$

eşitliğinde,

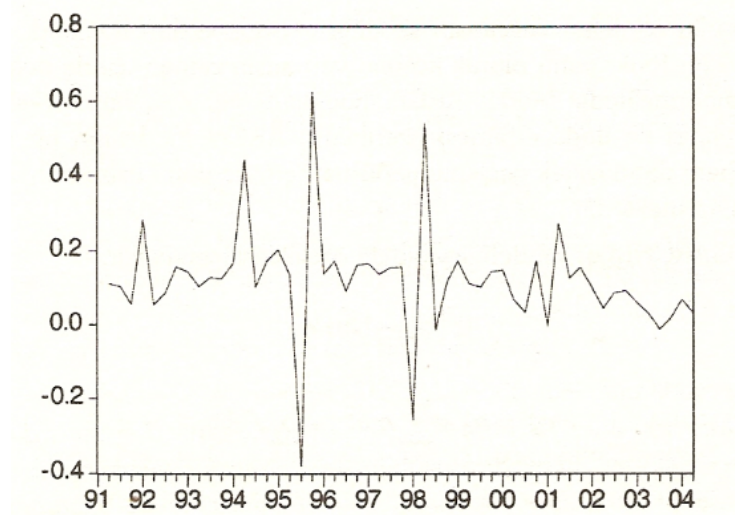
$$H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p$$

hipotezi test edilir. Eğer hipotez kabul edilirse, ARCH etkisinin olmadığı sonucuna varılır.

Hipotezin geçerliliği F testi ile veya nR^2 ile test edilir. (Bozkurt, 2007: 64)

$$nR^2 \sim \chi_p^2$$

nR^2 , p gecikme seviyesi ile χ^2 dağılımı gösterir. ARCH etkisi istatistiksel testlerin yanısıra grafiksel olarak da saptanabilir.



Grafik 1: Bir seride ARCH etkisinin görünümü

Grafik 1’de de görüldüğü üzere seri belirli bir ortalama etrafında ilerliyor görünse de, ani olarak iniş-çıkış sergileyerek dalgalanma yapısı göstermektedir. Bu durum, serinin ortalamada durağan, ancak varyansta durağan olmadığı anlamına gelmektedir. ARCH modelinde, serideki ani iniş-çıkışlar simetrik kabul edilmektedir. (Bozkurt, 2007: 65)

2.3. GENELLEŞTİRİLMİŞ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (GARCH) MODELİ

Otoregresif koşullu değişen varyans modelleri (ARCH) ile çalışılırken modelin iyi bir şekilde oluşturulması için bir önceki kısımda bahsetmiş olduğumuz kısıtlamaların yerine getirilmesi şarttır. Özellikle α parametrelerine ilişkin “negatif olmama” kısıtının çoğu zaman sağlanamaması ve modelin gecikme uzunluklarının çok olması gibi sorunlar, ekonometrisyenlerin çeşitli modeller geliştirmesini zorunlu kılmıştır. Bu bağlamdaki çalışmalar genellikle,

ARCH modelinin gecikme sayılarını kısıtlanmaya yönelik olmuştur. (Yüzbaş, 2002: 71) Buna ilişkin Cromwell, Labys ve Terraza (1994), ARCH(p) modelinde gecikme sayısı uzun iken, GARCH modeli ile bu durumun giderilmesini ve modelin daha kullanışlı hale getirilmesini belirtmişlerdir. (Cromwell, Labys, Terraza, 1994: 56)

Bollerslev(1986), Engle(1982)'in çalışmasındaki ARCH modelini geliştirerek GARCH modelini oluşturmuştur. Bu modelde Bollerslev(1986), koşullu varyansların ARMA (otoregresif hareketli ortalama) model yapısına uyduğunu belirtmektedir. Bu sayede model, hem esnek bir gecikme yapısına hem de uzun dönem bilgisine izin vermektedir. (Bozkurt, 2007: 66) Ayrıca bu model, ekonometrik ve finansal zaman serilerinin karakteristiklerini açıklamakta yeterlidir. (Hansen, Lunde, 2005: 873-889)

Hata modeli;

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t}$$

olarak ifade edilmekte ve burada v_t 'nin varyansının 1'e eşitliği söz konusudur ($\sigma_v^2 = 1$).

h_t ise şu şekilde tanımlanır:

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

Ayrıca, v_t beyaz gürültü sürecine sahip olmakla beraber, ε_t 'nin koşullu ve koşullu olmayan ortalamaları sıfırdır. ε_t 'nin beklenen değerine bakılırsa;

$$E(\varepsilon_t) = E(v_t \sqrt{h_t}) = 0$$

olarak elde edilir. ε_t 'nin koşullu varyansı $E_{t-1}(\varepsilon_t^2) = h_t$ şeklinde ifade edilir.

ε_t , en küçük karelerden elde edilen stokastik bir süreç ve Ψ_t ise t dönemine ait bilgi setini ifade etmek üzere, GARCH (p,q) süreci;

$$(y_t | \Psi_{t-1}) \sim N(x_t \beta, h_t)$$

(12)

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

$$\varepsilon_t = y_t - x_t\beta \quad (13)$$

denklem seti ile modellenirken, burada q, ARCH için gecikme uzunluğunu, p ise GARCH için gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. (Bollerslev, 1986: 307-327)

p = 0 ve q = 1 durumunda model, birinci sıra ARCH modeline dönüşecektir ve GARCH(0,1) şeklinde simgeleneyecektir. Bu durumda tüm β_i parametreleri sıfıra eşit olacak ve GARCH(p,q) modeli ARCH(q) modeline eşit olacaktır. Burada GARCH modelinin kullanımı ile elde edilen fayda açıktır: Eğer kullanılan ARCH(q) modeli yüksek sıra gecikme içeriyorsa, GARCH(p,q) modeli belirlenme ve tahmin aşamasında daha fazla kolaylıklara sahip olacaktır çünkü, GARCH modeli, parametre sayısı bakımından ARCH modeline göre daha tutumludur. (Gökçe, 1998: 54) Bu yeni modelin, (12) ifadesi ile birlikte sunulan kısıtlamaları ile, tüm parametrelerin pozitif olma zorunluluğunun sağlanması gerektiği düşünüldüğünde, hem tahmin aşamasında, hem de bu kısıtın yerine getirilmesi aşamasında ne kadar yarar sağladığı görülebilir. (Enders, 1995: 147)

Model, zaman içinde değişken özellik gösteren koşullu varyansın, otoregresif ve hareketli ortalama bileşenleri ile açıklanabilmesine olanak vermesi nedeniyle ilgi çekicidir. Model bu özelliği ile ARMA modellerinin geliştirilmiş bir uzantısı gibi hareket ederek ε_{t-1}^2 teriminin kullanımı ile yenilik taşımaktadır. (Gökçe, 1998: 54)

Genelleştirilmiş ARCH(p,q) veya GARCH(p,q) modeli değişen varyansın hesaplanmasında hareketli ortalama ve otoregresif modelleri içermektedir. Örneğin GARCH(0,2) modeli diğer bir ifade ile ARCH(2) olarak ifade edilebilir. h_t denkleminin katsayıları pozitif olmalı, koşullu varyans sonlu ve karakteristik kökler birim çemberin içinde olmalıdır. (Greene, 1993: 860)

GARCH modeli için tıpkı ARCH modelinde olduğu gibi bazı kısıtlamalar bulunmaktadır. Bu bağlamda, ARCH modeli için yapılan parametre kısıtlarının GARCH modeli için de geçerliliği bulunmaktadır.

Modelin geçerliliği açısından; koşullu varyans denklemi yazıldıktan sonra tahmin edilen ARCH ve GARCH modelinin parametreleri ile ilgili iki

koşul aranmaktadır. Bunlardan ilki negatif olmama koşulu olarak bilinen varyansın pozitif olabilmesi için koşullu varyans denkleminin sağındaki sabit katsayısının sıfırdan büyük ($\alpha_0 > 0$) ve diğer değişkenlerin katsayılarının sıfıra eşit ya da büyük olmasıdır ($\alpha_i \geq 0$, $i = 1, 2, \dots, q$; $\beta_i \geq 0$, $i = 1, 2, \dots, p$).

İkinci koşul ise, otoregresif modellerle ilgili durağanlık koşuludur. Durağanlığın sağlanabilmesi için koşullu varyans denkleminin sağında bulunan sabit dışındaki diğer bütün parametrelerin toplamının birden küçük çıkması gerekmektedir. (Özden, 2008: 343)

ARMA modeli doğru tahmin edildiği zaman hata terimlerinin beyaz gürültü sürecine uyması gerekir. Hata teriminin karelerinin otokorelasyon fonksiyonu (ACF), GARCH modelinin mertebesini belirlemekte yardımcı olur. Çünkü,

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

denklemin ε_t^2 değerinin ARMA(p,q) modeli gibidir.

Koşullu varyans durumunda ARCH algoritma süreci aşağıdaki şekildedir:

i) y_t serisini en iyi şekilde tahmin edecek model türetilir ve elde edilen modeldeki tahmininin $\hat{\varepsilon}_t$ değerleri elde edilir. Hata terimlerinin varyansı $\hat{\sigma}^2$ aşağıdaki şekilde hesaplanır:

$$\hat{\sigma}^2 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 / T$$

burada, T = Hata terimlerinin sayısını göstermektedir.

ii) Hata karelerinin örnek otokorelasyon fonksiyonu (ρ_k) bulunur.

$$(\rho_k) = \frac{\sum_{t=k+1}^T (\hat{\varepsilon}_t^2 - \hat{\sigma}^2) (\hat{\varepsilon}_{t-k}^2 - \hat{\sigma}^2)}{\sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_t^2 - \hat{\sigma}^2)^2}$$

iii) Büyük örneklerde (ρ_k)'nin standart sapması $1/T^{1/2}$ şeklindedir. (ρ_k) değerinin önemli ölçüde sıfırdan farklı olması, GARCH hatalarının varlığı anlamına gelir. Buna göre, Q istatistiği, K serbestlik derecesinde χ^2 (ki-kare) dağılımına uyar;

$$Q = T(T + 2) \sum_{k=1}^K \rho_k / (T - k)$$

ε_t^2 değerleri arasında korelasyon yoktur şeklinde yokluk hipotezinin reddi, ARCH veya GARCH hata terimlerinin olmadığı yokluk hipotezinin reddi ile eşdeğerdir.

Ayrıca ARCH etkisinin varlığının tespiti için kullanılan Lagrange Çarpanı testi için aşağıdaki yöntem izlenir:

i) En uygun AR(q) modeli veya regresyon denklemi tahmin edilir.

ii) AR(q) modelinden tahmin edilen hata terimlerinin karesi $\hat{\varepsilon}_t^2$ 'dir ve q gecikme değeri kadar tahmin edilen hata terimlerinin karesi hesaplanır.

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + v_t \quad (14)$$

Eğer yapılan tahminde herhangi bir ARCH veya GARCH etkisi yok ise, bütün α değerleri sıfıra eşit olur. T hata terimi sayısı ve (14) no'lu regresyon denkleminin R^2 belirlilik katsayısı ve q serbestlik derecesi olmak üzere, yokluk hipotezi herhangi bir ARCH veya GARCH etkisi yok varsayımı ile, $(T - q)R^2$, χ^2 dağılımına uyar. Şayet $(T - q)R^2$ yeterince büyük ise (χ^2 dağılımında kritik değeri aşıyorsa), ARCH hatalarının olmadığı veya α değerlerinin sıfır olduğu anlamına gelen yokluk hipotezi reddedilir. Eğer $(T - q)R^2$ yeterince küçük ise, herhangi bir ARCH etkisi olmadığı sonucuna ulaşılır. (Kutlar, 2000: 114)

2.4. ORTALAMADA OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (ARCH-M) MODELİ

Finans dünyasında risk değerlendirme en hayati konudur. Ekonomik bireyler, riski öngörerek, iktisadi hayatlarındaki yollarına devam ederler. Zaman serileri analizinde riski ölçen ve öngören standart yöntemler yetersiz kalmaktadır. Çünkü varlık getirisindeki belirsizliğin derecesi zaman içinde farklı olabilmekte ve iktisadi ajanlar doğal olarak bu gelişimi bilmek istemektedirler. Bu nedenle risk belirlenirken, değişkene ilişkin belirsizlik, bizzat tahmin modelinin içinde yer almaktadır. (Bozkurt, 2007: 69)

Engle, Lilien ve Robins (1987) temel ARCH çalışmasını, bir dizinin ortalamasının kendi koşullu varyansına bağlı olmasına izin verecek şekilde genişletmiştir. Bu sınıf modeller, ortalama otoregresif koşullu değişen varyans modeli (ARCH-M) olarak adlandırılır. Bu model genellikle aktif piyasalarına uygulanır. Bir aktifin risksizliği, getirilerin varyansı ile ölçülür. Risk primi getirilerin koşullu varyansının artan bir fonksiyonudur.

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

burada;

y_t = Elde tutulan uzun dönem artık getirinin bir dönemlik hazine bonosuna oranı,

u_t = Bir dönemlik bononun yerine uzun dönemli aktifin elde tutulması için serbest-risk aracısını teşvik eden risk primi,

ε_t = Uzun dönem aktiflerinin artık getiriler üzerindeki öngörülemez şoku

(15) denklemini açıklarsak, uzun-dönem aktiflerden beklenen artık getiri, risk primine eşittir:

$$E_{t-1}y_t = \mu_t$$

Engle, Lilien ve Robins (1987), risk priminin ε_t 'nin koşullu varyansının artan bir fonksiyonu olduğunu varsayar. Matematiksel olarak, eğer, h_t , ε_t 'nin koşullu varyansı ise, risk primi şu şekilde açıklanabilir:

$$\mu_t = \beta + \delta h_t \quad \delta > 0 \quad (16)$$

burada h_t , ARCH(q) modelidir:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (17)$$

Bir set halinde (15), (16) ve (17) denklemleri temel ARCH-M modelini oluştururlar. (15) ve (16) denklemlerinden, y_t 'nin koşullu ortalamasının h_t 'nin koşullu varyansına bağlı olduğu, (17) denkleminde ise koşullu varyansın bir ARCH(q) sürecine sahip olduğu anlaşılmaktadır. Burada dikkat edilmesi gereken nokta, eğer koşullu varyans sabitse ARCH-M modeli, sabit risk priminin daha geleneksel bir durumuna dönüşür. (Enders, 1995: 158-159)

ARCH-M modelinin, finansal alanda çeşitli çalışmalarda kullanıldığı görülmüştür. Özellikle menkul kıymet getirileri, faiz oranları, döviz kurları gibi alanlarda kullanılabilen ARCH-M modeli, bu bağlamda ekonomi ile uğraşanların faydalandığı bir model olmuştur.

Menkul kıymet piyasalarında; French, Schwert ve Stambaugh (1987) tarafından günlük Standart & Poor endeksi, Chou (1988) tarafından haftalık New York Menkul Kıymetler Borsası (NYSE) endeksi, Hansen (1994) tarafından ise aylık ABD hisse senedi endeksleri incelenirken koşullu varyans modelleri kullanılmıştır. Day ve Lewis (1992) ise, modeli bireysel hisse senetleri ve bileşik endekse uyarlayarak fiyat hareketlerini açıklamışlardır.

Faiz oranları içinse ilk çalışma, Engle, Lilien ve Robins (1987) tarafından gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmada 1960-1984 yılları arasında üç ve altı aylık hazine bonosu getirileri için risk primi analiz edilmiştir. Diğer taraftan, Engle, Ng ve Rothschild (1990) kısa dönemli volatilité (oyunaklık) şoklarının faiz oranları üzerindeki etkilerini araştırmış ve volatilité ile varyansın eşgüdümlü olarak hareketlerini sürdürdüklerini tespit etmişlerdir.

Döviz kurları içinse Baillie (1989), McCurdy ve Morgan (1988), beklenen risk primi, döviz kurları ve piyasa etkinliği hipotezlerini kullanarak değişen varyansı, ARCH-M modelleri vasıtasıyla analiz etmişlerdir. (Gökçe, 1998: 80-81)

2.5. ORTALAMADA GENELLEŞTİRİLMİŞ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (GARCH-M) MODELİ

Ortalamada otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH-M) modeli, Bollerslev (1987) tarafından genişletilerek Ortalamada genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH-M) modeli ismi ile tanıtılmıştır. ARCH-M sınıfının bir uzantısı olarak GARCH-M modelinde de, modelin koşullu ortalama denklemi, koşullu varyansın doğrusal bir fonksiyonudur.

GARCH-M modeli şu şekilde ifade edilir:

$$(y_t | \Psi_{t-1}) \sim N(x_t \beta + w h_t, h_t)$$

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

$$\varepsilon_t = y_t - x_t \beta$$

Ortalamada – GARCH (GARCH-M) modelleri ile koşullu varyansın genelleştirilmiş hali veya karekökü, koşullu ortalama fonksiyonuna katılmaktadır. Burada, kullanılan verilerin özellikleri ve modele gösterdikleri uyuma göre koşullu ortalama fonksiyonuna $\log h_t$ veya $h_t^{\frac{1}{2}}$ dönüşümleri alınabilir. En çok olabilirlik yöntemi yine tahmin için uygun yöntemdir. Modelin istikrar ve durağanlık koşullarında bir değişiklik yapılmamıştır. (Gökçe, 1998: 81-82)

GARCH-M modeli de hisse senetleri piyasasında getirilerin modellenmesi aşamasında kullanılmaktadır. Tıpkı ARCH-M modelinde olduğu gibi, GARCH-M modelinde de getiri serilerinin ortalaması, sürecin koşullu varyansının açık bir fonksiyonu olarak belirlenir. Bu, zamanla değişen risk priminin göz önüne alınması demektir. Bu modeller ailesinin önemi, temel ARCH ve GARCH modellerine benzemeksizin, beklenen getiri ile volatilité ölçüsü (h_t) arasındaki temel çatışmayı resmetmesidir. Bu çerçevenin haklılığı

içinde Engle, Lilien ve Robins (1987), aritmetik ortalama getirileri ve volatilité ölçüsü (h_t) arasındaki bağlantıyı kuran teorik bir model geliştirmiştir. Elyasiani ve Mansur (1998) ise, ortalama denkleminde h_t 'nin dahil edilmiş olmasının, son on yıllarda getiri volatilitésinin çok geniş bir aralıkta dalgalanması durumunu güçlendirdiğini savunmaktadırlar. Ayrıca, GARCH-M modelinin, GARCH modeli karşısında iki avantaja sahip olduğu belirtilmiştir. Bunlardan ilki, temel GARCH modelinde ortalama risk priminin dönem boyunca sabit olduğu şeklinde gizli bir varsayım yapılmasına karşılık, GARCH-M modelinde risk priminin zaman içinde değişmesine izin verilmek suretiyle bu kısıtlamanın rahatlatılmasıdır. İkincisi, GARCH-M modeli yaygın bir şekilde kullanılmakta olan ve kendisinin özel bir halini oluşturan diğer GARCH, ARCH ve geleneksel sabit varyans modellerinin geçerliliğinin test edilmesine de imkan sağlayacak şekilde genelleştirilmiş bir model olmasıyla esnek bir niteliğe sahiptir. Bu nitelik, sonuçların doğruluğu bakımından hayati önem taşır. (Çiçek, Öztürk, 2007: 94-95)

2.6. ÜSTEL GENELLEŞTİRİLMİŞ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (EGARCH) MODELİ

Pagan ve Schwert (1990) ve Nelson (1991) tarafından geliştirilen üstel GARCH (EGARCH) modelinin, GARCH modeline göre bazı avantajları bulunmaktadır. Modelin avantajlarından birisi, tüm parametre kümelerinde koşullu varyanstaki pozitifliği sağlaması iken, diğer avantajı ise, volatilitédeki asimetrik etkiyi ortaya çıkarmasıdır.

EGARCH modelinin matematiksel olarak ifadesi şu şekildedir:

$$\begin{aligned} (y_t | \Psi_{t-1}) &\sim N(x_t \beta, h_t) \\ \log h_t &= \alpha + \delta_1 \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} + \delta_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \delta_3 \log h_{t-1} \\ \varepsilon_t &= y_t - x_t \beta \end{aligned}$$

EGARCH modelinde koşullu varyansın doğal logaritması kendi gecikmeli değerlerine ve gecikmeli hata terimi karesi yerine standartlaştırılmış hata terimine $\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}}$ koşulludur. (Demirel, Bozdağ, İnci,

2008: 1-15) EGARCH modelinde koşullu değişen varyansın logaritması alındığından δ parametreleri üzerinde negatif olmama koşulunun varlığı aranmadan sağlanmaktadır. (Hamilton, 1994: 668)

GARCH modellerinde olduğu gibi EGARCH modellerinde de modelin sayısal optimizasyonu en çok olabilirlik yöntemi ile iteratif olarak bulunmaktadır. ARCH ve GARCH yöntemleri ile karşılaştırıldığında gerek tahmin ve gerekse öngörü işlemleri daha karmaşıktır. Modelin durağanlık koşulları ARMA modelleri ile aynıdır. (Gökçe, 1998: 84)

Literatürde EGARCH modellerinin kullanıldığı birçok çalışma bulunmaktadır. Ameer (2005), altı Asya hisse senedi piyasasındaki entegrasyonu ve ABD, İngiltere, Singapur ve Hong Kong piyasalarından Güney ve Doğu Asya piyasalarına doğru getiri ve volatilitede geçişlilik olup olmadığını EGARCH modelini kullanarak incelemiştir. Hem gelişmiş (ABD ve İngiltere) hem de gelişmekte olan (Hong Kong ve Singapur) piyasaların Güney ve Doğu Asya hisse senedi piyasaları için önemli olduğu yönünde güçlü deliller elde etmiştir. Chou, Engle ve Kane (1992), Ferson ve Harvey (1992), Schwert ve Seguin (1990) yaptıkları çalışmalarda EGARCH modellerini kullanarak, beklenen piyasa getirileri ile tahmin edilebilir volatilité arasında fonksiyonel ilişkiler tespit etmişlerdir. Bunun yanı sıra Amin ve Ng (1993), tahmin edilebilen ve edilemeyen volatilitenin ayrıştırılması aşamasında EGARCH modellerinden faydalanmışlardır.

2.7. ORTALAMADA ÜSTEL GENELLEŞTİRİLMİŞ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (EGARCH-M) MODELİ

Modelin işleyiş mantığı diğer “ortalama” sınıfı modelleri ile aynıdır. “Ortalamada Üstel GARCH” (Exponential GARCH-in-mean: EGARCH-M) modeli olarak isimlendirilen model,

$$(y_t | \Psi_{t-1}) \sim N(x_t \beta + w \log h_t, h_t)$$

$$\log h_t = \alpha + \delta_1 \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} + \delta_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \delta_3 \log h_{t-1}$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t \beta$$

Model, koşullu varyansın logaritmik halini ($\log h_t$) veya logaritmik koşullu standart sapmayı ($\log \sqrt{h_t}$), koşullu ortalama fonksiyonuna dahil ederek, volatilitedeki artışların y_t üzerindeki etkisinin ölçülmesine olanak sağlar. Model üzerine yapılan çalışmaların çoklukla sermaye varlıkları getirileri için gerçekleştirildiği görülmektedir. (Gökçe, 1998: 85)

2.8. OYNAKLIK (VOLATİLİTE) YAPISININ MODELLENME AŞAMASINDA KULLANILAN DİĞER EKONOMETRİK ANALİZLER

Çalışmamızda İMKB endeksinin getiri oranlarına bağlı olarak oynaklığın (volatilitenin) analiz edilmesi, önceki bölümlerde değindiğimiz koşullu değişen varyans modellerine bağlı olarak gerçekleştirilmiştir. Bu modellerin kullanımından önce ve kullanımı esnasında ekonometrik analiz sürecine bağlı olarak faydalanan yöntemler vardır. Bu bölümde, kullanılan bu yöntemlerden bazı doğrusal zaman serisi modellerine değinilmiştir.

2.8.1. Doğrusal Zaman Serisi Modelleri

Bu bölümde doğrusal zaman serisi modellerinden otoregresif (AR), hareketli ortalama (MA) ve otoregresif hareketli ortalama (ARMA) modelleri incelendikten sonra durağan olmayan serileri için otoregresif bütünleşik hareketli ortalama (ARIMA) modellerinin nasıl oluşturuldukları incelenecektir. Borsa getirilerinin oynaklığı için geliştirilen modeller, bu yapıları da içerdiklerinden dolayı çalışmamızın bu bölümünde bu modelleri anlatmak uygun olacaktır.

Box-Jenkins (1970) tarafından oluşturulan bu modeller, geleneksel ekonometrik modellere nazaran, durağanlığı, deterministik bileşen bilgisini ve geleceğe ilişkin tahminleri bir arada ortaya koyduğu için zaman serileri alanında sıkça kullanılmaktadır. Yöntemin özelliği, birçok alternatif model arasından en iyi modeli seçmeye yöneliktir. Modelin birkaç aşaması vardır. Modelleme aşamasında üç farklı model söz konusudur. Bunlar, Otoregresif (AR) Süreç, Hareketli Ortalamalar (MA) Süreci ve ikisinin birleşiminden oluşan Otoregresif Hareketli Ortalamalar (ARMA) Süreci'dir. Durağan olmayan bir seri için fark alınması gerektiğinde ise ARMA süreci ARIMA sürecine dönüşür. Burada I, bütünleşme derecesini gösterir ve ARIMA modeli, farkı alınarak durağan hale getirilmiş otoregresif hareketli ortalama sürecini ifade etmektedir. Yöntem, belirleme, tahmin ve modelin testi aşamalarından oluşur. (Bozkurt, 2007: 49)

2.8.1.1. Otoregresif Süreç: AR(p)

Zaman serisi modellemesinde Y_t gibi bir ekonomik değişkenin geçmiş değerlerinde içerilen bilgi, söz konusu ekonomik değişkenin gelecek değerlerinin öngörülmesini da yapmada oldukça yarar sağlar.

Bu tip gecikmiş bağımlılığı yansıtan bir istatistiksel model örneği birinci dereceden otoregresif bir süreç ile verilebilir: (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2007: 138)

$$Y_t = \delta + \varphi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t=1,2,3,\dots,T \quad (18)$$

Birinci dereceden otoregresif istatistiksel modelde δ bir kesme parametresi; φ_1 , -1 ile +1 arasında değer aldığı varsayılan bilinmeyen parametre ve ε_t ise, ortalaması sıfır sabit bir varyansa (σ_ε^2) sahip korelasyonsuz bir hata terimidir. Denklem (18) birinci dereceden otoregresif zaman serisi modelidir. Çünkü Y_t yalnızca kendi bir önceki dönemdeki değerine Y_{t-1} ve bir rassal hata terimine ε_t bağlıdır. Bu istatistiksel model yapısı AR(1) zaman serisi modeli veya AR(1) süreci olarak tanımlanır.

Bir ekonomik değişken için zaman serisi istatistiksel modeli tanımlandığında, zaman serisinin $Y_1, Y_2, \dots, Y_T$ oluşum sürecinin mahiyeti genelde tam anlamıyla bilinmez. Eğer sürecin otoregresif olduğu tahmin edilse bile denklem (18)'de verilen birinci dereceden otoregresif süreçten daha karmaşık olması muhtemeldir. Özellikle Y_t , yalnızca Y_{t-1} 'e bağlı değil ayrıca $Y_{t-2}, Y_{t-3}, \dots$ 'e bağlı olabilir. Dolayısıyla p'inci dereceden bir otoregresif modelin tanımlanması mümkündür. O halde AR(p) modeli,

$$Y_t = \delta + \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-2} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (19)$$

şeklinde yazılır. Burada, δ bir kesme (veya sabit) terimdir ve stokastik süreç olan Y_t 'nin ortalamasını gösterirken, $\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_p$ 'ler bilinmeyen otoregresif parametrelerdir. Hata terimi ε_t , ortalaması sıfır ve sabit varyanslı (σ_ε^2) korelasyonsuz rassal değişkenler olarak varsayılır. (Griffiths, Hill, Judge, 1993: 642) Diğer bir ifade ile $\{\varepsilon_t\}$ beyaz gürültüye sahip bir dizidir (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2007: 139).

Denklem (19)'un sağında yer alan değişkenler, rassal bağımlı değişken Y_t 'nin gecikmeli değerlerinden oluştuğundan rassaldırlar. Y_t 'nin gecikmeli değerleri yalnızca ε_t 'nin gecikmeli değerlerine bağlı ve cari hata terimi ε_t ise korelasyonsuzdur. Eğer otoregresif süreç durağan ise, ortalaması μ ile gösterilir ve zamanla değişmez. Yani bu durumu şu şekilde

ifade edersek; $E(Y_t) = E(Y_{t-1}) = E(Y_{t-2}) = \dots = E(Y_{t-p}) = \mu$ 'dir
(Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2007: 150).

Dolayısıyla ortalama μ ,

$$\mu = \delta + \varphi_1\mu + \varphi_2\mu + \dots + \varphi_p\mu$$

veya

$$\mu = \frac{\delta}{1 - \varphi_1 - \varphi_2 - \dots - \varphi_p} \quad (20)$$

ile genelleştirilebilir. Eğer süreç durağansa, (20) denklemindeki μ sonlu (ölçülebilir) olacaktır. Eğer μ sonlu (ölçülebilir) ise,

$$\varphi_1 + \varphi_2 + \dots + \varphi_p < 1$$

olması gerekir. (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2007: 150-151) Bu koşul durağanlık için gerekli olmasına karşın yeterli bir koşul değildir.

2.8.1.2. Hareketli Ortalama Süreci: MA(q)

Bir hareketli ortalama süreci, bağımlı değişkenin beyaz gürültü sürecine sahip geçmiş hata terimleri ile ifade edilmesidir.

$$y_t = \mu + e_t + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + \dots + \theta_q e_{t-q} \quad (21)$$

yazılır. Burada korelasyonsuz rassal hata terimi e_t ortalaması sıfır ve sabit bir varyansa sahiptir. $\theta_i, (i = 1, 2, \dots, q)$ ise bilinmeyen parametrelerdir. Denklem (21)'de sabit terim olarak μ kullanıldığı görülmüştür. Bu tanımlama MA(q) sürecinin ortalamasının $E(y_t) = \mu$ olduğunu ve varyansının ise,

$$\begin{aligned}
Var(y_t) &= \gamma_0 \\
&= E[(y_t - \mu)^2] \\
&= E[e_t^2 + \theta_1^2 e_{t-1}^2 + \dots + \theta_q^2 e_{t-q}^2 + 2\theta_1\theta_2 e_{t-1}e_{t-2} + \dots] \\
&= \sigma_e^2 + \theta_1^2 \sigma_e^2 + \dots + \theta_q^2 \sigma_e^2 \\
&= \sigma_e^2 (1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2)
\end{aligned}$$

olduğunu ifade eder. Bütün çapraz-çarpım terimlerinin beklenen değerleri sıfırdır. Çünkü rassal hata terimleri e_t bağımsız ve korelasyonsuz olarak varsayılmaktadır (Griffiths, Hill, Judge, 1993: 645-655).

Bir MA süreci için durağan olma durumu her zaman söz konusudur. Dolayısıyla q dereceden hareketli ortalama sürecinin tam olarak q dönemli bir belleğe sahip olduğu söylenir. Bu süreçte e_t , ortalaması sıfır, sabit varyanslı ve korelasyonsuz bir dizi ve $(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q)$ parametreleri herhangi bir reel sayıdır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2007: 162).

Modelin geneli için varyans ifadesi genişletilirse,

$$\gamma_k = \begin{cases} (\theta_k + \theta_{k+1}\theta_1 + \theta_{k+2}\theta_2 + \dots + \theta_q\theta_{q-k})\sigma_e^2 & k = 1, 2, \dots, q \\ 0 & k > q \end{cases}$$

olarak ifade edilir. Örneğin MA(2) süreci için;

$$\gamma_0 = (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2)\sigma_e^2$$

$$\gamma_1 = (\theta_1 + \theta_2\theta_1)\sigma_e^2$$

$$\gamma_2 = (\theta_2)\sigma_e^2$$

$\gamma_3 = \gamma_4 = \dots = 0$ olduğundan $(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q)$ 'nin herhangi bir değeri için MA(q) süreci kovaryans durağan olarak ifade edilebilir.

MA(q) süreci için otokorelasyon fonksiyonu (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2007: 163)

$$\rho_k = \begin{cases} \frac{(\theta_k + \theta_{k+1}\theta_1 + \theta_{k+2}\theta_2 + \dots + \theta_q\theta_{q-k})}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2} & k = 1, 2, \dots, q \\ 0 & k > q \end{cases}$$

olacaktır. Burada otokorelasyon fonksiyonu q gecikmeden sonra sıfırdır. Bir hareketli ortalama sürecini belirlemede örneklem otokorelasyon fonksiyonundan yararlanılır. MA(q) süreci için otokorelasyon fonksiyonu ρ_k , q gecikmeden sonra değeri sıfırdır. Dolayısıyla sıfırdan farklı ve çok uzun olmayan gecikmelerde hesaplanan otokorelasyonlar MA sürecinin derecesini belirlemeye yardımcı olur. (Pindyck, Rubinfeld, 1991: 477-478)

MA sürecinde tersi alınabilirlik koşulu aranmaktadır. Ayrıca model her zaman durağanlık koşulunu sağlamaktadır.

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

Birçok durağan rassal süreç saf otoregresif veya saf hareketli ortalama süreci ile modellenemez; bazen zaman serisi her iki süreci de birlikte gösterebilir. Başka bir ifade ile zaman serisi modeli hem AR, hem de MA bileşenleri p veya q 'uncu dereceden olmak üzere ARMA(p,q) olarak tanımlanabilir. İstatistiksel olarak modelin cebirsel gösterimi;

$$Y_t = \delta + \varphi_1 Y_{t-1} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (22)$$

olarak sunulabilir. Burada sabit terim δ , Y_t 'nin ortalaması ile ilgili hatalar ε_t , $E(\varepsilon_t) = 0$ ve varyans $\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2$ ile korelasyonsuz rassal değişkenler olduğu varsayılır. Eğer bu süreç durağansa tüm dönemler için sabit bir ortalamaya μ sahiptir. Çünkü denklem (22)'nin beklenen değeri alındığında,

$$E(Y_t) = E(\delta + \varphi_1 Y_{t-1} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q})$$

$$\mu = \delta + \varphi_1 \mu + \dots + \varphi_p \mu + 0 + \theta_1 0 + \dots + \theta_q 0$$

$$\mu = \delta + \varphi_1 \mu + \dots + \varphi_p \mu$$

yazılabilir.

Burada $E(Y_t) = E(Y_{t-1}) = E(Y_{t-2}) = \dots = E(Y_{t-p}) = \mu$ ve $E(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_{t-1}) = E(\varepsilon_{t-2}) = \dots = E(\varepsilon_{t-q}) = 0$ özellikleri kullanılmıştır. Gerekli düzenlemeler yapılırsa ortalama,

$$\mu = \frac{\delta}{1 - \varphi_1 - \dots - \varphi_p}$$

elde edilir. Bu sonuç aynı zamanda durağanlık için gerekli koşulu da belirtir. Yani,

$$\varphi_1 + \varphi_2 + \dots + \varphi_p < 1$$

olmalıdır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2007: 167).

Daha yüksek dereceden süreçler için; yani genel ARMA(p,q) sürecinin varyans, kovaryans ve otokorelasyon fonksiyonu, fark denklemlerine göre çözülür. Bununla birlikte ARMA(p,q) sürecinin kovaryansı;

$$\gamma_k = \varphi_1 \gamma_{k-1} + \varphi_2 \gamma_{k-2} + \dots + \varphi_p \gamma_{k-p} \quad k \geq q + 1$$

ve otokorelasyon fonksiyonu;

$$\rho_k = \varphi_1 \rho_{k-1} + \varphi_2 \rho_{k-2} + \dots + \varphi_p \rho_{k-p} \quad k \geq q + 1$$

ile verilebilir. Dikkat edilirse q süreci hareketli ortalama kısmının belleğidir, şöyle ki $k \geq q + 1$ için otokorelasyon fonksiyonu (ve kovaryansları) saf otoregresif sürecin özelliklerini sergiler (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2007: 171).

2.8.1.4. Bütünleşik Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci: ARIMA(p,d,q)

Birçok zaman serisinin durağan bir yapı sergilemediği gözlenmektedir. Bu durumda seri ile ilgili geleceğe yönelik tahminlere gidebilmek için, öncelikle serinin farkının alınması gerekir. Seri için durağan bir yapı elde edene kadar fark alma (d) işlemi devam edecektir. d kadar farkı alınarak durağanlaşan seri için, d. mertebeden durağan seri ifadesi kullanılır.

İlgili durağan serinin ACF ve PACF görünümüne bakılarak, AR ya da MA sürecine karar verilebilir. Ancak bazı serilerin ACF ve PACF görüntüsünün her ikisinin de geometrik olarak azaldığı gözlenebilir. Bu durumda, her iki sürecin birlikte kullanıldığı bir sürece geçilmiş olur. Eğer seri, fark alınmadan durağan bir yapı sergiliyorsa, AR yapısının gecikmesi (p) ve MA yapısının gecikmesi (q) belirlenir. Bu haliyle seri (p,q)'nın belirlenmesi gereken, ARMA yapısı arz edecektir. Serinin durağanlaşması için fark alınması gerekiyorsa, (p,d,q)'nın belirleneceği ARIMA yapısı geçerli olacaktır.

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_i e_{t-i}$$

Modelde tüm karakteristik kökler birim çember içinde kalırsa, otoregresif hareketli ortalama sürecinden söz edilecektir.

$$|\alpha_p(L)/\beta_q(L)|y_t = e_t$$

olmak üzere, (Bozkurt, 2007, 53)

$$\alpha_p(L) y_t = \beta_q(L) e_t, t = p + 1, p + 2, \dots, n.$$

ve,

$$\alpha_p(L) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_p L^p,$$

$$\beta_q(L) = 1 + \beta_1 L + \dots + \beta_q L^q$$

p ve q belirlendikten sonra ARMA(p,q) sürecine geçilecektir.

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + e_t + \beta_1 e_{t-1} + \dots + \beta_q e_{t-q}$$

Eşitlikte, α ve β parametreleri ve e hata terimi bilinmemektedir.

ARMA(1,1) modeli bilinen terimler üzerinden tekrar ifade edilecek olursa,

$$(1 + \alpha_1 L)^{-1} y_t = \beta_1 (1 + \alpha_1 L)^{-1} y_{t-1} + e_t$$

Eşitliğin sol tarafına z dersek,⁵

$$z_t = y_t - \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_1^2 y_{t-2} - \alpha_1^3 y_{t-3} + \dots,$$

$$z_1 = y_1$$

$$z_2 = y_2 - \alpha_1 y_1$$

$$z_3 = y_3 - \alpha_1 y_2 + \alpha_1^2 y_1$$

KEKK yöntemi ile bilinmeyenler ve hata teriminin gecikmeli değerleri elde edilmiş olacaktır. (Bozkurt, 2007: 54)

AR, MA ve ARMA yapısına karar verirken otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon değerlerinin alacağı görünümü, tablo halinde özetleyebiliriz:

⁵ $LM_{NHI} T[\mu_3^2/6\mu_2^3 + (1/24)(\mu_4/\mu_2^2 - 3)^2] + [(3\mu_1^2/2\mu_2) - \mu_3\mu_2/\mu_2^2] + (1/2)[f'Z(Z'MZ)^{-1}Z'f] + T[r'r]$

Elde edilen test istatistiği χ_{2+q+p}^2 kritik değeri ile karşılaştırılır. Test, asimtotik olarak LR testi ile aynıdır. Büyük örneklerde oldukça güçlüdür. Ayrıca hata teriminin Klâsik En Küçük Kareler (KEKK) ile tahminine dayandığı için uygulanması basittir. Jarque-Bera(1987), LM_N (LM testinin normallik sınaması için kullanılması) testinin, gerek küçük (N=20), gerekse büyük örneklerde (N=300) güçlü olduğunu göstermiştir. Hesaplanması ve yorumlanması oldukça kolaydır. χ_2^2 kritik değeri ile değerlendirilir.

Tablo 1: AR, MA ve ARMA Sürecine İlişkin Otokorelasyon Yapısı

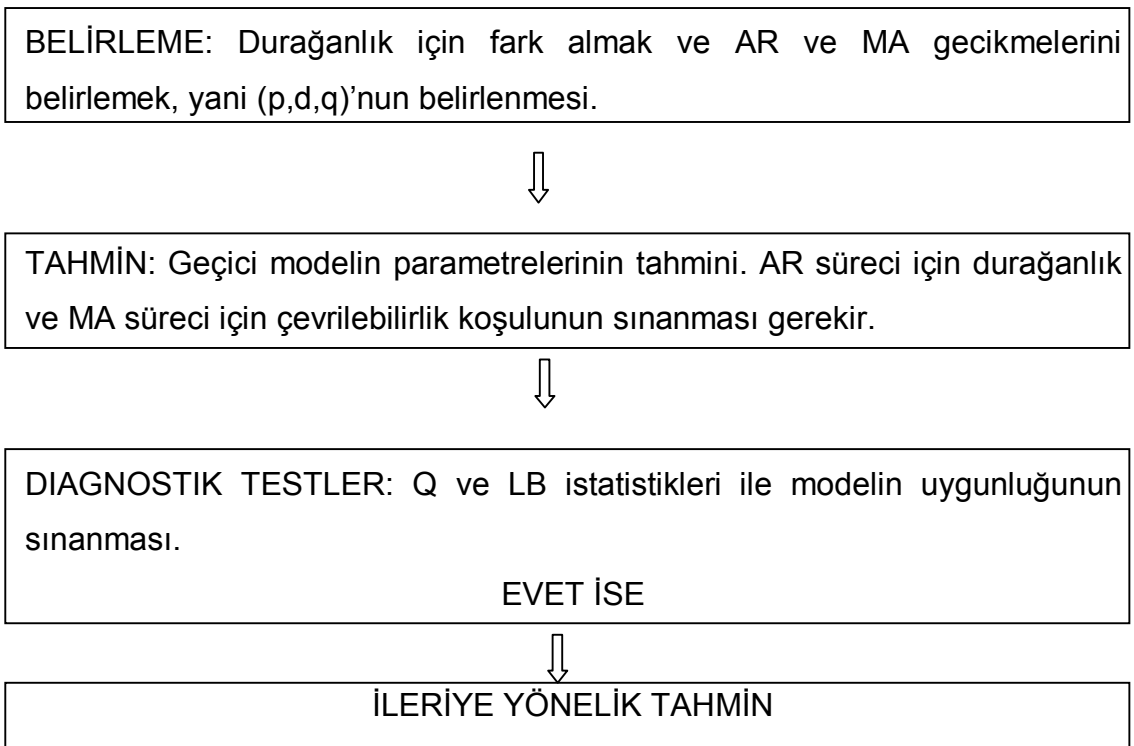
Otokorelasyon Yapısı	Süreç
Otokorelasyon fonksiyonunda üssel azalma	AR(p) modeli. p değerini kısmi otokorelasyonun (PACF) gecikmesi belirler.
Kısmi otokorelasyon fonksiyonunda üssel azalma	MA(q) modeli. q değerini otokorelasyonun (ACF) gecikmesi belirler.
Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonunda üssel azalma	ARMA(p,q) modeli. Otokorelasyon fonksiyonunun (ACF) ve kısmi otokorelasyon fonksiyonunun (PACF) gecikmeleri p ve q değerlerini belirler.
Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonunda tüm değerler sıfır	Seri tesadüfi değişkendir.
Belirli aralıklarla otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon değerlerinin sıfırdan farklı olması (12,24....gibi)	Mevsimsel otoregresif etki içerir.
Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon değerlerinin sıfıra doğru azalmaması	Durağan değildir.

Buna göre serinin durağan olduğuna emin olduktan sonra, ACF ve PACF korelogramlarına bakılarak, serinin ARMA(p,q) sürecine karar verilecektir. Korelograma ilk bakışta, böyle bir modelin olup olmadığına karar verebilmek için, gerek otokorelasyon gerekse kısmi otokorelasyon katsayılarının birlikte geometrik olarak azalması gerekir. Yine ilk fikir olması açısından, korelogramdaki anlamlı p ve q'lar belirlendikten sonra tahmine geçilebilir. ARMA modeli, daha önce ifade edildiği gibi, tahminin iki aşamalı yapıldığı bir modeldir. Öncelikle KEKK yöntemi ile otoregresif (AR) kısım tahmin edildikten sonra hareketli ortalama (MA) kısmı tahmin edilir. ARMA yapısından söz edebilmek için, tüm parametrelerin birim çember içinde kalması gerekecektir.

Elde edilen ARMA veya ARIMA modelinin geçerliliğini sınamak için, gerek Q, gerekse LB istatistikleri ile seride, otokorelasyonun varlığı test edilmiş olacaktır. Klasik regresyon analizinde, tahmin edilen hata terimlerinin normallik (N), sabit varyanslılık (H) ve doğrusal bağımsızlık (I) özelliklerinin bir arada olmasına önem verilir. Diagnostik testlerden Jarque-Bera (1980)

istatistiği, Lagrange çarpanı ile hesaplanan ve ilgili serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına sahip bir testtir. (Bozkurt, 2007: 55)

ARMA(p,q) durağan bir süreç olup, serinin ortalaması ve varyansı zamana bağlı olmayıp, kovaryans ise zamanlar arası farka dayanmaktadır. Bu duruma göre, zaman serisi alanında yaygınlıkla kullanılan ve mümkün olduğunca az parametre içermeyi öngören Box-Jenkins yöntemi aşağıdaki şema ile gösterilebilir: (Bozkurt, 2007: 56)



Yöntemde dört aşama mevcuttur.

Durağan olmayan bir seri için, d kadar fark alınarak seri durağanlaştırılır ve korelogram yardımı ile AR, MA veya ARMA sürecinin gecikmeleri olan p ve q belirlenir. AR süreci için durağanlık, MA süreci için tersi alınabilirlik koşulları sınıandıktan sonra, ilgili diagnostik testler, modelin uygun bir model olduğuna işaret ediyorsa, ileriye yönelik tahmin aşamasına geçilir. Şayet uygun bir model olmadığına karar verilirse, bu modelin tahmin için kullanılamayacağına karar verilir. Bu yöntemde önemli bir nokta, AR süreci için durağanlık ve MA süreci için tersi alınabilirlik şartıdır. $|\alpha| < 1$ AR sürecinde durağanlığı, $|\beta| < 1$ ise MA sürecinde tersi alınabilirliği ifade etmektedir. (Bozkurt, 2007: 56)

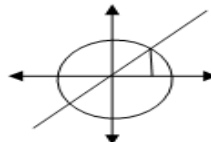
Köklerin birim çember dışına⁶ düşmesi halinde durağanlık ve tersi alınabilir bir yapıdan bahsedilmiş olunur. ARMA sürecinde ise, AR ve MA gecikmelerinin eşit olması gerekmez (Bozkurt, 2007: 56).

Bir AR sürecinde p tane kök mevcut olacaktır. Bu köklerden en az bir tanesinin mutlak değerce bire eşit olması ya da toplamalarının bire tekabül etmesi durumunda durağanlık koşulu zedeleneyecektir. Seri durağan olduğunda otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayıları sıfıra yaklaşır. Durağan değilse, otokorelasyon fonksiyonları sabit kalmaktadır. Bu durumda KEKK tahmin edicilerinin asimptotik dağılımları normal dağılım olmayacaktır. O halde istatistiki testlere başvurabilmek için serinin durağanlığının sağlanması gerekir. Durağanlık sağlandıktan sonra yapılan öngörü ise sağlıklı bir tahmin olacaktır (Akdi, 2003: 216-221).

2.8.1.5. Ek Açıklayıcı Değişkenli Otoregresif Hareketli Ortalama Modeli: ARMAX (p,q,b)

ARMA modelinin özelliklerine sahip olan ARMAX (p,q,b) modeli, ana modele dışarıdan bir başka değişkenin eklenmesi ile bu eklenen değişkenin gecikmeli değerlerini de ihtiva eden bir modeldir. ARMAX(p,q,b) notasyonunda, p ; otoregresif modelin derecesini, q ; hareketli ortalama modelinin derecesini, b ise; dış kaynak girdisinin (dışarıdan eklenen değişkenin) derecesini belirler. Model, $AR(p)$ ve $MA(q)$ modellerini barındırmakla beraber, bunun yanı sıra toplam b terim içeren dışsal bir zaman serisinin doğrusal kombinasyonunu d_t içerir.

⁶ u ; p 'nin $\cos x$ koordinatını ve v ; p 'nin $\sin x$ koordinatını göstermek üzere, birim çember $u^2 + v^2 = 1$ ile açıklanır. $-1 \leq \sin x \leq 1$, $-1 \leq \cos x \leq 1$, $\cos^2 x + \sin^2 x = 1$ (Anton, Bivens, Davis, 2002, s.69-73)



$$X_t = \varepsilon_t + \sum_{i=1}^p \varphi_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=1}^b \eta_i d_{t-i}$$

Burada, $\eta_1, \dots, \eta_b, d_t$ girdisine ilişkin parametreleri göstermektedir. ((Erişim) http://en.wikipedia.org/wiki/Autoregressive_moving_average_model, 25 Mayıs 2010)

2.9. BORSADA OYNAKLIK (VOLATİLİTE) YAPISININ MODELLENMESİ ÜZERİNE LİTERATÜR TARAMASI

Borsada oynaklık (volatilite) yapısının belirlenmesi, literatürde çeşitli çalışmalara konu olmuştur. Bu çalışmalar genellikle borsa getiri oranları baz alınarak gerçekleştirilmiştir. Çalışmamızın bu bölümünde genellikle İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) üzerinde uygulanan oynaklık modellemelerine yer verilecek ve bu çalışmalar sonucunda elde edilen bulgular irdelenecektir. Yapılan literatür taramasında, genel olarak borsa getirilerinin koşullu değişen varyans modelleri ile şekillendirildiği dikkati çekmektedir. Özellikle, önceki bölümlerimizde bahsettiğimiz ARCH, GARCH model yapıları yoğun bir şekilde kullanılmıştır.

Aygören(2005), çalışmasında günlük logaritmik getirilerin aritmetik ortalamalarından sapmalarının karesi olarak tanımlanan İMKB 100, Sınai, Hizmet, Mali ve Teknoloji endeksleri günlük oynaklık serilerini, otoregresif AR(p) modeller yardımıyla açıklamaya çalışmıştır. Farklı gecikme değerleri için otokorelasyon fonksiyon grafikleri yardımı ile durağan kabul edilen günlük oynaklık serileri için en uygun AR(p) modelleri seçilmiştir. Bu çalışmada, belirlenen AR(p) modelleri, endeksler için gözlenen günlük oynaklıkların %8.1-%15.2'sini açıklayabilmektedir. Ancak, oynaklıkların belli bir düzeyde dahi açıklanabilmesi gelecekte yapılabilecek diğer çalışmalar için önemlidir. Özellikle, İMKB gibi yüksek oynaklığa sahip piyasada, GARCH(1,1) modelleri

üzerinde durulabileceği tespit edilmiştir. Sonuç olarak bu çalışmada günlük oynaklık büyüklüğü incelenmiş ve belirli bir düzeyde de olsa belirlenen $AR(p)$ modelleri ile günlük oynaklıkların açıklanabileceği üzerinde durulmuştur.

Yavan ve Aybar (1998), çalışmalarında İMKB endeksinin zaman-değişken oynaklığının yapısını, zengin ARCH modelleme yaklaşımları çerçevesinde analiz etmek ve ilgili yapının belirlenebilmesini sağlamayı amaçlamışlardır. Çalışmada cevap arayan sorulardan başlıcası, İMKB değişkenliğinin zaman içinde nasıl hareket ettiğinin tespit edilmesi yönündedir. Eğer oynaklık değişmekte ise, bu değişimin tahmin edilebilir bir yapıda olup olmadığı da çalışmada araştırılan konulardan birisidir. Bunun yanısıra pozitif ve negatif şokların borsa oynaklığına etkisinin ne yönde olduğu ve gelişmiş piyasalarda belirgin olarak gözlenen negatif asimetrinin bu piyasada mevcut olup olmadığı da çalışmada araştırılmıştır. Ayrıca geçici ve kalıcı bileşenlerin oynaklık üzerindeki nispi etkileri ve İMKB getirilerinde pozitif risk-getiri ilişkisinin mevcut olup olmadığı da çalışmada incelenmiştir.

Çalışmada Ocak 1986 ile Aralık 1996 arasındaki İMKB günlük genel endeks değerleri veri kümesini oluşturmaktadır. İlgili veri kümesinin birinci logaritmik farkından oluşan “getiri” serisi üzerinden oynaklık yapısının belirlenmesi amaçlanmıştır. Çalışmanın ilk aşamasında İMKB getirileri için bir “ortalama modeli” tahmin edilmekte daha sonra bu modelin hata terimleri ARCH ve GARCH etkisinin ölçülmesi amacı ile kullanılmaktadır.

İMKB getirileri ile yapılan çalışma, bu piyasada öngörülebilir bir yapıda oynaklığın varlığını işaret etmektedir. Bulgular İMKB getirilerinin koşullu varyansının gecikmeli şoklardan etkilendiğini ve ayrıca gecikmeli varyansın mevcut (bugünkü) oynaklığa bilgi taşıdığını göstermektedir. Bir başka deyişle bulgular literatürde oldukça geniş incelenmiş olan getirilerin oynaklık kümelenmesi davranışını destekler durumdadır. Negatif asimetri ise, literatürde getiriler ile yapılan çalışmaların odaklandığı bir diğer konudur; ampirik olarak olumsuz haberlerin olumlu haberlerden daha fazla oynaklığa neden olduğu yönünde oldukça fazla çalışma mevcuttur. Ancak bu çalışmada elde edilen bulgular bu genel çıkarsamayı İMKB temelinde desteklenmemektedir. Çalışmada, haber etkisi eğrisinin İMKB getirileri için

simetrik olduđu ve GARCH(1,1) modelinin İMKB getirilerindeki oynaklıđı başarıyla temsil ettiđi tespit edilmiřtir.

Bu alıřmanın sonucunda negatif asimetrinin, getiri varyansı aısından evrensel bir bulgu olmadıđı anlařılmaktadır. alıřmanın kısa ve uzun dnem İMKB oynaklıđı ile ilgili blm kısa dnemli oynaklıđın uzun dnemli oynaklıktan nemli derecede byk olduđu ve uzun dnem oynaklıđa ulařma hızının ok yavař olduđu ynnde sonular vermektedir. Bir bařka deyiřle kısa dnemli oynaklık řokları genel olarak İMKB oynaklıđını kontrol etmektedir. Bu bulgu fiyatlandırma etkinsizliklerinin nemli derecede byk olmasına bađlı olarak, piyasa oyuncularının Trk hisse senetlerinin fiyatlandırmasında sabit oynaklık ltlerini kullandıđını ngrmektedir. Bu sonu, alıřma bađlamında ayrıca nem arz etmektedir, nk alıřmadaki “ortalama model” tahminlerinin de teyid ettiđi gibi, kořullu ortalamalar ile kořullu varyanslar arasında artı ynl bir iliřki tespit edilmektedir.

zden (2008), kořullu deđiřen varyans modellerinden ARCH, GARCH, EGARCH ve TGARCH modelleri ile İMKB Bileřik 100 Endeks getiri volatilitesi modelleyip, bu modeller arasından en iyi modeli belirlemeyi ama edinmiřtir. alıřmada 04.01.2000-29.09.2008 dnemine iliřkin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Bileřik 100 Endeksi’nin gnlk logaritmik getirileri kullanılmıřtır. ncelikle getirilerin durađan olup olmadıkları ADF Testi ile arařtırılmıř ve getiri serisinin birim kk iermediđi yani durađan olduđu saptanmıřtır. Daha sonra alternatif otoregresif modeller arasında en iyi ortalama denklem modelinin ARMA(2,2) olduđuna karar verilmiřtir. Bunun yanısıra ortalama denklemin artıklarının ARCH etkisine sahip olduđu ARCH LM testi yapılarak belirlenmiřtir. Getiri serisi ARCH etkisine sahip olduđundan kořullu deđiřen varyans modelleri ARCH(1), GARCH(1,1), EGARCH(1,1) ve TGARCH(1,1) ile tahmin edilmiřtir ve bunlar arasından en iyi olan modelin TGARCH(1,1) olduđu saptanmıřtır.

Gke (2001), alıřmasında İMKB endeksi gnlk getirilerinin zaman serisi zelliklerini incelemiř ve serinin modellenmesi iin kořullu deđiřen varyans metodolojisini kullanmıřtır. Analizde kullanılan veri seti, 02.01.1989-31.12.1997 tarihleri arasındaki 2245 iřlem gn iin derlenmiřtir. Aynı

zamanda günlük getiriler ile ilişkili olduğu bilinen günlük işlem hacmi değişim oranı da analize dahil edilmiştir.

Ulusal 100 endeksinin zaman içindeki eğilimi incelendiğinde, 1993 yılının ilk yarısına kadar olan dönemde çok büyük bir fiyat hareketinin olmadığı görülmüştür. Bu sebepten ötürü dönem iki alt döneme ayrılmıştır. Birinci dönem 1989 yılından 1993 yılının ilk yarısına kadar ve 1993 yılının ikinci yarısından 1997 yılı sonuna kadar olan iki alt dönem halinde ve tüm örnek döneminde olmak üzere analiz edilmiştir. Getiri oranı ve işlem hacmi değişim oranı arasındaki ilişkinin incelenmesi adına ARMA model yapılarından birçoğu denenmiş ve en uygun modelin AR(1) modeli olduğu tespit edilmiştir. Daha sonra bu model tahmin edilerek hata terimlerine ARCH-LM testi uygulanmış ve değişen varyansın olup olmadığı incelenmiştir. Buna göre, hataların ARCH/GARCH etkisine sahip olmadığını savunan yokluk hipotezi reddedilerek, bu etkinin seride var olduğuna karar verilmiştir.

Getiri denkleminin modellenmesi için altı farklı koşullu değişen varyans modeli çeşitli gecikme uzunlukları ile denenerek, değerlendirmeye alınmış ve GARCH(1,1) modelinin uygun model olduğuna karar verilmiştir. Bu yeni tahmin süreci ile modeldeki otokorelasyon ve değişen varyanslılığın birlikte görülen etkileri arındırılmış olmakta ve oynaklığın tahmin edilmesi olanaklı hale gelmektedir.

Telatar ve Binay (2002), çalışmalarında Ding, Granger ve Engle ile Hentschel'in ABD borsası verilerine uygulanabilir olduğunu buldukları PARCH modellerini esas alarak, dolar bazında İMKB Ulusal-100 endeksinin ARCH modellemesi üzerine çalışmışlardır. İMKB Ulusal-100 endeksi ile elde edilen model Brooks, Faff, McKenzie ve Mitchell'in on ulusal hisse senedi borsa endeksi ile dünya endeksi için tahmin ettikleri APGARCH (1,1) modeli ile karşılaştırılmıştır. İMKB endeksi için tahmin edilen modelin kuvvet terimi, Singapur hariç, diğer ülkeler için tahmin edilen kuvvet teriminden daha büyük bulunmuştur. Buradan hareketle, Ding, Granger ve Engle yaklaşımı çerçevesinde, İMKB verilerindeki zamana bağlı değişkenliğin diğer ülke borsalarından görece olarak yüksek olduğu söylenmektedir.

Yalama (2008), çalışmasında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın bazı önemli ülke borsalarıyla nasıl bir oynaklık etkileşimi içinde bulunduğunu ortaya koymaya çalışmıştır. İMKB'nin, gelişmiş ve gelişmekte olan bazı önemli ülke borsalarının oynaklık yapıları modellenerek, İMKB-100'ün bazı önemli ülke borsalarına göre kabul edilebilir bir risk düzeyinde olduğu belirlenmiştir.

Çalışmada ilk olarak, İMKB'nin, gelişmiş ve gelişmekte olan bazı önemli borsaların oynaklık yapıları 01.01.1995–31.02.2007 tarihleri arasındaki döneme ilişkin olarak günlük frekansta endekslerinin kapanış değeri üzerinden hesaplanan getiriler kullanılarak analiz edilmiştir. Modellerin tahmininden önce getiri serilerinin durağanlık durumu test edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, durağan oldukları tespit edilen ülkelere ait getiri serilerinin ortalamaları, önce ARMA modelleri kullanılarak modellenmiştir. ARMA modellerinin belirlenmesinde getiri serilerinin yapılarını bozan uç değerler (outliers) görülmüştür. Bu uç değerler, getiri serilerinin yapılarını bozduğundan bunların elimine edilmesi için kukla değişkenler kullanılmıştır. Serilerin tümünde ARCH etkisi gözlemlendiğinden, getiri serilerinin ARMA ile modellenmesi tek başına yeterli olmamıştır. Bu nedenle getiri serilerinin oynaklıklarının incelenmesinde ARCH sınıfı modeller kullanılmıştır.

10 ülkeye ait 11 hisse senedi borsasının oynaklığı asimetrik ve asimetrik olmayan yedi farklı GARCH sınıfı model kullanılarak (E-GARCH, PARCH, TARCH, IGARCH, C-GARCH, GARCH, C-GARCH, GARCH, GARCH-M) modellenmiştir. Neticede, İMKB-100'ün oynaklığının dünyanın en çok işlem gören borsalarına göre çok fazla olmadığı, kabul edilebilir bir risk düzeyinde bulunduğu görülmüştür.

Bildirici, Oktay ve Aykaç (2007), çalışmalarında 1988-2006 döneminde İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın (İMKB) günlük kapanış değerlerinden hareketle literatürde geliştirilen ve günlük getiri değişkenliği hesaplama yöntemi olarak kullanılan $\ln(t - t_{-1})$ yönteminin yerine farklı bir hesaplama yöntemi kullanılmış ve günlük getiri değişkenliğinin ayrıntılı bir şekilde hesaplanması amaçlanmıştır.

Özellikle belirsizliğin hakim olduğu durumlarda, ekonomik koşullar dikkate alındığında, getiri değişkenliğinin arttığı gözlemlenmekte bu da yatırımların riskini arttırmakta, bu noktada da uygun modellerin oluşturulmasının gerekliliği çalışmada belirtilmektedir.

Çalışmada günlük getiri değişkenliği hesaplanmış ve ARCH/GARCH ailesi modelleri kullanılarak modellenmiştir. Günlük getiri değişkenliğinin modellenmesinde başta, literatürde hakim olan $\ln(y_t - y_{t-1})$ dönüşümü uygulanarak analiz yapılmıştır. Analiz sonuçlarının istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Tahmin edilen modellerde ARCH ve GARCH terimlerinin toplamının 1 den küçük olduğu, diğer değişen varyans modellerinden olan PGARCH ve APGARCH modellerinin güç(power) değerlerinin ise 0.86 ve 1.82 olduğu saptanmıştır. Ancak verilere logaritmik dönüşüm yerine, $(y_t - y_{t-1})/y_{t-1}$ dönüşümü uygulanarak tahmin edilmesinin daha doğru olacağı kararlaştırılmış ve $(y_t - y_{t-1})/y_{t-1}$ dönüşümü uygulanarak tahmin edilen modellerin sonuçları karşılaştırılmıştır. Elde edilen sonuçların t-istatistiği değerleri incelendiğinde anlamlı olduğu görülmektedir. Logaritmik dönüşüm uygulanmış olan verilerle elde edilen sonuçlarda olduğu gibi ARCH ve GARCH terimleri toplamı bir den küçük ve anlamlı olduğu saptanmıştır. Bu yöntemle hesaplanan modellerde güç(power) değerleri PGARCH modelinde 1.78, APGARCH modelinde ise 1.74 olmak üzere aşamalı bir düşüş sergilediği görülmüştür. Bu sonuçlar ışığında logaritmik dönüşüm uygulanmış verilere nazaran $(y_t - y_{t-1})/y_{t-1}$ dönüşümü ile daha sağlıklı sonuçlar elde edildiği kararlaştırılmıştır.

Mazıbaşı (2005), çalışmasında, 15 adet simetrik ve asimetrik GARCH modeli ile İMKB Bileşik, Mali, Hizmet ve Sınai endekslerindeki volatilitiyi modelleyerek, örnek dışı öngörülerde bulunulmakta ve öngörülerin güvenilirliğini ele almaktadır. Bu amaçla, öncelikle 1997-2004 dönemine ait günlük, haftalık ve aylık volatilitiy verileri kullanılarak, finansal verilerde sıkça rastlanan volatilitiy kümelenmesi, asimetrik fiyat hareketleri, kaldıraç etkisi ve kalın kuyruk özellikleri araştırılmıştır. Simetrik hareketleri modelleyen GARCH modelinin yanında asimetrik hareketlerin modellenmesinde EGARCH, GJR-GARCH, Asimetrik PARCH ve Asimetrik CGARCH modellerinden oluşan 15

modelden yararlanılmıştır. 1997-2003 dönemine ait veriler modellerin tahmininde (estimation), 2004 yılına ait veriler ise modellerin öngörü (forecast) performanslarının değerlendirilmesinde kullanılmıştır. Tahmin edilen modellerle günlük, haftalık ve aylık olarak öngörülerde bulunulmuş ve bu öngörüler aynı döneme ait gerçekleşen volatiliteler ile karşılaştırılarak modellerin öngörü performansları değerlendirilmiştir. Değerlendirmede simetrik ve asimetrik öngörü hatası istatistiklerinden yararlanılmıştır. Tahmin sonuçlarında, günlük, haftalık ve aylık verilerde asimetri ve kaldıraç etkilerinin mevcut olduğu belirlenmiştir. Yapılan öngörülerde, haftalık ve aylık bazda yapılan öngörülerin daha isabetli sonuçlar verdiği görülmüştür. Günlük öngörülerde ise, günlük verilerdeki yüksek derecedeki volatilitenin modellenmesinde ARCH tipi modellerin yetersiz kaldığı belirlenmiştir.

Atakan (2009), ARCH ailesi modellerini kullanarak İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) oynaklığın (değişkenliğin) modellenmesinde kullanılabilecek en uygun metodu araştırmıştır. Çalışma, 3 Temmuz 1987- 18 Temmuz 2008 tarihleri arasındaki İMKB-100 Bileşik Endeksi'nin getirilerinden hareketle toplam 5157 günlük veri kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Çalışmada ilk olarak getiri serilerinin durağan olup olmadıkları ADF testi ile araştırılmıştır. Sabitli, sabitli trendli ve sabitsiz trendsiz denklemler için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde serinin durağan oldukları tespit edilmiştir. Logaritması alınmış mevcut veri setinin kendi seviyesinde durağan olduğuna karar verildikten sonra, İMKB-100 Endeksi'nin getiri serisinde ARCH etkisinin bulunup bulunmadığını test etmek için ARCH-LM (ARCH-Lagrange Multiple) testine geçilmiştir. ARCH-LM testinin ilk adımı, ortalama denkleme karar vermek olduğu bilindiğinden bunu tespit etmek adına analize devam edilmiştir. Ortalama denklemin tespiti için 10. seviyeye (lag) kadar bütün Box Jenkins modelleri denenmiş ve en iyi açıklama gücüne sahip AR (1) modeli, ortalama denklem olarak kabul edilmiştir. Daha sonra bu modelin hatalarına ARCH-LM testi uygulanmış ve değişen varyans yapısının varlığı kabul edilmiştir. Bu etkiyi ortaya çıkarmak amacı ile, ARCH(1), ARCH(2), ARCH(3), ARCH(4), ARCH(5), GARCH(1,1), GARCH(1,2), GARCH(1,3), GARCH(2,1), GARCH(2,2), GARCH(2,3), GARCH(3,1), GARCH(3,2), GARCH(3,3) gibi

koşullu değişen varyans modelleri oluşturulmuş ve araştırılan tüm model tahmin sonuçları içerisinde Akaike Bilgi Kriteri değerlendirme sonucuna göre, GARCH(1,1) modelinin İMKB-100 Endeksi günlük getiri serisindeki değişkenliği modellemede kullanılabilecek en uygun model olduğu tespit edilmiştir. Ancak, ARCH ve GARCH modellerinde varyansın etkisinin simetrik olduğu varsayılmaktadır. Oysa İMKB-100 Endeksi'nde volatilité kümelenmeleri gözlemlenmektedir. Bundan dolayı, çalışmanın sonunda tavsiye olarak İMKB'de volatilitenin modellenmesinde asimetrik GARCH yöntemlerinin kullanılmasının daha uygun sonuçlar üreteceği belirtilmektedir. Ayrıca, yüksek volatilitenin şoklar ve belirsizlikler sonrası bir süreklilik izlediği GARCH(1,1) denkleminde $(\alpha_1 + \beta_1)$ değerinin yüksekliğinden anlaşılmaktadır. Bu durum herhangi bir dönemdeki şokun etkisinin gelecekte de bir süre daha devam ettiğini göstermektedir. Bu da kriz zamanlarında ve belirsizlik dönemlerinde, İMKB-100 Endeksi getirilerindeki değişkenliğin arttığı ve bu dönemlerde volatilité kümelenmelerinin gözlemlendiği sonucu ile uyumlu olduğu saptanmıştır.

Aydın (2003) çalışmasında, İMKB-30 Endeksi'ndeki hareketleri ve oynaklığı incelemiş, hisse senedi getirilerinin normal dağılım göstermediğini, oynaklığın şiddetlendiği dönemlerde kümelenmelerin olduğunu, finansal zaman serilerinde gözlemlenen negatif asimetri ve kalın kuyruk sorununun İMKB-30 Endeksi'nde de gözlemlendiğini ortaya koymuştur. Bu sebeplerden dolayı, İMKB-30 Endeksi'nin modellenmesinde Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama ve Genelleştirilmiş ARCH modellerini kullanan Aydın, GARCH (1,1)'i İMKB Endeksi'nin oynaklığının ölçülmesinde en uygun model olacağını savunmuştur.

Özer ve Türkyılmaz (2004), Türk Sermaye Piyasası'nda Şubat 2001 Krizi'nin etkilerini inceledikleri çalışmalarında, İMKB-100 Endeksi'nin ve Amerikan Doları kurunun Ocak 2000-Mart 2002 dönemindeki değerlerini ele almışlardır. Araştırmada, ilgili dönemde İMKB-100 Endeksi için ARCH etkisi bulunurken, dolar kurunda bu etkiye rastlanmamıştır. Kriz öncesi sabit kur sisteminin geçerli olmasından dolayı dolar kurunda ARCH etkisine rastlamayan araştırmacılar, ARCH ailesinden çeşitli modeller denemişler ve

en büyük log olabilirlik kriterine göre EGARCH(1,1) modelini İMKB-100 Endeksi getiri serisi için uygun bulmuşlardır. Bununla birlikte, analizlerinin bir alt dönemi olarak ele aldıkları Mart 2001-Mart 2002 dönemindeyse İMKB-100 Endeksi için düşük bir ARCH etkisi bulunmuştur ve en uygun model ARCH(1) modeli olarak tespit edilmiştir.

Akgün ve Sayyan (2007), İMKB-30 Endeksi verilerini kullanarak hisse senedi getirilerindeki asimetriklik sorununu açıklamaya çalışmıştır. Asimetrik koşullu değişen varyans modellerini kullanarak 4 Ocak 2000 - 25 Nisan 2005 dönemini içeren çalışmada yazarlar, asimetrik modellerin İMKB'deki oynaklığı tahminlemede daha iyi sonuç vereceğini ve APARCH ile FIAPARCH modellerinin oynaklığı açıklayan en iyi iki model olduğunu ortaya koymuşlardır. Tüm bunların yanısıra yazarlar, negatif asimetri ve kalın kuyruk özellikleri taşıyan finansal verilerin normal dağılım göstermediğini ifade ederken, bundan dolayı student-t veya çarpık student-t dağılımlarının modellemede tercih edilmesinin daha doğru sonuçlar üreteceğini öne sürmüşlerdir.

Sarioğlu (2006), İMKB'de işlem gören hisse senedi getirilerindeki oynaklığın modellenmesini detaylı bir şekilde incelemiştir. Riskin nasıl tahminleneceği sorusunu yanıtlayabilmek amacıyla, İMKB Ulusal-100 Bileşik Endeksi getiri değişkenliğini en iyi tahminleyen değişkenlik modellerini Ocak 1991 - Aralık 2004 ve Mayıs 1996 - Aralık 2004 dönemleri olmak üzere iki ayrı dönem için analiz edilmiştir. GARCH (1,1) ve EGARCH (1,1) modellerinin İMKB- 100 Endeksi'ndeki oynaklığı açıklamada en iyi modeller olduğunu belirten araştırmacı, aynı zamanda hisse senedi getirilerindeki oynaklığın tespitinde koşullu varyans modellerinin üstünlüğünü de ortaya koymuştur.

Yüzbaş (2002), çalışmasında İMKB getiri volatilitesi tahmin etmek ve volatilitenin kaynaklarını araştırmayı amaçlamıştır. Bu bağlamda, İMKB getiri volatilitesi tahmin edilmiş ve İMKB getiri volatilitesi ile temel makro ekonomik ve finansal göstergelerin volatiliteleri arasında bir ilişkinin olup olmadığı araştırılmıştır. Çalışmanın ilk bölümünde, sermaye piyasası ile makro ekonomik göstergeler arasındaki ilişki ilk olarak iktisat teorisi açısından

incelenmiş daha sonra da ilgili ekonometrik çalışmalar ele alınmıştır. Sonuç olarak da volatilitenin neden ve sonuçları araştırılmış ve İMKB ile uluslararası piyasalar arasındaki ilişki ortaya konmaya çalışılmıştır.

Çalışmada, İMKB'nin 3645 gözlem değerinden oluşan günlük verileri ile ARCH-GARCH modelleri tahmin edilmiştir. Sonra uygun modeller seçilmiştir. Günlük işlem hacmi ve günlük getiri oranları arasında güçlü ve pozitif bir ilişki bulunmuştur.

İMKB getiri volatilitesi ilk aşamada tahmin edilmiş, uygulanan koşullu değişen varyans modelleri sonucunda anlamlı E-GARCH katsayılarına ulaşılmıştır. Bu katsayılara göre, negatif getiri şoklarının getiri oynaklığı üzerinde pozitif şoklara kıyasla daha fazla etkisinin bulunduğu tespit edilmiştir. GARCH-M modeli sonucunda, risk primini temsil eden katsayı pozitif ve anlamlı bulunmuş ve bunun finans teorisine uygunluğu saptanmıştır.

Çalışmanın bir başka amacı da İMKB getiri oynaklığının makro ekonomik değişkenlerden etkilenip etkilenmediğinin tespit edilmesidir. Sonuç olarak İMKB getirilerinin enflasyon, üretim endeksi, parasal taban vb. gibi değişkenlerden etkilenmediği ortaya çıkmıştır. Ayrıca çalışmanın üçüncü bölümünde, GARCH-M(1,1) metoduyla günlük getiri volatilitesi başarılı bir şekilde tahmin edilmiş ve İMKB'deki oynaklığın, endeksin kendi iç yapısından kaynaklandığı yolunda bir bulguya rastlanmıştır.

Gökçe (1998), çalışmasını genel anlamda iki kısımdan oluşturmuştur. İlk aşamada ARCH sınıfından modeller vasıtası ile döviz piyasası günlük verilerini modellemiş, çalışmanın arda kalan kısmında ise menkul kıymetler piyasası verileri üzerinde çalışarak uygun modellemeler yapmıştır. Piyasalara ait volatiliteler denklemleri oluşturularak, volatilitedeki değişiklikler ile piyasa getirileri arasındaki ilişki incelenmiştir.

Uygulamanın ilk bölümü olan döviz piyasası ile ilgili veriler 3012 gözlemden oluşmaktadır. Bu gözlem seti ile bir bütün olarak piyasa volatilitesi tahmin edilerek, volatiliteler ile getiri arasındaki ilişkinin incelenmesi ve toplam 12 yıldan oluşan gözlemleri herbir yıl için ayrı ayrı inceleyerek yıllık volatiliteler

hareketinin izlenebilmesi amaçlanmıştır. Bu piyasa verileri için uygulanan modeller neticesinde GARCH(1,1) modeli en uygun model olarak belirlenmiştir. Ayrıca koşullu değişen varyans modelleri tahmin edildikten sonra artıkları incelenmiş, ARCH testi sonucunda sadece GARCH(1,1) modeli artıklarında koşullu varyans etkisinin kaybolduğu gözlenmiştir.

Döviz kuru getirileri için yapılan uygulamaya benzer şekilde İMKB Ulusal 100 endeksi getirileri günlük bazda 2245 işlem günü için (02.01.1989 - 31.12.1997) hesaplanarak modellenmiştir. Buna göre, getiri oranı serisinin zaman serisi özellikleri, döviz kuru getirileri ile benzerlik taşımakta olduğu belirlenmiştir. Daha önceden literatürdeki çalışmalar vesilesi ile fiyat ve işlem hacmi arasındaki Granger nedensellik ilişkisi araştırılmış ve bu ilişkinin yönünün hacimden fiyatlara doğru olduğu anlaşılmıştır. Dolayısı ile çalışmada da, menkul kıymet getirilerini açıklamak üzere günlük işlem hacmi değişim oranı, modele açıklayıcı değişken olarak dahil edilmiştir. Uygulanan ARCH testi sonucunda hataların değişen varyans yapısı gösterdiği belirlenmiş ve bu nedenle altı farklı koşullu değişen varyans modeli çeşitli gecikme uzunlukları ile denenerek, değerlendirilmeye alınmıştır. Bunun sonucunda GARCH(1,1) modelinin en uygun model olduğu kanısına varılmıştır. Bu piyasadaki volatilitenin, sürekli ve dalgalı bir hareket izlediği gözlemlenmiş ve bu durumun döviz piyasasına kıyasla daha belirgin ortaya çıktığı anlaşılmıştır.

Berument ve Kıymaz (2001), çalışmalarında değişen zaman periyodları için beş hisse senedi piyasasının yerel endeks getirileri için benzer bir metodoloji kullanmışlardır. Araştırmanın temel odağı, haftanın günlerinin hem getiriler, hem de getirilerin oynaklığı üzerindeki etkileri olmuştur. İncelemede, GARCH(1,1)-M ve TGARCH(1,1)-M modelleri kullanılmıştır.

Güneş ve Saltoğlu (1998), İMKB getiri volatilitesi ile faiz oranı, döviz kuru, reel ekonomik aktivite, para arzı ve enflasyon gibi makro ekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada VAR modeli kullanılmış ve İMKB endeksi getiri oynaklığı GARCH(1,1) yöntemi ile tahmin

edilmiştir. Ayrıca, İMKB endeksinin yüksek oynaklığa sahip bir hisse senedi piyasası endeksi olduğu kanısına varılmıştır.

Kıran (2010), çalışmasında, işlem hacmi ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası bileşik endeks (İMKB-100) getiri volatilitesi arasındaki ilişki, 1990-2008 dönemleri için GARCH, EGARCH ve TGARCH modellerine işlem hacmi ve haftanın günleri etkilerini ilave edilerek araştırmaktadır. Bulgular, getiri volatilitesinde haftanın günleri ve kaldıraç etkisinin var olduğuna işaret etmektedir. GARCH ve TGARCH modellerin tahmin sonuçları, işlem hacminin getiri volatilitesi üzerindeki etkisinin anlamlı olduğunu fakat pozitif olmadığını göstermektedir. Bu bulgular, İMKB’de “Ardışık Bilgi Akışı” ve “Karışık Dağılımlar” hipotezlerinin geçerliliğine aykırı kanıtlar sağlamaktadır.

Akar (2006), doktora tezi çalışmasında finansal zaman serilerinin modelleme yöntemleri incelenerek, iktisadi krizlerin, yaz mevsiminin ocak ayının ve haftanın günlerinin İMKB’de gerek endekslerin gerekse bireysel hisse senetlerinin getirilerini ve volatilitelerini nasıl etkilediğini araştırmıştır. Ayrıca çalışmada asimetrinin ve geçmiş sapmaların etkileşimlerinin volatiliteye etkisi de incelenmiştir. Veri olarak İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nın (İMKB), 02 Ocak 1990-29 Aralık 2004 tarihleri arasındaki günlük endeks ve bireysel hisse senetleri kullanılmıştır. Şokların asimetrik etkilerini dikkate alabilmek için ARMA-EGARCH, TAR-GARCH modelleri, geçmiş sapmaların etkilerini araştırmak için de CHARMA modeli yöntem olarak kullanılmıştır. Analizde 1994, Rusya ve 2001 iktisadi krizlerinin ve takvimsel faktörlerin etkileri uygun kukla değişkenler kullanılarak incelenmiştir. Çalışma sonuçlar volatilitenin kriz dönemlerinde ve ocak ayında daha yüksek, yaz aylarında ise daha düşük olduğunu göstermektedir. İMKB’de negatif şokların pozitif şoklara göre daha fazla volatiliteye neden olduğu saptanmıştır. Ayrıca sonuçlar İMKB’de hisse senedi getiri volatilitesinin sapmaların birinci ve ikinci gecikmeleri arasındaki etkileşime bağlı olduğunu göstermektedir ve gelişmekte olan finansal piyasalarda volatilité modellemesi için CHARMA alternatifini sunmaktadır.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN BAZI BORSA ENDEKSLERİ HAKKINDA BİLGİLER

Bu bölümde, çalışmamızın ilerleyen bölümlerinde ekonometrik olarak analiz edeceğimiz gelişmiş ve gelişmekte olan bazı borsa endeksleri üzerine açıklamalar yapılacaktır. Çalışmamızda yer alan borsalardan İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) Endeksi temel alınarak gerçekleştirilecek analizler öncesinde, analizde kullanılacak borsalara yönelik çeşitli endeksler tanıtılacak ardından da küreselleşen dünyada çeşitli borsaların birbirleri ile olan ilişkilerinin incelendiği literatür çalışmalarının sonuçlarına değinilecektir.

3.1. İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI (İMKB)

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB), Menkul Kıymetler Borsaları Hakkında 91 sayılı Kanun Hükmünde Kararname uyarınca kurulmuş, yetkilerini kendi sorumluluğu altında bağımsız olarak kullanan ve Sermaye Piyasası Kurulu'nun gözetim ve denetimi altında olan tüzel kişiliği haiz bir kamu kurumudur.

((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/imkb.sflb.ashx, 09 Mayıs 2010, s.3.)

İMKB, yatırımcıların hisse senedi ve tahvil-bono piyasalarında oluşan hareketleri takip edebilmeleri amacıyla her iki piyasaya ilişkin farklı nitelikte endeksler hesaplamaktadır. Hisse senetleri piyasalarında 44, tahvil ve bono piyasalarında 18 endeks üretilmektedir.

Hisse senetleri endeksleri hem fiyat hem de getiri endeksi olarak hesaplanmaktadır. Fiyat endeksleri, sadece fiyattaki değişimi yansıtırken, getiri endeksleri kar payı ödemelerini de dikkate almaktadır.

Tahvil ve bono endeksleri fiyat ve performans endekslerinden oluşmaktadır. Fiyat endeksleri, piyasa faiz oranındaki değişimin yol açtığı

fiyat deęişimini ölçerken, performans endeksleri hem faiz oranındaki deęişimi hem de vadeye kalan gün sayısındaki azalmayı dikkate alarak yatırımcının elde ettięi getiriyi ölçmektedir.

İMKB endekslerini baz alan finansal ürün ihraç edilebilmesi ve/veya İMKB verileri kullanılarak endeks hesaplanabilmesi için, yatırım kuruluşları ile İMKB arasında lisans sözleşmesi imzalanması gerekmektedir. ((Erişim) <http://www.imkb.gov.tr/Indexes.aspx>, 09 Mayıs 2010)

3.1.1. İMKB Hisse Senedi Endeksleri

İMKB hisse senetleri piyasası endeksleri, borsa'da işlem gören hisse senetlerinin fiyat ve getirilerinin bütünsel ve sektörel bazda performanslarının ölçülmesi amacıyla oluşturulmuştur.

Fiyat endeksleri, endeksin hesaplanmasında ve sürekliliğinin sağlanmasında ödenen temettüyü dikkate almayan endekslerdir. Bu tür endekslerde sadece hisse senedinin deęer kazanmasından doğan kazanç endekse yansımaktadır.

Getiri endeksleri, endeksin hesaplanmasında ödenen temettüyü de dikkate alan, sürekliliğinin sağlanmasında ödenen temettülere göre de düzeltme yapılan endekslerdir. Bu tür endekslerde hisse senedinin deęer kazanmasından doğan kazancın yanında temettüden dolayı elde edilen kazanç da endekse yansımaktadır. Fiyat endekslerinden sadece İMKB ulusal-100, İMKB ulusal-sınai, İMKB ulusal-hizmetler ve İMKB ulusal-mali 1997 yılı başından itibaren seans süresince yayınlanmakta iken, İMKB yönetim kurulu'nun 24.06.1997 tarihli toplantısında fiyat endekslerinin tümünün seans süresince yayınlanması kararlaştırılmıştır. Getiri endeksleri ise sadece seans sonunda yayınlanmaktadır. İMKB Ulusal-100 endeksi ulusal pazar için temel endeks olarak kullanılmaktadır. Tüm endeksler tamsayıdan sonra iki haneli olarak gösterilir ve ilan edilir. ((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/endeksler.sflb.ashx, 09 Mayıs 2010, s.5.)

I. İMKB Ulusal 100 Endeksi

1986 yılında 40 şirketin hisse senedi ile başlayarak zamanla sayısı 100 şirketin hisse senedi ile sınırlanan bileşik endeks'in devamı niteliğindedir. Bu endeks, İMKB Ulusal-30 ve İMKB Ulusal-50 hisse senetlerini otomatik olarak kapsamaktadır.

II. İMKB Ulusal 50 Endeksi

Menkul kıymet yatırım ortaklıkları hariç Ulusal Pazar'da işlem gören şirketlerden belirli şartlara göre seçilen 50 hisse senedinden oluşmakta olup, İMKB ulusal-30 hisse senetlerini otomatik olarak kapsamaktadır.

III. İMKB Ulusal 30 Endeksi

Menkul kıymet yatırım ortaklıkları hariç Ulusal Pazar'da işlem gören şirketlerden belirli şartlara göre seçilen 30 hisse senedinden oluşmaktadır.

IV. İMKB Kurumsal Yönetim Endeksi

İMKB pazarlarında (gözültü pazarı hariç) işlem gören ve sermaye piyasası kurulu'nun (spk) seri viii, no:51 "sermaye piyasasında derecelendirme faaliyeti ve derecelendirme kuruluşlarına ilişkin esaslar tebliğı" (tebliğ) kapsamında kurumsal yönetim ilkelerine uyumuna ilişkin olarak belirlenmiş derecelendirme notuna sahip şirketlerin performanslarının ölçülmesi amacıyla oluşturulmuştur.

((Erişim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/endeksler.sflb.ashx, 09 Mayıs 2010, s.5.)

V. İMKB Ulusal-Tüm Endeksi

Menkul kıymet yatırım ortaklıkları hariç Ulusal Pazar'da işlem gören hisse senetlerinden oluşmaktadır.

VI. Sektör ve Alt Sektör Endeksleri

Menkul kıymet yatırım ortaklıkları hariç ulusal pazar'da işlem gören hisse senetlerinden oluşmaktadır.

VII. İMKB Ulusal Pazar Endeksi

İkinci ulusal pazar'da işlem gören hisse senetlerinden oluşmaktadır. 03.03.2003 tarihinden itibaren geçerli olan yeni pazar yapılanmasına bağlı olarak İMKB bölgesel, Yeni Şirketler Pazarı Endeksi'nin adı İMKB ikinci ulusal pazar endeksi olarak değiştirilmiştir.

VIII. İMKB Yeni Ekonomi Pazarı Endeksi

Yeni ekonomi pazarı'nda işlem gören hisse senetlerinden oluşmaktadır.

IX. Menkul Kıymet Yatırım Ortaklıkları Endeksi

Ulusal Pazar'da işlem gören menkul kıymet yatırım ortaklıklarının hisse senetlerinden oluşmaktadır.

((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/endeksler.sflb.ashx, 09 Mayıs 2010, s.6.)

3.1.2. İMKB Endekslerinin Hesaplanması

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) bir önceki bölümde görüldüğü üzere birçok endeks hesaplanmaktadır. Bu endekslerin hesaplanmasında bazı kriterler bulunmaktadır. Bu bölümde kısaca bunlara değineceğiz.

Öncelikle değinilmesi gereken nokta endekslerin hesaplanmasında hangi fiyatların kullanıldığıdır. Endeksler hesaplanırken en son tescil edilmiş fiyatların kullanılması gerekmektedir. Şirketin piyasa değeri, eski ve (varsa) yeni hisse senetlerinin fiyatları ayrı ayrı dikkate alınarak hesaplanır. Ancak, piyasa değeri hesaplamasında, işlem sırası açılmayan “yeni” hisse senetleri ve esas sermaye sisteminde yapılan sermaye artırımlarında, sermayenin tescil ve ilanına kadar Ulusal Pazarın Merkezi Kayıt Kuruluşu'nda (MKK) oluşturulan geçici paylar için eski hisse senedinin fiyatı dikkate alınır.

[Piyasa Değeri = (Eski Hisse Senedi Sayısı) * (Eski Hisse Senedi Fiyatı) + (Yeni Hisse Senedi) * (Yeni Hisse Senedi Fiyatı)]

Esas sermaye sistemine tabi olup, temettü ödemedi sermaye artırımları yapan şirketlerin verdiği geçici kaydi paylar borsa'da alınıp satılmadığından yeni hisse senedine dönüşüncüye kadar fiyatı oluşmaz. Bu nedenle, eski hisse senetlerinin fiyatı geçici kaydi paylar için de geçerli kabul edilerek şirketin piyasa değeri buna göre hesaplanır. ((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/endeksler.sflb.ashx, 09 Mayıs 2010, s.9.)

İMKB endeksleri, endeks kapsamında bulunan şirketlerin, aynen saklamada bulunanlar hariç, MKK saklamasında bulunan hisse senetlerinin toplam piyasa değerleri ile ağırlıklı olarak hesaplanır.

Endekslerin hesaplanmasında aşağıdaki formül kullanılır: ((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/endeksler.sflb.ashx, 09 Mayıs 2010, s.10.)

$$E_t = \frac{\sum_{i=1}^n F_{it} * N_{it} * H_{it}}{B_t}$$

burada;

E_t = Endeksin t zamandaki değerini,

n = Endekse dahil olan hisse (şirket) sayısını,

F_{it} = “i” nci hisse senedinin t zamandaki fiyatını,

N_{it} = “i” nci hisse senedinin t zamandaki toplam sayısını (=ödenmiş veya çıkarılmış sermaye),

H_{it} = “i” nci hisse senedinin t zamandaki aynen saklamada bulunanlar hariç, mkk saklamasında bulunan miktarının sermayeye göre tamsayıya yuvarlanmış oranını,

B_t = Bölenin (düzeltilmiş baz piyasa değeri) t zamandaki değerini ifade eder.

((Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/endeksler.sflb.ashx, 09 Mayıs 2010, s.10)

3.2. DOW JONES ENDÜSTRİYEL ORTALAMA ENDEKSİ

Dow Jones Endüstriyel Ortalama Endeksi ya da uluslararası alanda ifade ediliş biçimiyle Dow Jones Industrial Average (DJIA) Amerika'daki hisse senedi piyasaları içerisinde bilinen en eski endekslerden birisidir. (Bozkurt, 1988: 77) DJIA Endeksi'nin ilk yayını 26 Mayıs 1896 ((Erişim) http://tr.wikipedia.org/wiki/Dow_Jones_Industrial_Average, 09 Mayıs 2010) tarihinde yapılmıştır. DJIA, fiyat ağırlıklı endekslerin en bilinenidir. Endeks kapsamındaki 30 hisse senedi, New York Borsası'nın (NYSE) büyük ölçekli iyi bilinen sanayi şirketlerini temsil etmektedir. (Hirt, Block, 1999: 62) Bu hisse senetlerine sahip şirketler; 3M, Alcoa, American Express, AT & T, Bank of America, Boeing, Caterpillar, Chevron Corporation, Cisco Systems, Coca-Cola, DuPont, ExxonMobil, General Electric, Hewlett-Packard, The Home Depot, Intel, IBM, Johnson & Johnson, JPMorgan Chase, Kraft Foods,

McDonald's, Merck, Microsoft, Pfizer, Procter&Gamble, Travelers, United Technologies Corporation, Verizon Communications, Wal-Mart ve Walt Disney'dir.((Erişim)http://en.wikipedia.org/wiki/Dow_Jones_Industrial_Average, 09 Mayıs 2010)

Dow Jones Endüstriyel Ortalama Endeksi'nin matematiksel olarak (DJIA) ifade ediliş biçimi şu şekildedir:

$$DJIA = \frac{\sum P}{d}$$

burada;

P : Hisse senedleri bileşeninin fiyatı,

d : Dow bölenini ifade eder.

((Erişim)http://en.wikipedia.org/wiki/Dow_Jones_Industrial_Average#Calculation, 10 Mayıs 2010)

3.3. NIKKEI 225 (NIHON KEIZAI SHIMBUN) ENDEKSİ

Nikkei 225 adı ile bilinen ve Tokyo Borsası'nda (TSE) işlem gören borsa endeksi, 1950 yılından günümüze dek Nihon Keizai Shimbun (Nikkei) gazetesi vasıtası ile günlük olarak hesaplanmaktadır. Endeks, ağırlıklı ortalama fiyatlardan oluşturulmakta (birim olarak "Yen" alınır) ve endeksi oluşturan bileşenler yılda bir kez gözden geçirilmektedir. Nikkei, Japon özsermayesinin ortalama fiyatlarını içeren en yaygın endeks olmakla birlikte Dow Jones Endüstriyel Ortalama Endeksi'ne çok benzemektedir. Nitekim, endeks 1975'ten 1985 yılına kadar "Nikkei Dow Jones Ortalama Endeksi" olarak adlandırılmaktaydı. Nikkei 225 endeksi, 7 Eylül 1950 tarihinde hesaplanmaya başlamıştır ve geçmişe dönük olarak 16 Mayıs 1949 tarihine kadarki endeks değerlerini içermektedir. Nikkei 225 Vadeli İşlemler (Nikkei 225 Futures) adındaki endeks ise 1986 yılında Singapur Borsası'nda, 1988

yılında Osaka Menkul Kıymetler Borsası'nda, 1990 yılında ise Şikago Emtia Ticaret Borsası'nda ilk olarak hesaplanmaya başlamıştır. ((Erişim) http://en.wikipedia.org/wiki/Nikkei_225, 10 Mayıs 2010)

Dow Jones endeksi gibi Nikkei endeksi de endeks kapsamındaki hisse senedi fiyatlarının toplamının, ilk hesap gününde endeksteki şirket sayısı olan ancak, sermaye artırım, bölünme ve birleşme gibi durumlar nedeniyle endeksin sürekliliğini sağlamak ve fiyatlardaki değişiklikler dışındaki etkileri gidermek amacıyla değişikliğe uğrayan bir "bölen"e bölünmesi ile hesaplanır. Bu ortalama, Tokyo Borsası tarafından 1 Temmuz 1969'a kadar hesaplanmıştır. Borsa bu tarihten sonra, piyasa değeri ağırlıklı olan TOPIX endeksini hesaplamasının daha iyi olacağını düşünmüş ve Nikkei endeksini bırakmıştır. Nikkei Endeksi bu tarihten itibaren "Nikkei Average (Nikkei Ortalaması)" olarak adlandırılmaktadır. Nikkei ortalaması Tokyo Borsası'nda işlem gören 225 şirketi içermektedir. ((Erişim) <http://80.251.40.59/politics.ankara.edu.tr/karatepe/faspa/borsaendeksleri.pdf>, 10 Mayıs 2010, s.4-5.) Bu sebepten dolayı endeks "Nikkei 225" olarak adlandırılmıştır.

Nikkei 225 endeksinin hesaplanmasında kullanılan formül şu şekildedir:

$$E_t = \frac{\sum_{i=1}^n F_{it}}{B_t}$$

burada;

n: Toplam hisse sayısını

E_t : Endeksin t zamanındaki değerini

F_t : i'inci hisse senedinin t zamanındaki fiyatını

B_t : Bölenin t zamanındaki değerini ifade etmektedir.

((Erişim) <http://80.251.40.59/politics.ankara.edu.tr/karatepe/faspa/borsaendeksleri.pdf>, 10 Mayıs 2010, s.5.)

3.4. BOVESPA (BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO) ENDEKSİ

Bovespa Endeksi, Brezilya Hisse Senetleri piyasasının ortalama performansı hakkındaki ana göstergelerden birisidir. Merkezi São Paulo'da bulunan Bovespa, 23 Ağustos 1890 tarihinde Emilio Rangel Pestana tarafından kurulmuştur. Bulunduğu konum itibarıyla, New York Borsası (NYSE), NASDAQ ve Toronto Borsası'ndan sonra Amerika kıtasının dördüncü büyük borsasıdır.

Bovespa endeksi, Brezilya Borsası'nda işlem gören hisse senetlerinin fiyatlarındaki değişimi yansıtmaktadır. Endeks, borsada işlem gören 50 önemli hisse senedini kapsamaktadır. ((Erişim) <http://en.wikipedia.org/wiki/Bovespa>, 10 Mayıs 2010)

Bovespa endeksi, hisse senetlerinin ağırlıklarının toplamından (hisse sayısı son fiyat ile çarpılır) elde edilen bir endekstir. Matematiksel olarak ifade edilirse,

$$IBOVESPA_t = \sum_{i=1}^n P_{i,t} * Q_{i,t}$$

burada,

$IBOVESPA_t$: t anında Bovespa endeksinin aldığı değeri,

$P_{i,t}$: i Hissenin t anındaki son fiyatı,

$Q_{i,t}$: i Hissenin t anındaki varsayılan miktarı, n: Toplam hisse sayısıdır.

((Erişim) http://www.bmfbovespa.com.br/Indices/download/IBovespa_ing.pdf, "Bovespa Index Description", 10 Mayıs 2010, s.5)

3.5. Merval (MERCADO DE VALORES) ENDEKSİ

Merval Endeksi, Arjantin Buenos Aires Borsası'nın en önemli borsa endeksidir. Merval endeksinin hesaplanmasına dahil edilen hisseler, piyasadaki payları ile orantılı olarak seçilirler. Bu hisseler toplam 11 şirkete aittir ve Arjantin finans pazarını en iyi temsil eden hisselerdir. Bu şirketler, Tenaris, Pampa Holding, Grupo financiero Galicia, Banco Macro, Petrobras, Edenor, Siderar, Telecom Argentina, Petrobras Brazil, Aluar ve BBVA Banco Frances'tir. Merval endeksinin başlangıç değeri 30 Haziran 1986 = 0.01 Arjantin Pesosu olarak alınmıştır.

((Erişim)<http://en.wikipedia.org/wiki/MERVAL>, 10 Mayıs 2010)

Ayrıca endeks, geçmiş altı aydaki ticaret hacimleri göz önünde bulundurularak her 3 ayda bir revize edilir.

((Erişim) <http://www.bloomberg.com/apps/quote?ticker=MERVAL:IND>, 10 Mayıs 2010)

3.6. BAZI ÖNDE GELEN ULUSLARARASI BORSA ENDEKSLERİNİN BİRBİRLERİ İLE OLAN ETKİLEŞİMİ ÜZERİNE LİTERATÜR TARAMASI

İçinde bulunduğumuz yüzyılda, özellikle teknolojik gelişmelerin yoğun olarak hissedilmesi, bilişim sektöründe maliyetlerin ucuzlaması ve sermaye hareketliliğinin dışa doğru olması sonucu dünya genelinde küreselleşme ortamı yayılmaktadır. Bu durum da doğal olarak, ülkelerin ekonomik anlamda birbirleri ile etkileşim içerisinde olmasına sebep olmaktadır. Bilginin bir yerden bir yere çok çabuk iletilmesi, yatırımcıların piyasa koşullarına çok çabuk adapte olabilmelerini sağlamaktadır. Ayrıca sermayenin giriş çıkışının serbest olması, yatırımcıların istedikleri piyasada yatırımlarını yapmalarını kolaylaştırmaktadır.

Hisse senetleri borsası, piyasa ekonomisinin teşviği konusunda oldukça önemli bir rol üstlenmektedir. Mali küreselleşme ile birlikte yatırımcılar (tüketiciler) için mal (hisse senedi) ve hizmet (yatırım

danışmanlığı) çeşitliliği artmaktadır. Ancak ekonominin her alanında olduğu gibi artan kazancın karşılığında risk de artmaktadır. Küresel ekonomilerin taşıdığı, 'domino etkisi' olarak adlandırılan ve ekonomilerden birinde çıkan krizin uluslararası ekonomiyi etkilemesiyle sonuçlanan büyük risk, finansal kurumları sürekli bir yenilik arayışına itmektedir. Bu arayış kurumlar arası rekabeti artırmakta ve firmaların bilgi yönlendirme konusunda gelişimini sağlamaktadır. (Okay, 2004: 12-14) Özellikle kurumsal alandaki yatırımcılar artan küreselleşme doğrultusunda yatırımlarına şekil vermek amacıyla hisselerini yabancı borsalarda işletip kazançlarını artırmayı hedeflemektedirler. Bunun yanı sıra, yatırımcılar portföy çeşitlemesi yapmak ve riski azaltmak amacıyla portföylerine, yabancı hisse senetlerini dahil etmeye başlamışlardır. (Yüce, 1997) Bu gibi durumlar, doğal olarak borsaların birbirleri ile etkileşim içerisinde olmasına ve aralarında uzun ve kısa dönemde birçok ilişkinin ortaya çıkmasına neden olmaktadır.

Literatürde dünya borsaları aralarındaki etkileşimin incelendiği birçok çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalar genelde, borsa endekslerine dayalı olarak gerçekleştirilmiş ve endeksler arasındaki ilişkiler ekonometrik bağlamda değerlendirilmiştir.

Sevüktekin ve Nargeleçekenler (2008), Amerika'daki borsalar ile İMKB arasındaki ilişkiyi ekonometrik yöntemler izleyerek incelemiştir. Amerikan endekslerinden Dow Jones, Nasdaq ve Standart&Poor 500 Endekslerinin kullanıldığı çalışmada bu endeksler ile İMKB arasındaki uzun dönemli ilişkiler test edilmiştir. Çalışmada öncelikli olarak endekslerin durağanlığı test edilmiş ve tüm endekslerin durağan yapıda olmadığı tespit edilmiştir. Bu nedenle Johansen eştümleme testi uygulanmış ve bunun sonucunda Amerikan borsaları ve İMKB arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Eştümleme testi sonunda oluşturulan modelin uzun dönem katsayıları incelendiğinde, Amerika'daki borsaların İMKB üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisinin olduğu görülmüştür. İMKB en yüksek tepkiyi Dow Jones endeksine karşı gösterirken, Amerika'daki borsaların İMKB'ye karşı olan reaksiyonu oldukça düşüktür. Bunun yanısıra uzun dönem için nedensellik ilişkisinin yönü çift taraflı iken, kısa dönemde Amerikan

borsalarından İMKB'ye doğru tek yönlü bir nedensellik bulunduğu tespit edilmiştir.

Efendioğlu ve Yörük (2005), Temmuz 1993 – Mart 2005 tarihleri arasında Türkiye, Almanya, Fransa, İngiltere, Hollanda ve İtalya hisse senedi piyasaları endekslerinin aylık verilerini kullanarak bu endeksler arasındaki tümleşme ilişkilerini inceleme amacını gütmüşlerdir. Çalışmanın sonucuna göre, İMKB ile Avrupa'nın yukarıda saydığımız beş büyük borsası arasında eştümleşik bir ilişkinin bulunmadığı tespit edilmiştir. Dolayısıyla İMKB'nin bu borsalardan etkilenmediği, tümleşmenin sağlanmadığı ve bu borsalar arasında uluslararası portföy çeşitlendirmesinin ve arbitraj imkanının var olduğu söylenebilmektedir. Bu arbitraj imkanlarının, piyasaların tümleşmesini hızlandırıcı bir etki yaratmadığı konusunda bir sonuç ortaya çıkarmaktadır. Ayrıca çalışmaya göre bu durum, piyasalarda manipülasyonların olduğu konusunda bir gösterge yönünde şüphe uyandırmaktadır. Çalışmanın sonucunda çıkan bir başka bulgu ise, Avrupa Birliği sürecinde önemli adımlar atan Türkiye'nin, Avrupa Birliği ile hisse senedi piyasaları bağlamında tümleşmeyi sağlayamamış olduğunun ortaya çıkarılmasıdır. Bunun çeşitli nedenleri olmakla birlikte en önemli nedenlerinden birkaçı olarak ülke ekonomilerinin yapısal özelliklerinin farklılık göstermesi, makro ekonomik politikaların ve gelişmişlik düzeylerinin farklı olması gibi durumlar çalışmayı gerçekleştirenler tarafından belirtilmiştir.

Erbaykal, Okuyan ve Kadioğlu (2008), Mart 1997 – Haziran 2007 dönemleri arası aylık verileri kullanılarak İMKB, Merval (Arjantin Borsa Endeksi), Bovespa (Brezilya Borsa Endeksi) arasındaki ilişkileri belirlemeyi amaçlamıştır. Bu endekslere ilk olarak durağanlık testleri uygulanmıştır. ADF ve Phillips Perron testlerine göre her üç değişkenin de 1. Farklarının durağan olduğu tespit edilmiştir. Bunun üzerine, eştümleşme analizi yapılmaya karar verilmiştir. VAR modellerine dayanan Johansen Eştümleşim Testi kullanılmıştır. Bu testte kullanılan maksimum özdeğer ve iz (trace) istatistiklerine göre, değişkenler arasında koentegre ilişki olmadığını ileri süren boş hipotez % 5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Dolayısıyla, değişkenler arasında uzun dönemde bir ilişkinin söz konusu olduğuna karar

verilmiştir. Bunun yanında, değişken setleri üzerindeki rassal şoklar ve değişkenler arasındaki dinamik etkileri belirlemek amacıyla VAR modelleri kullanılmıştır. Ayrıca, bu VAR modelleri yardımıyla etki-tepki fonksiyonları ve varyans çözümlemesi analizleri de tasarlanmıştır. Varyans çözümlemesi sonuçlarına göre, İMKB ve Merval'in Bovespa üzerinde önemli bir etkisi gözükmemekte fakat Bovespa'nın, İMKB ve Merval üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu gözlemlenmektedir.

Ertan (2009), İMKB Ulusal 100 Endeksi ile Dow Jones Endüstriyel Ortalama Endeksi arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Çalışma, ilgili endeksler arasındaki karşılıklı bağımlılık ve eştümleşim ilişkilerini ölçmek, ardından böyle bir ilişki bulunduğu takdirde endeksler arasındaki kısa vadeli etkileşimin gücünü ve yönünü belirlemeyi amaçlamıştır. Eştümleşim analizi olarak Johansen yöntemi kullanılmış, bunun sonucunda endeksler arasında uzun vadeli bir ilişkinin olduğunu iddia eden hipotez reddedilmiştir. Ayrıca, eştümleşmenin olmadığı bu durumda ilk farklardaki VAR Modeli'ne uygulanan Granger Nedensellik Testi çalışmaları Dow Jones'tan İMKB'ye olan tek yönlü ve anlamlı kısa vadeli bir etkiyi ortaya koymuştur. Bu durum Dow Jones'tan gelecek endeks verileri doğrultusunda İMKB'nin tahmin edilmesini olanaklı kılmıştır. Çalışmada elde edilen bu sonuçların İMKB'de ve/veya Dow Jones'ta uzun ve kısa vadeli yatırım portföyü sahiplerine yararlı olabileceği belirtilmiştir.

Aktar (2009), 5 Ocak 2000 ile 22 Ekim 2008 tarihleri arasında Türkiye, Rusya ve Macaristan Borsa Endeksleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin ve Granger nedenselliğinin bulunup bulunmadığını araştırmıştır. İlk başta durağanlığı belirlemek amacıyla endekslere tek tek ADF testi uygulanmıştır. Bu testin sonucunda, tüm endekslerin düzeyde durağan olmadığı, birinci farklarının ise durağan olduğu saptanmıştır. Bunun yanında değişkenlere ilişkin korelasyon matrisi incelendiğinde, her üç endeks arasında yüksek korelasyon olduğu gözlemlenmiştir. Her üç endeksin de birinci farkları durağan olduğundan, endeksler arasında uzun dönemli bir denge durumunun olup olmadığını anlamak için Johansen Eştümleşim Testi uygulanmıştır. Tüm bu sonuçlar doğrultusunda Macaristan borsa endeksinin,

Rusya ve Türkiye borsa endekslerinden anlamlı bir şekilde etkilendiği görülmüştür. Ayrıca Rusya borsa endeksinin, hem Macaristan hem de Türkiye borsa endeksini etkileyen temel değişken olduğu belirlenmiştir. Ayrıca, Türkiye borsa endeksine ilişkin hata düzeltme teriminin pozitif ve anlamlı, diğer iki değişkene ilişkin hata düzeltme teriminin ise anlamsız olduğu tespit edilmiştir. Endeksler arasındaki Granger nedensellik sonuçlarına bakacak olursak, Rusya ve Türkiye borsalarının birbirlerini karşılıklı olarak etkiledikleri ortaya çıkmıştır. Rusya borsası Macaristan borsasını etkilerken, Macaristan borsasının ise Türkiye borsasını etkilediği ortaya çıkmıştır.

Subramanian (2008), aylık olarak Ocak 2000 – Ağustos 2008 dönemleri arasında, Doğu Asya ülkelerine ait beş temel borsa endeksi arasındaki uzun dönemli denge ilişkisini incelemiştir. Bu değişkenler; Shanghai Borsa Endeksi, Tokyo Borsa Endeksi (TOPIX), Osaka Borsa Endeksi, Hong-Kong Borsa Endeksi ve Kore Borsa Endeksi'dir. Çalışmada kullanılan endekslerin logaritmaları alınarak varyans bakımından daha homojen hale getirilmişlerdir. Daha sonra değişkenlere ilişkin istatistiksel özetleme teknikleri kullanılmıştır ve buna göre değişkenlerin ortalamaları birbirine çok yakın bulunmuştur. Ayrıca değişkenlerin birbirleri aralarındaki korelasyonlara bakılmış bunun sonucunda en yüksek ilişkinin TOPIX ve NIKKEI 225 Futures endeksleri arasında olduğu tespit edilmiştir. Sırasıyla, önce ADF, daha sonra VAR modelleri doğrultusunda Vektör Hata Düzeltme modelleri kullanılmıştır. Uygulanan eştümleşim ve hata düzeltme modelleri sonucunda endekslerin eştümleşik olduğu belirlenmiştir.

Vantchikova (2006), çalışmasında Türk hisse senedi piyasası ve AB hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönemli eştümleşmeyi ölçmeyi amaçlamış ve bunu Engle-Granger Eştümleşim Testi ile uygulamıştır. Çalışmada ele alınan örneklem grubu, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler olmak üzere iki gruba ayrılmıştır. Burada amaç, Türk Hisse Senedi Piyasasının AB'deki gelişmiş ülkelerle mi ya da gelişmekte olan ülkelerle mi daha fazla entegre olduğunu saptayabilmektir. Çalışmada kullanılan veriler AB'deki gelişmiş ülkelerin ve İMKB'nin 1988-2006 ve gelişmekte olan

piyasaların 1994-2006 dönemine ait aylık hisse senedi fiyat endeksleridir. Çalışmanın sonucunda, İMKB ile AB'nin gelişmiş ve gelişmekte olan piyasaları arasında uzun dönemde eştümleşik ilişki olduğu sonucuna varılmıştır. Augmented Dickey Fuller testi sonuçlarına göre, endekslerin birinci farklarının durağan olduğu saptanmıştır. Dolayısıyla uzun dönemli bir ilişkinin varlığının test edilebilir olduğu kanısına varılmıştır. Bunun sonucunda, İMKB ile AB üyesi olan ülkelerin borsa endeksleri arasında uzun dönemli ilişkiler tespit edilmiştir. Bunun yanısıra, Gümrük Birliği sonrası dönemde, artan ve azalan endeksler arasında entegre bir ilişki olup olmadığı modele bir kukla değişken kullanılarak test edilmiştir. Sonuçlara göre, Gümrük Birliği sonrasında İMKB'nin artan entegrasyonu sadece Avusturya borsa endeksi ve Doğu Avrupa ülkelerinden Macaristan borsa endeksi dışındakiler ile benzer gidişat göstermektedir. Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişki ise, hata düzeltme modelleri kullanılarak araştırılmıştır. Buna göre, her endeksteki dengesizliğin aylık olarak ortalama %7 si gelişmiş ülkeler için, %8 i ise gelişmekte olan ülkeler için düzeltilmektedir. Sonuç olarak İMKB endeksinin, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin borsa endeksleri ile eştümleşik bir görüntü çizdiği tespit edilmiştir.

Zaman (2008), Türkiye hisse senedi piyasası ile Avrupa Birliği'ne üye olan ülkeler, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler, Türkiye'nin en yüksek dış ticaret hacmine sahip olduğu ülkeler, gelişmiş ve gelişmekte olan bölgelerin hisse senedi piyasaları arasındaki eştümleşik ilişkilerin varlığını araştırmıştır. Bunun yanısıra ilgili dönemler içerisinde yapısal kırılmalar da Zivot Andrews testi ile sınanmıştır. Durağanlığın testi için Augmented Dickey-Fuller, eştümleşim testlerinden ise Johansen ve Gregory-Hansen kullanılmıştır. Veriler, Ocak 1995'ten Aralık 2007'e kadarlık dönemde aylık olarak alınmıştır. Yapılan testler sonucunda Türkiye'nin, Almanya, Avrupa, Arjantin, ABD, Avusturya, Brezilya, Çek Cumhuriyeti, Çin, Danimarka, Fransa, Finlandiya, Filipinler, Hindistan, Hollanda, Hong Kong, İsrail, İsveç, İsviçre, İtalya, Japonya, Kanada, Güney Kore, Gelişmekte olan Piyasalar, Kolombiya, Meksika, Mısır, Pakistan, Polonya, Peru, Rusya, Singapur, Sri Lanka, Sili, Tayvan, Endonezya, Tayland, Malezya, Yeni Zelanda ve

Yunanistan ile eştümleşim ilişkisine sahip olduğu gözlenmiştir. Bölgeler ile yapılmış olan eştümleşme analizi sonucunda Türkiye'nin EAFE, EAFE + Kanada, EMU, Pasifik, Kuzey Amerika ve Uzak Doğu geliştirmekte olan bölgeler kapsamında BRIC, EM Uzak Doğu, EM Avrupa, EM Avrupa ve Orta Doğu, EM Doğu Avrupa, EM Latin Amerika ve EM Asya ile entegre olduğu tespit edilmiştir.

Çıtak ve Gözbaşı (2007), İstanbul Menkul Kıymetler Borsası ile bazı önde gelen gelişmiş ve geliştirmekte olan ülke borsaları arasındaki eştümleşim ilişkilerini temel endeks ve ana sektör endeksleri temelinde incelemişlerdir. Çalışmada, Ocak 1986 - Temmuz 2006 döneminde İMKB ile gelişmiş A.B.D, Almanya, İngiltere, Japonya ve geliştirmekte olan Hindistan ve Malezya borsaları arasındaki uzun vadeli ilişkiler eştümleşim analizi yapılarak incelenmiştir. Ayrıca İMKB ile ülkelerin temel endekslerindeki eştümleşme, 1986-2006 dönemi üç alt döneme ayrılarak da incelenmiştir. Alt dönemlerin incelenmesiyle Türkiye'deki finansal liberalleşmenin ve 1998-99'daki küresel krizlerin İMKB ile ülke temel endeksleri arasındaki olası eştümleşme etkileri araştırılmıştır. Ülkelerin temel endeksleri yanında, sanayi, mali ve hizmetler endeksleri de Ocak 2000-Temmuz 2006 dönemi için analize dahil edilerek tümleşmenin ana sektör endeksleri temelinde farklılık gösterip göstermediği incelenmiştir. Sektör endeksleri temelinde analizde ayrıca İtalya, Fransa ve İspanya da uygulamaya dahil edilmiştir. Analiz sonuçları Ocak 1986-Temmuz 2006 döneminde İMKB ile İngiltere, ABD, Almanya ve Hindistan temel endeksleri arasında eştümleşme olduğunu ortaya koymaktadır. İncelenen alt dönemlerde İMKB ile analize dahil olan hiçbir ülkenin temel endeksi arasında eştümleşme ilişkisine rastlanmamıştır. Bir başka sonuç ise, İtalya sanayi sektörü hariç İMKB ile hiçbir ülkenin sektör endeksleri arasında eştümleşme olmadığıdır.

Küçükçolak (2008), çalışmasında Türkiye hisse senetleri piyasası ile Yunanistan ve Avrupa Birliği üyesi olan bazı ülkelerin hisse senetleri piyasaları aralarındaki eştümleşim ilişkilerini araştırmıştır. Avrupa Birliği üyesi olan ülkelere İngiltere, Almanya ve Fransa seçilmiştir. Yunanistan ise, Türk sermaye piyasası yapısı ile benzer ölçeğe sahip olduğu düşünüldüğünden

analize dahil edilmiştir. Çalışmada bu ülke borsalarının önemli hisse senedi endeksleri kullanılmıştır. Bu endeksler, Türkiye'den İMKB Ulusal 100, İngiltere'den FTSE 100, Almanya'dan DAX 30, Yunanistan'dan FTASE 20 ve Fransa'dan CAC 40'tır. Çalışmada uzun dönemli eştümleşim ilişkilerini belirlemek amacı ile Engle-Granger Eştümleşim Testi kullanılmış, bunun yanısıra çalışmada endeksler arasındaki korelasyonlar belirlendikten sonra oynaklık(volatilité) yapıları da incelenmiştir. Çalışma sonucunda, İMKB ile AB ülkelerinin borsa endeksleri arasında bir koentegre ilişkinin olmadığı ancak Yunanistan'ın FTASE 20 endeksi ile arasında uzun dönemli bir eştümleşme ilişkisinin var olduğu belirlenmiştir.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

İMKB ENDEKSİNDEKİ OYNAKLIĞIN MODELLENMESİ VE UYGULAMALI AMPIİRİK SONUÇLAR

4.1. MODELE İLİŞKİN BİLGİLER VE VERİLERİN TESPİTİ

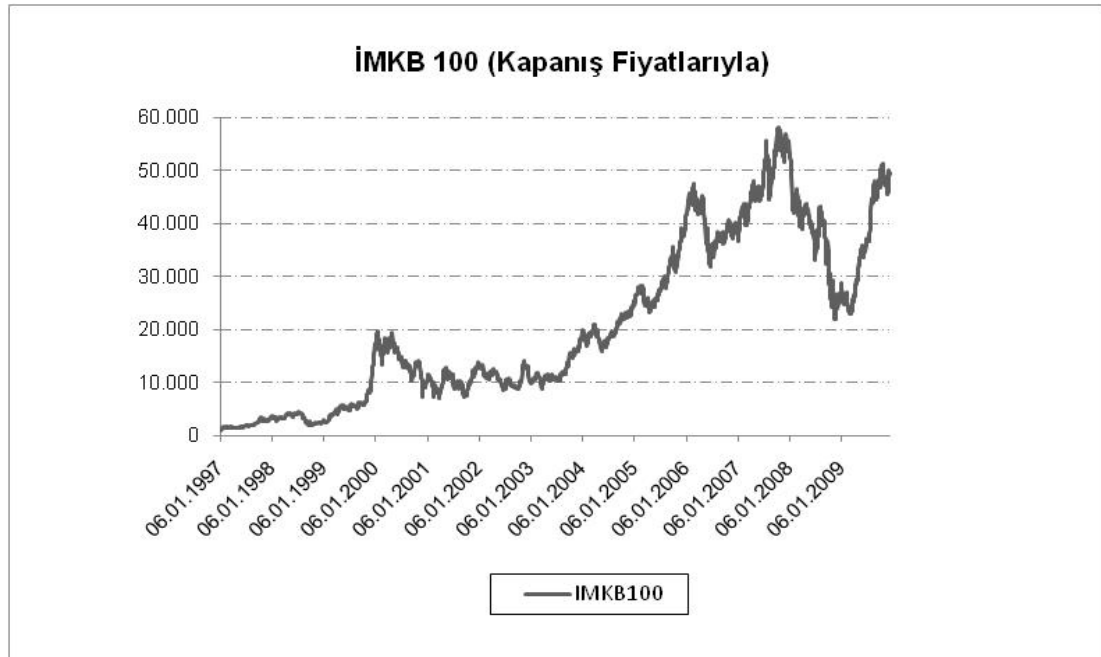
Çalışmada öncelikli olarak İMKB 100 endeksindeki değişim, 06/01/1997 – 31/12/2009 dönemleri arasında günlük bazlı olarak www.econstats.com ve evds.tcmb.gov.tr web sitelerinden temin edilerek analiz edilmiştir. Tüm veri seti için oluşturulan bu modelden sonra, bu tarihler arasında yer alan iki kriz dönemi ayrı ayrı ele alınarak bu dönemler içerisinde borsa endeksindeki oynaklığın ne ölçüde değiştiği araştırılıp her iki dönem için kıyaslama yapılmıştır. İki önemli kriz döneminden ilki, 1999-2001 yılları arasında yer alan ekonomik kriz dönemi, diğeri ise yakın zamanda yaşadığımız 2008 küresel ekonomik krizi dönemidir. İMKB getiri oranı ile yakından ilişkili olan işlem hacmi değişim oranı da modele dahil edilerek daha anlamlı bir model oluşturulmaya çalışılmıştır.

Çalışmanın arda kalan kısmında ise, dünya piyasalarının genel anlamda ekonomik açıdan istikrarlı olduğu (çok önemli kırılmaların yaşanmadığı) bir dönem olan 2003-2007 yılları arasında günlük olarak derlenen bazı borsa endekslerinin kapanış değerleri arasındaki ilişkiler incelenmiştir. Ayrıca İMKB endeksi ile bu endeksler aralarındaki kısa ve uzun dönemli ilişkilerin ortaya çıkarılması amacıyla çeşitli ekonometrik analizler gerçekleştirilmiştir.

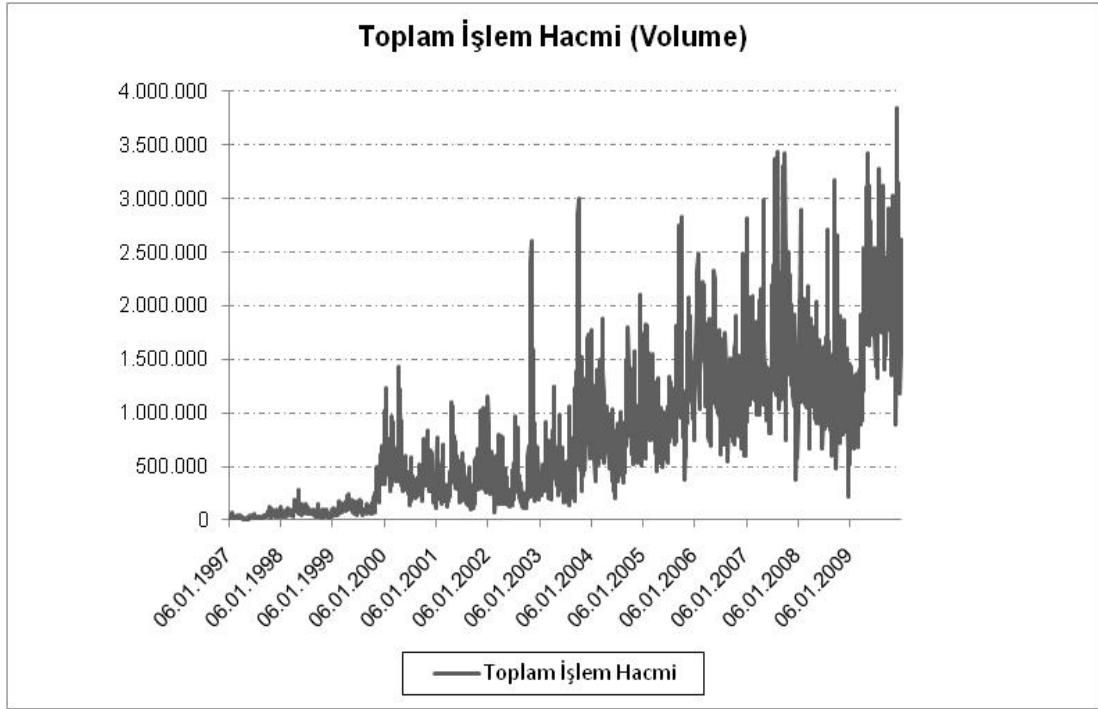
Aşağıdaki tablo ve grafiklerde (Tablo 2, Grafik 2, Grafik 3, Grafik 4 ve Grafik 5) çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin açıklama ve görünümeler bulunmaktadır. İMKB endeksi ve toplam işlem hacmi artan bir trend görünümünde iken, bu serilerden elde edilen getiri oranı ve işlem hacmi değişim oranı serileri durağan bir seyir göstermektedirler.

Tablo 2: Değişkenlere İlişkin Açıklamalar

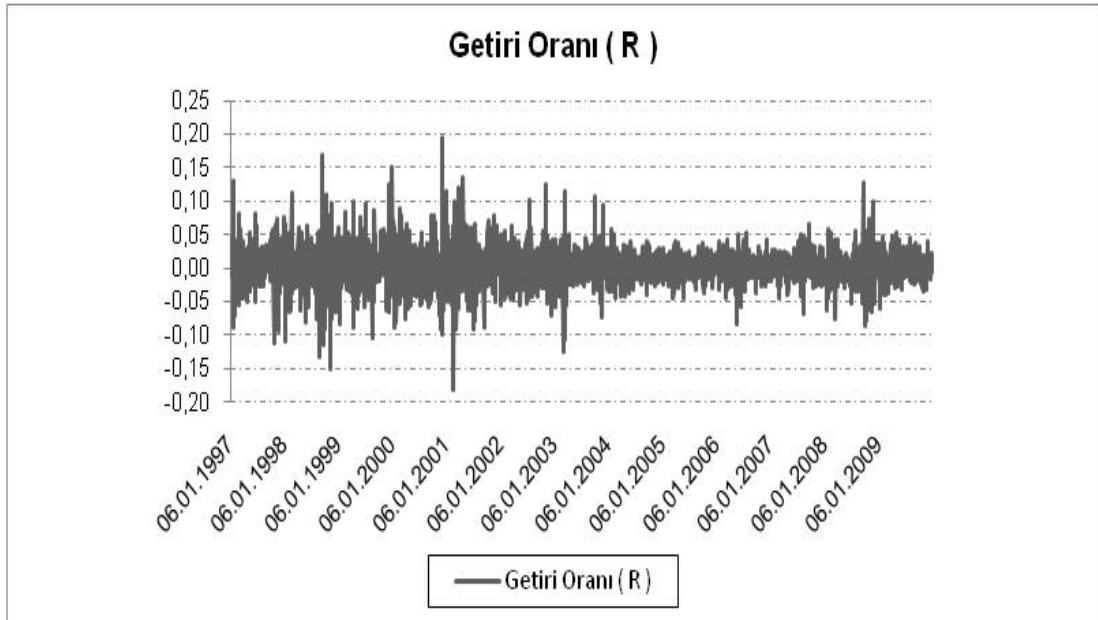
Açıklamalar	Formüller
İMKB100: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Günlük Kapanış Değerleri	-
Volume: Toplam İşlem Hacmi	-
Getiri Oranı (R): İMKB100 Endeksine İlişkin Günlük Değişim Oranları	$\text{Getiri Oranı (R)} = \left(\frac{\text{İMKB100}_t - \text{İMKB100}_{t-1}}{\text{İMKB100}_{t-1}} \right)$
İşlem Hacmi Değişim Oranı (Vlm): Toplam İşlem Hacminin Günlük Değişim Oranları	$\text{İşl. Hacmi Değişim Oranı (Vlm)} = \left(\frac{\text{VOLUME}_t - \text{VOLUME}_{t-1}}{\text{VOLUME}_{t-1}} \right)$



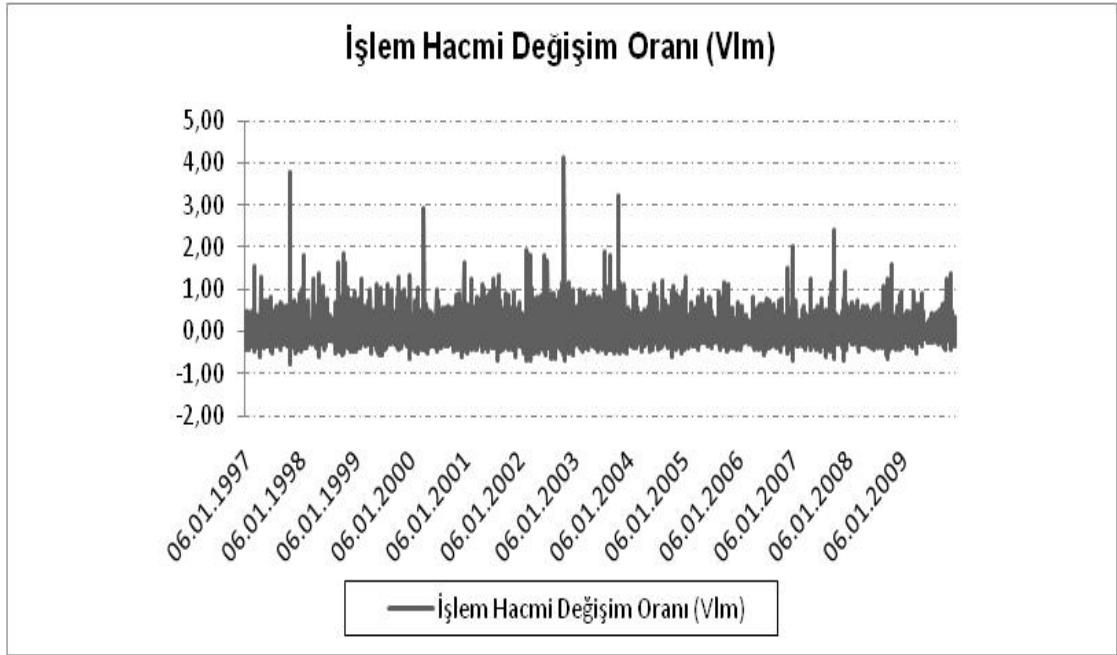
Grafik 2: Günlük Kapanış Fiyatlarıyla İMKB100 Endeksinin Grafıksel Görünümü



Grafik 3: Günlük Toplam İşlem Hacminin Grafiksel Görünümü



Grafik 4: İMKB 100 Endeksi Getiri Oranlarının Grafiksel Görünümü

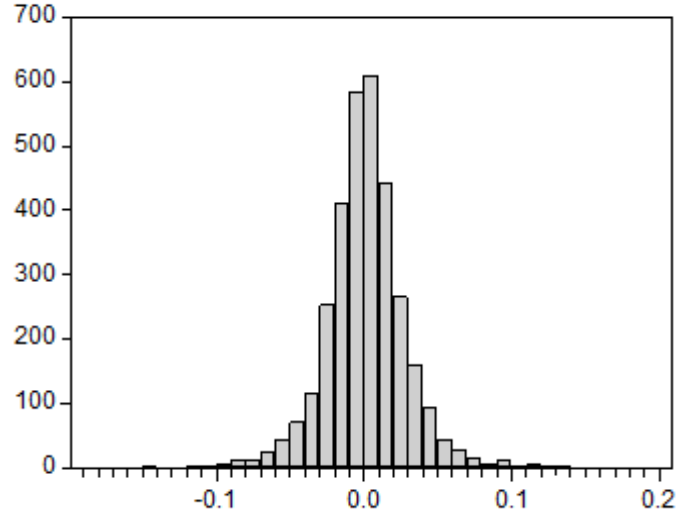


Grafik 5: Günlük Toplam İşlem Hacmi Değişim Oranlarına İlişkin Grafikselsel Görünüm

4.2. DURAĞANLIĞIN TESPİT EDİLMESİ: BİRİM KÖK TESTLERİ

İlk olarak getiri oranının (R) durağanlık koşullarına uyup uymadığı incelenmelidir. Bunun için serinin grafikleri incelenerek görsel bir sonuç çıkarılabilir. Dikkat edecek olursak, Grafik 4'te getiri oranı, sıfırın etrafında kümelenme yaratmış ve belli bir bant içinde seyretmektedir. Bu durum bize, serinin durağan olduğu hakkında önsel bir bilgi verir. Bu bilgiyi ekonometrik açıdan bir bakıma teyit etmek amacıyla Augmented Dickey Fuller ve Philips Perron durağanlık testleri kullanılabilir. Her iki testin sonuçları da Tablo 4'de yer almaktadır.

Tablo 3: Getiri Oranı İçin Histogram ve Betimleyici İstatistikler



Seri:	Getiri Oranı (R)
Dönem:	1/06/1997-12/31/2009
Gözlem Sayısı:	3231
Ortalama:	0,001613
Medyan:	0,001258
Maksimum Değer:	0,194510
Minimum Değer:	-0,181093
Std.Sapma	0,028360
Çarpıklık Kats.	0,254422
Basıklık Kats.	7,769934
Jarque-Bera İst.	3097,882
P-Değeri(Olasılık)	0,000000

Durağanlık testlerine ilişkin sonuçları incelemeden önce betimleyici istatistiklere de göz atarak, getiri oranının normal dağılıma uyup uymadığı belirlenebilir. Jarque-Bera (JB) istatistiği kullanılarak yapılacak testte hipotezler şu şekilde kurulur:

H_0 : Veriler normal dağılım gösterir.

H_1 : Veriler normal dağılım göstermez.

Burada JB istatistiği 3097,882 olarak bulunmuş ve buna ilişkin p-değeri 0 olarak ölçülmüştür. $\alpha = 0,05$ olarak alındığı takdirde p-değeri $< \alpha$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Dolayısıyla getiri oranı normal dağılım göstermemektedir. JB istatistiğinin yanı sıra grafiğin yapısı ve diğer istatistiksel özelliklerden de verilerin normalliği hakkında çıkarsamalar yapılabilir. Dikkat edilecek olursa, basıklık katsayısı (7,769934) pozitif olduğundan dağılım sivri bir yapıdadır. Bu yapı çizilen histogramdan da görülebilmektedir.

Ayrıca gözlem dönemi içinde yer alan 3231 işlem günü için İMKB endeksinin maksimum getirisi günlük % 19,45 oranında olurken, günlük olarak en fazla götürü ise % 18,10 oranında olmaktadır.

Tablo 4: Durağanlık Tablosu

	R (Getiri Oranı)			Vlm (İşlem Hacmi Değ.Oranı)		
	Sabit Terim (k=0)			Sabit Terim (k=3)		
	ADF test ist.	McKinnon		ADF test ist.	McKinnon	
ADF	-55,30	1%	-3,4321	-36,531	1%	-3,4321
		5%	-2,8622		5%	-2,8622
		10%	-2,5671		10%	-2,5671
	Sabit + Trend (k=0)			Sabit + Trend (k=3)		
ADF	-55,34	1%	-3,9608	-36,625	1%	-3,9608
		5%	-3,4111		5%	-3,4111
		10%	-3,1274		10%	-3,1274
	Sabit Terim (Bandwith=8)			Sabit Terim (Bandwith=59)		
	PP test ist.	McKinnon		PP test ist.	McKinnon	
PP	-55,29	1%	-3,4321	-84,086	1%	-3,4321
		5%	-2,8622		5%	-2,8622
		10%	-2,5671		10%	-2,5671
	Sabit + Trend (Bandwith=9)			Sabit + Trend (Bandwith=63)		
PP	-55,33	1%	-3,9608	-87,893	1%	-3,9608
		5%	-3,4111		5%	-3,4111
		10%	-3,1274		10%	-3,1274

Tablo 4 incelendiğinde, gerek Augmented Dickey Fuller gerekse Philips- Perron test istatistiklerinin R ve Vlm için McKinnon kritik değerlerini aşmakta oldukları görülmektedir. Bu da, her iki oranın düzeyde durağan yani $I(0)$ olduğunun kanıtıdır. Dolayısıyla ilgili oranlara herhangi bir fark işlemi uygulanmadan, doğrudan korelogramına bakılarak modelleme aşamasına geçilebilir.

4.3. GETİRİ ORANI (R) İÇİN EN UYGUN ORTALAMA MODELİNİN BELİRLENMESİ

İMKB endeksindeki değişimi modellemenin en anlamlı yolu endeksteği günlük getiri oranlarını incelemektir. Bu nedenle modelin getiri oranına ilişkin bir modelin kurulması gerekir. Modeli, Box-Jenkins yaklaşımına göre belirlemek için öncelikle getiri oranına (R) ilişkin korelograma göz atmak gerekir. Getiri oranı serisi durağan olduğundan güven sınırları dışında bulunan gecikme değerleri modele dahil edilerek anlamlı bir model oluşturulmaya çalışılmıştır.

Getiri oranı (R) için çalışmanın “Ekler” kısmında yer alan Ek.1’ deki otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon (PACF) fonksiyonları incelendiğinde, hangi gecikmelerin anlamlı hangilerinin anlamsız oldukları görülmektedir. Buna göre ACF ve PACF üzerinden yola çıkarak anlamlı olan gecikme katsayıları belirlenmiş ve Tablo 5’te sunulmuştur.

Tablo 5: Getiri Oranı (R) İçin Anlamlı Olan Gecikme Değerleri

	ACF	PACF
Anlamlı gecikme katsayıları	5	5
	6	6
	9	9
	10	10
	15	11
	20	15
	32	20
	-	32

Getiri oranı (R) bağımlı değişken olarak kabul edilip, ACF ve PACF lerin incelenmesi sonucunda ortaya çıkarılan anlamlı gecikme katsayılarının tamamı modele bağımsız değişken olarak alınmıştır. Daha sonra modelin tümünden anlamlılığına ve katsayıların anlamlılığına bakılarak, anlamsız katsayılar p değeri en yüksek (ya da t değeri en küçük) olandan başlanarak sırasıyla modelden atılmıştır. Bu işleme, tüm katsayıların ve modelin anlamlı olduğu duruma kadar devam edilmiş ve en uygun model belirlenmiştir. Ayrıca, tüm modeller Akaike ve Schwarz model seçim kriterleri baz alınarak değerlendirilmiştir. Oluşturulan modellere ilişkin daha ayrıntılı göstergeler Tablo 6'da yer almaktadır.

Tablo 6: Getiri Oranı (R) İçin Oluşturulan Modeller

Tablo 6.a: Model 1

Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
Sabit terim	0,001510	0,000474	3,183823*	0,0015
AR(5)	-0,103128	0,049122	-2,099427*	0,0359
AR(6)	0,065463	0,080599	0,812205	0,4167
AR(9)	-0,363196	0,050808	-7,148463*	0,0000
AR(10)	0,145120	0,044858	3,235099*	0,0012
AR(11)	-0,037431	0,015929	-2,349930**	0,0188
AR(15)	0,100565	0,072733	1,382661	0,1699
AR(20)	-0,510199	0,048426	-10,53571*	0,0000
AR(32)	-0,058430	0,038522	-1,516810	0,1294
MA(5)	0,059753	0,046188	1,293702	0,1959
MA(6)	-0,095696	0,082450	-1,160657	0,2459
MA(9)	0,429374	0,050743	8,461688*	0,0000
MA(10)	-0,116883	0,040778	-2,866325*	0,0042
MA(15)	-0,078094	0,075852	-1,029558	0,3033
MA(20)	0,477338	0,047931	9,958856*	0,0000
MA(32)	0,020083	0,039035	0,514487	0,6069
R ²	0,023648	Log Lik.= 6918,603		
Düz. R ²	0,019047	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
DW	1,961429			
AIC	-4,315475			
SC	-4,285113			
F-ist.	5,139702*			
Olasılık(F)	0,000000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 6.b: Model 2

MODEL 2	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
	Sabit terim	0,001509	0,000474	3,186760*	0,0015
	AR(5)	-0,085444	0,044323	-1,927748	0,0540
	AR(6)	0,048704	0,078584	0,619765	0,5355
	AR(9)	-0,370442	0,048910	-7,574035*	0,0000
	AR(10)	0,149261	0,041540	3,593152*	0,0003
	AR(11)	-0,037208	0,015791	-2,356310**	0,0185
	AR(15)	0,080245	0,069947	1,147220	0,2514
	AR(20)	-0,517682	0,046826	-11,05554*	0,0000
	AR(32)	-0,039882	0,013051	-3,055859*	0,0023
	MA(5)	0,041395	0,040205	1,029612	0,3033
	MA(6)	-0,077538	0,079916	-0,970240	0,3320
	MA(9)	0,435770	0,048442	8,995651*	0,0000
	MA(10)	-0,119332	0,036775	-3,244957*	0,0012
	MA(15)	-0,059049	0,073182	-0,806882	0,4198
	MA(20)	0,482940	0,046153	10,46393*	0,0000
	R ²	0,023612	Log Lik.= 6918,543		
	Düz. R ²	0,019319	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	DW	1,961274			
	AIC	-4,316063			
	SC	-4,287598			
	F-ist.	5,499840*			
	Olasılık(F)	0,000000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 6.c: Model 3

	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
MODEL 3	Sabit terim	0,001509	0,000475	3,176034*	0,0015
	AR(5)	-0,085874	0,035623	-2,410630**	0,0160
	AR(9)	-0,381186	0,038362	-9,936557*	0,0000
	AR(10)	0,153359	0,036537	4,197328*	0,0000
	AR(11)	-0,039647	0,014124	-2,807026*	0,0050
	AR(15)	0,044695	0,034461	1,296979	0,1947
	AR(20)	-0,532076	0,039799	-13,36893*	0,0000
	AR(32)	-0,035757	0,012045	-2,968701*	0,0030
	MA(5)	0,041698	0,030871	1,350730	0,1769
	MA(6)	-0,027417	0,014417	-1,901714	0,0573
	MA(9)	0,444222	0,038871	11,42800*	0,0000
	MA(10)	-0,123690	0,031259	-3,956896*	0,0001
	MA(15)	-0,021760	0,032761	-0,664191	0,5066
	MA(20)	0,496565	0,038871	12,77477*	0,0000
	R ²	0,023559	Log Lik.= 6918,456		
	Düz. R ²	0,019573	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	DW	1,961529			
	AIC	-4,316634			
	SC	-4,290067			
	F-ist.	5,911110*			
	Olasılık(F)	0,000000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 6.d: Model 4

	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
MODEL 4	Sabit terim	0,001507	0,000474	3,182920*	0,0015
	AR(5)	-0,074004	0,043178	-1,713919	0,0866
	AR(9)	-0,382889	0,048673	-7,866614*	0,0000
	AR(10)	0,151662	0,040487	3,745954*	0,0002
	AR(11)	-0,038932	0,014729	-2,643250*	0,0083
	AR(15)	0,023165	0,016000	1,447798	0,1478
	AR(20)	-0,510050	0,046958	-10,86189*	0,0000
	AR(32)	-0,039139	0,013006	-3,009387*	0,0026
	MA(5)	0,030107	0,039245	0,767167	0,4430
	MA(6)	-0,029627	0,013970	-2,120813**	0,0340
	MA(9)	0,448706	0,047550	9,436560*	0,0000
	MA(10)	-0,123317	0,036322	-3,395071*	0,0007
	MA(20)	0,472246	0,046044	10,25640*	0,0000
	R ²	0,023502	Log Lik.= 6918,363		
	Düz. R ²	0,019824	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	DW	1,962334			
	AIC	-4,317201			
	SC	-4,292532			
	F-ist.	6,389983*			
	Olasılık(F)	0,000000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 6.e: Model 5

	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
MODEL 5	Sabit terim	0,001507	0,000472	3,195618*	0,0014
	AR(5)	-0,042154	0,013162	-3,202679*	0,0014
	AR(9)	-0,383317	0,050178	-7,639170*	0,0000
	AR(10)	0,150301	0,042006	3,578079*	0,0004
	AR(11)	-0,036998	0,014733	-2,511289**	0,0121
	AR(15)	0,021433	0,015809	1,335716	0,1753
	AR(20)	-0,501088	0,047692	-10,50675*	0,0000
	AR(32)	-0,043544	0,012706	-3,427120*	0,0006
	MA(6)	-0,031615	0,014395	-2,196353**	0,0281
	MA(9)	0,448763	0,048585	9,236617*	0,0000
	MA(10)	-0,120773	0,038035	-3,175331*	0,0015
	MA(20)	0,461731	0,046564	9,916070*	0,0000
	R ²	0,023350	Log Lik.= 6918,114		
	Düz. R ²	0,019979	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	DW	1,962734			
	AIC	-4,317671			
	SC	-4,294899			
	F-ist.	6,926933*			
	Olasılık(F)	0,000000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 6.f: Model 6

MODEL 6	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
	Sabit terim	0,001505	0,000463	3,250417*	0,0012
	AR(5)	-0,040572	0,012965	-3,129269*	0,0018
	AR(9)	-0,401734	0,050999	-7,877300*	0,0000
	AR(10)	0,137063	0,041897	3,271384*	0,0011
	AR(11)	-0,037171	0,014890	-2,496395**	0,0126
	AR(20)	-0,489016	0,047763	-10,23848*	0,0000
	AR(32)	-0,043785	0,012670	-3,455756*	0,0006
	MA(6)	-0,042920	0,012100	-3,547058*	0,0004
	MA(9)	0,468670	0,048960	9,572497*	0,0000
	MA(10)	-0,109347	0,037518	-2,914500*	0,0036
	MA(20)	0,447054	0,046434	9,627763*	0,0000
	R ²	0,022792	Log Lik. = 6917,200		
	Düz. R ²	0,019727	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	DW	1,962189			
	AIC	-4,317725			
	SC	-4,317725			
	F-ist.	7,435547*			
	Olasılık(F)	0,000000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 6.g: Model 7

	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
MODEL 7	Sabit terim	0,001505	0,000477	3,155668*	0,0016
	AR(5)	-0,041172	0,012944	-3,180826*	0,0015
	AR(9)	-0,408298	0,052284	-7,809249*	0,0000
	AR(10)	0,137777	0,043197	3,189526*	0,0014
	AR(20)	-0,468137	0,050325	-9,302212*	0,0000
	AR(32)	-0,046015	0,012548	-3,667097*	0,0002
	MA(6)	-0,042464	0,012310	-3,449615*	0,0006
	MA(9)	0,473141	0,050471	9,374588*	0,0000
	MA(10)	-0,110544	0,039556	-2,794594*	0,0052
	MA(20)	0,446384	0,048632	9,178880*	0,0000
	R ²	0,020864	Log Lik.= 6914,048		
	Düz. R ²	0,018101	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	DW	1,965479			
	AIC	-4,316379			
	SC	-4,297402			
	F-ist.	7,550430*			
	Olasılık(F)	0,000000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Model 6'da görüldüğü üzere tüm gecikmeli değişkenler anlamlı ve model de tümünden anlamlıdır. Ayrıca dikkat edecek olursak diğer tüm modeller arasında en küçük Akaike değerine sahip olmanın yanı sıra, en küçük Log Likelihood değerine ve en büyük F ve R² değerine sahiptir. Ayrıca modelde herhangi bir otokorelasyon sorununa da rastlanmamıştır. Diğer bir kriter ise, modelin AR ve MA köklerinin birim çember içerisinde kalması şartıdır. Bu şart katsayıların terslerinin çevrilebilirlik özelliği için geçerlidir ve modelin anlamlı olabilmesi için geçerli bir şarttır. Tüm spesifikasyon testlerinden başarıyla geçen bu model getiri oranı için uygun bir model olarak kabul edilebilir.

Ancak bu model ile karşılaştırabilmek üzere başka bir model daha söz konusudur. $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde yani çok küçük hata ile çalışmak istediğimiz takdirde Model 6'da yer alan AR(11)'in katsayısı anlamsız olmaktadır. (p değeri = 0,0126 > $\alpha = 0,01$)

Bu durumdan yola çıkarak ilgili katsayı modelden çıkarılıp Model 7 oluşturulmuştur. Model 7'nin R^2 ve AIC değerleri Model 6'dan daha iyi olmamasına rağmen, Log likelihood ve F istatistiği bakımından daha iyi sonuçlar verdiği görülmektedir. Bunun yanı sıra, getiri oranı (R) için bir modelin kurulma aşamasından sonra Vlm değişkeninin dahil edilmesiyle oluşturulacak ARMAX modelinde Model 7'nin daha anlamlı sonuçlar ortaya çıkardığı tespit edilmiştir.

Getiri oranı (R) için model belirlendikten sonra, modele bir başka açıklayıcı değişken olan ve çeşitli çalışmalarda direkt olarak getiri oranı ile yakından ilişkili olduğu saptanan işlem hacmi değişim oranı değişkeni (Vlm) eklenmiştir. Şimdi bu modelin aşamalarını görmek yerinde olacaktır.

4.4. EN UYGUN ORTALAMA MODELİ ARACILIĞIYLA ARMAX MODELİNİN ELDE EDİLİŞİ

Getiri oranı (R) için oluşturulan en uygun ortalama modeli olan Model 7 oluşturulduktan sonra modeli daha anlamlı hale getirmek amacıyla, getiri oranı ile ilişkili olduğu bilinen işlem hacmi değişim oranı (Vlm) eklenerek yeni bir model oluşturulmuştur. Borsa endeks getirilerinin bir önceki dönem(ler)e ilişkin işlem hacimlerine bağlı olabileceği kanısıyla işlem hacmi değişim oranının (Vlm) gecikmeli değerleri kullanılarak başka modeller de oluşturulmuş ve diğer modeller ile kıyaslanmıştır. Modellere ilişkin bilgiler aşağıdaki Tablo 7'de yer almaktadır.

İlk kurulan modeli incelersek (Tablo 7.a); sabit terimin anlamsız olduğunu görmekteyiz. Ancak, istatistiksel olarak sabit terimin modelden çıkarılması bazı sorunlar ortaya çıkarabileceğinden modelde kalması tercih edilmektedir.

Tablolar incelendiğinde, Vlm_{t-1} değişkeninin yer aldığı modelde (Tablo 7.b.) tüm parametreler anlamlı ve model de tümünden anlamlı olmasına karşın,

gerek R^2 gerekse F katsayıları çok düşmekte ve modelin Akaike değeri ilk oluşturulan modele (Tablo 7.a) göre düşük kalmaktadır.

Tablo 7: Getiri Oranı (R) İçin Oluşturulan Modele İşlem Hacmi Değişim Oranının (Vlm) Eklenmesi ile Oluşturulan Modeller

Tablo 7.a: Model 1

	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
MODEL 1	Sabit terim	0,000152	0,000460	0,330917	0,7407
	Vlm	0,024193	0,001253	19,30136*	0,0000
	AR(5)	-0,033656	0,011723	-2,870964*	0,0041
	AR(9)	-0,398933	0,046168	-8,640837*	0,0000
	AR(10)	0,122386	0,037027	3,305293*	0,0010
	AR(20)	-0,519843	0,046980	-11,06530*	0,0000
	AR(32)	-0,049531	0,011760	-4,211755*	0,0000
	MA(6)	-0,028094	0,010920	-2,572579**	0,0101
	MA(9)	0,453420	0,045074	10,05955*	0,0000
	MA(10)	-0,091201	0,033984	-2,863600*	0,0073
	MA(20)	0,495710	0,045672	10,85364*	0,0000
	R^2	0,122995	Log Lik = 7090,244		
	Düz. R^2	0,120244	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	DW	2,042350			
	AIC	-4,425911			
	SC	-4,405037			
	F-ist.	44,70969*			
	Olasılık(F)	0,000000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 7.b: Model 2

	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
MODEL 2	Sabit terim	0,001266	0,000482	2,627542*	0,0086
	Vlm _{t-1}	0,004122	0,001318	3,126807*	0,0018
	AR(5)	-0,041780	0,012847	-3,252188*	0,0012
	AR(9)	-0,400306	0,051492	-7,774174*	0,0000
	AR(10)	0,137340	0,042356	3,242549*	0,0012
	AR(20)	-0,481644	0,050614	-9,515965*	0,0000
	AR(32)	-0,046153	0,012436	-3,711170*	0,0002
	MA(6)	-0,039911	0,012170	-3,279535*	0,0011
	MA(9)	0,463393	0,049992	9,269255*	0,0000
	MA(10)	-0,109708	0,038984	-2,814202*	0,0049
	MA(20)	0,458256	0,049016	9,349093*	0,0000
	R ²	0,024414	Log Lik = 6917,222		
	Düz. R ²	0,021353	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	DW	2,003293			
	AIC	-4,319088			
	SC	-4,298209			
	F-ist.	7,975537*			
	Olasılık(F)	0,000000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 7.c: Model 3

MODEL 3	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
	Sabit terim	0,001462	0,000482	3,030447*	0,0025
	Vlm _{t-2}	0,000442	0,001320	0,335059	0,7376
	AR(5)	-0,041784	0,012866	-3,247569*	0,0012
	AR(9)	-0,392661	0,050695	-7,745628*	0,0000
	AR(10)	0,138530	0,041419	3,344636*	0,0008
	AR(20)	-0,485764	0,050939	-9,536132*	0,0000
	AR(32)	-0,046608	0,012514	-3,724595*	0,0002
	MA(6)	-0,040490	0,012176	-3,325414*	0,0009
	MA(9)	0,456567	0,049313	9,258603*	0,0000
	MA(10)	-0,111493	0,038041	-2,930856*	0,0034
	MA(20)	0,463387	0,049185	9,421335*	0,0000
	R ²	0,022248	Log Lik = 6911,040		
	Düz. R ²	0,019179	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	DW	1,967681			
	AIC	-4,316572			
	SC	-4,295687			
	F-ist.	7,249458*			
	Olasılık(F)	0,000000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 7.d: Model 4

	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
MODEL 4	Sabit terim	0,001531	0,000482	3,176657*	0,0015
	Vlm _{t-3}	-0,000855	0,001322	-0,647019	0,5177
	AR(5)	-0,042315	0,012976	-3,261113*	0,0011
	AR(9)	-0,387865	0,053567	-7,240711*	0,0000
	AR(10)	0,139657	0,043811	3,187757*	0,0014
	AR(20)	-0,487672	0,053494	-9,116463*	0,0000
	AR(32)	-0,046237	0,012620	-3,663747*	0,0003
	MA(6)	-0,040953	0,012399	-3,302870*	0,0010
	MA(9)	0,451497	0,052362	8,622665*	0,0000
	MA(10)	-0,112585	0,040534	-2,777563*	0,0055
	MA(20)	0,464326	0,051917	8,943680*	0,0000
	R ²	0,022323	Log Lik = 6908,600		
	Düz. R ²	0,019254	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	DW	1,965422			
	AIC	-4,316395			
	SC	-4,295505			
	F-ist.	7,272330*			
	Olasılık(F)	0,000000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Vlm_{t-2} ve Vlm_{t-3} değişkenlerinin yer aldığı modellerde (Tablo 7.c. ve Tablo 7.d.), bu katsayılar anlamsız olduğundan ve bu modellerin diğer kriterler bakımından da ilk modele göre daha iyi olmadıklarından bu modeller de elimine edilir.

Tüm bu sebeplerden ötürü Vlm değişkeni modelde barındırılarak kurulan ilk model (Tablo 7.a.) ile analize devam edilmesi uygun görülmüştür.⁷ Bu model matematiksel olarak yazılırsa;

⁷ Burada, Vlm, Vlm_{t-1}, Vlm_{t-2}, Vlm_{t-3} değişkenlerinin çeşitli kombinasyonları denenmiş ve kurulan bu modellerde bazı ana model parametrelerinin anlamsız olduğu görülmüştür. Bu modellerden bazıları çeşitli istatistiksel kriterler (R^2 gibi) bakımından daha iyi olmasına karşın bazı parametre tahminlerinde anlamsız sonuçlar oluşturduklarından, en iyi model olarak Tablo 7.a.'daki model seçilmiştir.

Getiri Oranı(R) ve İşlem Hacmi Değişim Oranı(VIm) ile oluşturulan optimum ARMAX modeli:

$$R_t = C_0 + C_1 VIm_t + C_2 R_{t-5} + C_3 R_{t-9} + C_4 R_{t-10} + C_5 R_{t-20} + C_6 R_{t-32} + C_7 u_{t-6} + C_8 u_{t-9} + C_9 u_{t-10} + C_{10} u_{t-20} + \varepsilon_t$$

$$F = 44,70$$

$$R^2 = 0,122995$$

$$DW = 2,042350$$

$$\text{Log Lik.} = 7090,244$$

$$AIC = -4,425911$$

$$SC = -4,405037$$

sabit terim dışında anlamsız bir katsayının olmadığı görülür. F değeri, 0,05 anlamlılık düzeyi için geçerli olan eşik değerinden büyük olduğundan model istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayrıca modelin R^2 değeri de diğer tüm modeller içerisinde optimum değeri almaktadır. Bunun yanısıra Breusch-Godfrey testi uygulanarak modelde otokorelasyon olup olmadığı test edilmiştir. Bu test için hipotezler şu şekildedir:

H_0 :Modelde otokorelasyon sorunu yoktur.

H_1 :Modelde otokorelasyon sorunu vardır.

Tablo 8. Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Testi Sonuçları

F istatistiği = 1,476010	Olasılık = 0,224490
Gözlem Sayısı* R^2 = 1,480808	Olasılık = 0,223648

Breusch-Godfrey testine göre Gözlem Sayısı* R^2 için olasılık değeri, $\alpha = 0,05$ alındığı kabul edilirse, H_0 hipotezinin red edilemeyeceğini göstermekte, dolayısı ile modelde “otokorelasyonun olmadığı” ibaresi geçerli olmaktadır.

Modeli istatistiksel olarak yorumladıktan sonra biraz da iktisadi olarak yorumlamak gerekirse, İMKB endeksinin günlük getirilerinin, günlük işlem hacmi değişim oranı ile dönemsel olarak yakın bir ilişki içerisinde. Günlük işlem hacmi değişim oranında belli bir dönemde yaşanacak 1 puanlık artış, yine aynı dönemde İMKB getirilerinde 0,024193 (Tablo 7.a.) puanlık bir artışa sebep olacaktır. Burada dikkat edilmesi gereken nokta işlem hacmi değişim oranı değişkeni getiri değişkenini aynı gün içerisinde (ya da günü birlik) etkilediğidir. Getiri değişkeni bunun yanında, kendi gecikmeli değerlerinden ve gecikmeli hata terimlerinden (piyasada önceden kestirilemeyen ya da öngörülemeyen etkilerin gecikmeli etkilerinden) etkilenmektedir. Bu da demektir ki; getirilerin, gerek kendi geçmiş değerlerine karşı gerekse dönemsel olarak bazı öngörülemeyen olaylara karşı duyarlılık göstermektedir. Yatırımcılar, borsada yatırım yaparlarken getirilerin bu özelliğine dikkat etmeleri gerekmektedir. Modelde dikkat edilmesi gereken bir başka nokta ise, modele ilişkin hata teriminin grafiğine bakıldığında sabit olmayan bir varyans sürecine rastlandığıdır. Bu da Klâsik En Küçük Kareler (KEKK) yönteminin önemli varsayımlarından olan, “hata teriminin sabit varyansa sahip olması” hipotezi ile çelişmektedir. Bu durum, ekonometrik bir yaklaşımla test etmek istenirse hipotezler şu şekilde kurulmalıdır:

H_0 : Modelde koşullu değişen varyans özelliği yoktur.

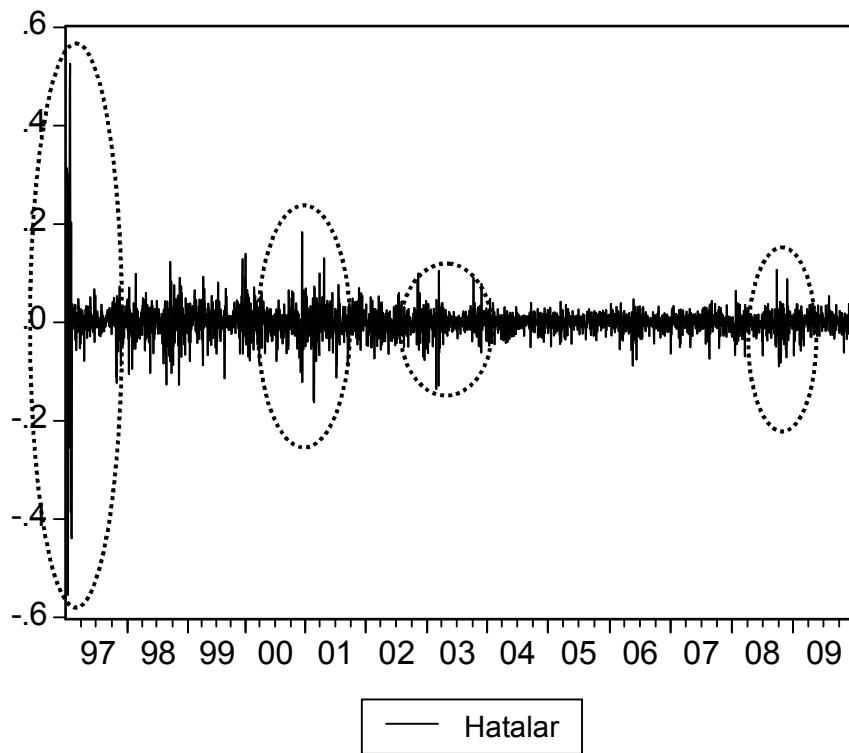
H_1 : Modelde koşullu değişen varyans özelliği vardır.

Hipotezleri sınamak için ARCH-LM testi kullanılmıştır. Bu sınamayı yapan test sonucuna bakıldığında;

Tablo 9: Değişen Varyans İçin ARCH-LM Testi Sonuçları

F istatistiği = 333,0745	Olasılık = 0,000000
Gözlem Sayısı* R^2 = 301,8276	Olasılık = 0,000000

ARCH-LM testine göre, Gözlem sayısı* R^2 değerinin olasılık değeri, H_0 hipotezinin reddedildiğini gösterir dolayısıyla modelde koşullu değişen varyans özelliği olduğuna karar verilir. Genellikle finansal yapıdaki değişkenlerde rastlanan bu durum, modelin yapısında değişikliklere sebebiyet vermekte ve Klâsik En Küçük Kareler yönteminin önemli bir varsayımını ihlâl etmektedir. Bu durum, artıkların grafiğinde de görülmektedir.



Grafik 6: Optimum ARMAX Modeline İlişkin Hataların Grafiği

Grafik 6'da kesikli çizgiler ile de görüleceği üzere, hatalarda sabit bir gidişattan ziyade, sürekli farklı bir yapıda hareket çizmektedirler. Bu da koşullu değişen varyans yapısının varlığını doğrular niteliktedir.

4.5. KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS YAPISININ BELİRLENMESİ

Modelde koşullu değişen varyans yapısı olduğu tespit edildikten sonra yapılması gereken, bu koşullu değişen varyans yapısının nasıl bir yapıda olduğunu tespit etmektir. Bunu tespit etmek için farklı yapılarda modeller kullanılmaktadır. ARCH, ARCH-M, GARCH(p,q), GARCH-M (p,q), E-GARCH(p,q), E-GARCH-M(p,q) gibi birçok model, bu yapının tespit edilip giderilmesinde kullanılmaktadır. Sırasıyla bu modeller tüm veri seti için oluşturulması ile beraber içlerinden en uygun olanı bulunup koşullu değişen varyans yapısı giderilmelidir. Tablo 10'da, optimum ARMAX modelinin hata terimine uygulanan koşullu değişen varyans modelleri sonuçları görülmektedir.

Tablo 10: Koşullu Değişen Varyans Modelleri

Tablo 10.a: ARCH(1) Modeli Sonuçları

	Değişken	Katsayılar	St. Hata	z-ist.	Olasılık
Esas Denklem	Sabit terim	0,000092	0,000438	0,210097	0,8336
	Vlm	0,024046	0,000821	29,30009*	0,0000
	AR(5)	-0,037837	0,007853	-4,818427*	0,0000
	AR(9)	-0,595036	0,031046	-19,16624*	0,0000
	AR(10)	0,380317	0,023647	16,08315*	0,0000
	AR(20)	-0,339889	0,032053	-10,60402*	0,0000
	AR(32)	-0,034081	0,006979	-4,883225*	0,0000
	MA(6)	-0,019523	0,006951	-2,808472*	0,0050
	MA(9)	0,640102	0,030781	20,79555*	0,0000
	MA(10)	-0,351339	0,023544	-14,92236*	0,0000
	MA(20)	0,304674	0,031059	9,809362*	0,0000
Varyans Denklemi	Sabit terim	0,000488	0,0000104	46,88337*	0,0000
	u_{t-1}^2	0,304578	0,023020	13,23103*	0,0000
	R^2	0,119590	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	Düz. R^2	0,116274			
	DW	2,046537			
	AIC	-4,525933			
	SC	-4,501264			
	F-ist.	36,06411*			
	Olasılık(F)	0,000000			

$$(\text{Varyans Denklemi: } h_t = C_0 + C_1 u_{t-1}^2 + v_t)$$

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 10.b: ARCH-M(1) Modeli Sonuçları

	Değişken	Katsayılar	St. Hata	z-ist.	Olasılık
Esas Denklem	$\sqrt{h_t}$	0,529615	0,048917	10,82675*	0,0000
	Sabit terim	-0,012363	0,001273	-9,713359*	0,0000
	Vlm	0,023862	0,000821	29,06912*	0,0000
	AR(5)	-0,033384	0,008209	-4,066577*	0,0000
	AR(9)	-0,614401	0,030945	-19,85454*	0,0000
	AR(10)	0,370073	0,023155	15,98227*	0,0000
	AR(20)	-0,313910	0,031892	-9,842988*	0,0000
	AR(32)	-0,029423	0,007301	-4,030121*	0,0001
	MA(6)	-0,015776	0,006835	-2,307977**	0,0210
	MA(9)	0,657083	0,030546	21,51116*	0,0000
	MA(10)	-0,337092	0,022260	-15,14322*	0,0000
	MA(20)	0,286279	0,030834	9,284552*	0,0000
Varyans Denklemi	Sabit terim	0,000477	0,000010	46,59004*	0,0000
	u_{t-1}^2	0,311377	0,022987	13,54579*	0,0000
	R^2	0,114014	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	Düz. R^2	0,110397			
	DW	1,975202			
	AIC	-4,532256			
	SC	-4,505689			
	F-ist.	31,52792*			
	Olasılık(F)	0,000000			

$$(\text{Varyans Denklemi: } h_t = C_0 + C_1 u_{t-1}^2 + v_t)$$

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 10.c: GARCH(1,1) Modeli Sonuçları

	Değişken	Katsayılar	St. Hata	z-ist.	Olasılık
Esas Denklem	Sabit terim	0,000479	0,000400	1,198138	0,2309
	Vlm	0,019527	0,000747	26,13390*	0,0000
	AR(5)	-0,015579	0,011975	-1,300957	0,1933
	AR(9)	-0,649882	0,056640	-11,47386*	0,0000
	AR(10)	0,327696	0,077105	4,249993*	0,0000
	AR(20)	-0,176474	0,059098	-2,986139*	0,0028
	AR(32)	-0,004067	0,009642	-0,421755	0,6732
	MA(6)	-0,021840	0,010289	-2,122624**	0,0338
	MA(9)	0,683925	0,053926	12,68265*	0,0000
	MA(10)	-0,308002	0,074470	-4,135903*	0,0000
	MA(20)	0,162968	0,056097	2,905122*	0,0037
Varyans Denklemi	Sabit terim	0,000011	0,000001	6,846467*	0,0000
	u_{t-1}^2	0,107418	0,007471	14,37815*	0,0000
	h_{t-1}	0,881633	0,006896	127,8449*	0,0000
	R^2	0,113515	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	Düz. R^2	0,109897			
	DW	2,018397			
	AIC	-4,677309			
	SC	-4,650742			
	F-ist.	31,37250*			
	Olasılık(F)	0,000000			

$$(\text{Varyans Denklemi: } h_t = C_{12} + C_{13}u_{t-1}^2 + C_{14}h_{t-1} + v_t)$$

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 10.d: GARCH-M(1,1) Modeli Sonuçları

	Değişken	Katsayılar	St. Hata	z-ist.	Olasılık
Esas Denklemler	$\sqrt{h_t}$	0,060984	0,056056	1,087920	0,2766
	Sabit terim	-0,000854	0,001168	-0,731641	0,4644
	Vlm	0,019992	0,000715	27,95945*	0,0000
	AR(5)	0,010217	0,009026	1,131954	0,2577
	AR(9)	0,051592	0,031197	1,653760	0,0982
	AR(10)	0,214361	0,077260	2,774542*	0,0055
	AR(20)	0,670804	0,075754	8,855048*	0,0000
	AR(32)	0,006483	0,007419	0,873842	0,3822
	MA(6)	-0,020134	0,008174	-2,463152**	0,0138
	MA(9)	-0,035720	0,028671	-1,245848	0,2128
	MA(10)	-0,199475	0,073546	-2,712251*	0,0067
	MA(20)	-0,701552	0,072835	-9,682013*	0,0000
Varyans Denklemi	Sabit terim	0,000012	0,000001	6,598715*	0,0000
	u_{t-1}^2	0,114372	0,008060	14,19000*	0,0000
	h_{t-1}	0,873708	0,007635	114,4393*	0,0000
	R^2	0,110102	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	Düz. R^2	0,106189			
	DW	2,009641			
	AIC	-4,678638			
	SC	-4,650173			
	F-ist.	28,13849*			
	Olasılık(F)	0,000000			

$$(\text{Varyans Denklemi: } h_t = C_{13} + C_{14}u_{t-1}^2 + C_{15}h_{t-1} + v_t)$$

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 10.e: E- GARCH(1,1) Modeli Sonuçları

	Değişken	Katsayılar	St. Hata	z-ist.	Olasılık
Esas Denklemler	Sabit terim	0,000329	0,000384	0,856181	0,3919
	Vlm	0,020117	0,000689	29,19556*	0,0000
	AR(5)	-0,008186	0,010318	-0,793349	0,4276
	AR(9)	-0,713285	0,034538	-20,65238*	0,0000
	AR(10)	0,216025	0,028052	7,700867*	0,0000
	AR(20)	-0,219272	0,033206	-6,603437*	0,0000
	AR(32)	-0,001599	0,008272	-0,193243	0,8468
	MA(6)	-0,016557	0,006931	-2,388739**	0,0169
	MA(9)	0,750688	0,030709	24,44500*	0,0000
	MA(10)	-0,206949	0,025495	-8,117188*	0,0000
	MA(20)	0,209845	0,030306	6,924170*	0,0000
Varyans Denklemi	Sabit terim	-0,375954	0,030606	-12,28349*	0,0000
	$\left \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right $	0,231941	0,013063	17,75491*	0,0000
	$\left(\frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right)$	-0,030483	0,007332	-4,157347*	0,0000
	$Ln(h_{t-1})$	0,973193	0,003563	273,1683*	0,0000
	R ²	0,113410	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	Düz. R ²	0,109511			
	DW	2,021763			
	AIC	-4,682019			
	SC	-4,653554			
	F-ist.	29,09186*			
	Olasılık(F)	0,000000			

$$(\text{Varyans Denklemi: } Ln(h_t) = C_{12} + C_{13} \left| \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + C_{14} \left(\frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + C_{15} Ln(h_{t-1}) + v_t)$$

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 10.f: E- GARCH-M(1,1) Modeli Sonuçları

	Değişken	Katsayılar	St. Hata	z-ist.	Olasılık
Esas Denklem	$\sqrt{h_t}$	0,031393	0,052421	0,598862	0,5493
	Sabit terim	-0,000283	0,001100	-0,257058	0,7971
	Vlm	0,020113	0,000687	29,28666*	0,0000
	AR(5)	-0,008162	0,010418	-0,783523	0,4333
	AR(9)	-0,714830	0,035222	-20,29488*	0,0000
	AR(10)	0,199093	0,027314	7,289138*	0,0000
	AR(20)	-0,220390	0,032331	-6,816590*	0,0000
	AR(32)	0,000266	0,008396	0,031728	0,9747
	MA(6)	-0,016514	0,007249	-2,278111**	0,0227
	MA(9)	0,751583	0,031226	24,06944*	0,0000
	MA(10)	-0,192688	0,025364	-7,596795*	0,0000
	MA(20)	0,211767	0,029667	7,138229*	0,0000
Varyans Denklemi	Sabit terim	-0,376065	0,030747	-12,23107*	0,0000
	$\left \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right $	0,231282	0,013132	17,61155*	0,0000
	$\left(\frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right)$	-0,030352	0,007329	-4,141287*	0,0000
	$Ln(h_{t-1})$	0,973129	0,003563	273,0891*	0,0000
	R^2	0,113710	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	Düz. R^2	0,109533			
	DW	2,020564			
	AIC	-4,681710			
	SC	-4,651348			
	F-ist.	27,22502*			
	Olasılık(F)	0,000000			

$$(\text{Varyans Denklemi: } Ln(h_t) = C_{13} + C_{14} \left| \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + C_{15} \left(\frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + C_{16} Ln(h_{t-1}) + v_t)$$

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

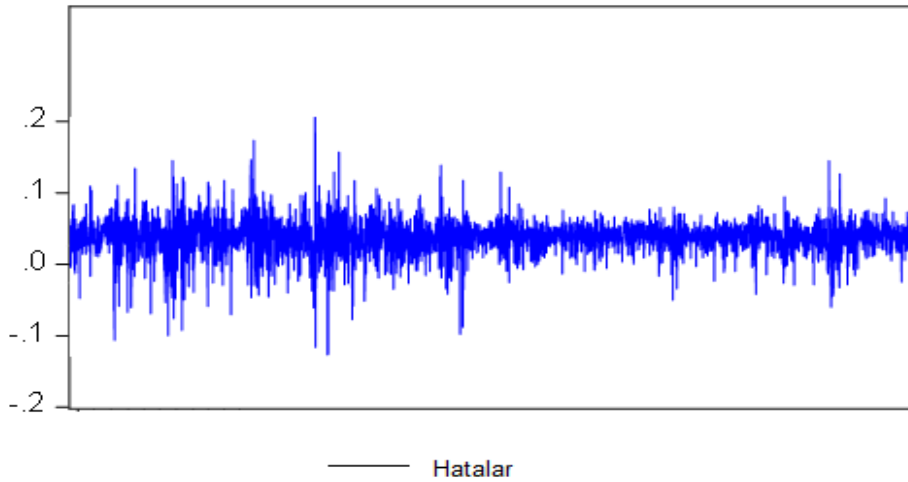
** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Yukarıdaki koşullu değişen varyans modellerinde getiri oranı(R) için elde edilen optimum ARMAX modelindeki koşullu varyans yapısı incelenmiştir. Modeller arasında seçim yapmak gerekirse, AIC kriteri doğrultusunda en iyi model EGARCH(1,1) modeli olarak tespit edilmiştir. (AIC: -4,682019) Ancak bilinmesi gereken önemli bir nokta şudur ki; bu varyans modelinde parametrelere bazı kısıtlamalar getirilmiştir. Bunlardan en önemlisi; $C_{13}+C_{14}+C_{15} < 1$ olması şartıdır. Modelde bu kısıtlamayı incelediğimizde; $0,231941 - 0,030483 + 0,973193 = 1,174651$ olarak bulunmuştur ve 1'den büyüktür. Dolayısıyla bu model anlamlı bir model olarak düşünülemez. Aynı durum, EGARCH-M(1,1) modeli için de geçerlidir. Bundan sonraki en iyi model olarak gözüken GARCH(1,1) ve GARCH-M(1,1) modellerinde de buna benzer bir kısıtlama söz konusudur. Varyans denkleminde u_{t-1}^2 ve h_{t-1} katsayılarının toplamalarının 1'den küçük olması koşullu varyansın sonsuza gitmemesi için gerekmektedir. Burada görmekteyiz ki hem GARCH(1,1) modeli hem de GARCH-M(1,1) modeli için bu şartlar sağlanmaktadır ($0,107418 + 0,881633 = 0,989051$ ve $0,114372 + 0,873708 = 0,98808$). Ancak dikkat edilmesi gereken bir diğer nokta; bu modellerde ana denklemdeki bazı katsayılarda anlamsız değerlerin olmasıdır. GARCH(1,1) modelinde esas denklemde, sabit terim, AR(5) ve AR(32) gecikme katsayıları, GARCH-M(1,1) modelinde ise, $\sqrt{h_t}$, sabit terim, AR(5), AR(9), AR(32) ve MA(9) katsayılarında anlamsızlık söz konudur.

Daha sonraki en iyi model ARCH-M(1) modelidir. Bu modeldeki kısıtlama varyans denkleminde yer alan u_{t-1}^2 değişkenine ilişkindir ve bu katsayının 1'den küçük olması gerekmektedir. Model incelendiğinde görülür ki, bu katsayı 0,311377 olarak bulunmuş ve varsayıma uygun olduğu görülmüştür. Ayrıca ana modelde yer alan tüm katsayılar anlamlıdır. Dolayısıyla en iyi model olarak ARCH-M(1) modeli seçilmiştir.⁸

⁸ Burada kullanılan koşullu değişen varyans modellerinin değişik dereceleri denenmiş, burada tüm modeller gösterilmemiştir ancak en uygun modelin bu olduğu belirlenmiştir.

ARCH-M(1) modelini ele aldığımızı göre bu modelin ARCH etkisini giderip gidermediğinin araştırılması gerekmektedir.



Grafik 7: ARCH-M(1) Modeli Tahmin Edildikten Sonra Hataların Görünümü

Tablo 11: ARCH-M(1) Modeli Sonrasında Hatalara Uygulanan ARCH-LM Testi

İstatistik	Olasılık
F-ist = 1,115217	F-ist = 0,2910
Gözlem Sayısı* R^2 = 1,115525	Kikare = 0,2908

Grafik 7 ve Tablo 11'deki sonuçlar incelendiğinde, ARCH-M(1) modeli uygulandıktan sonra hata terimlerinde ARCH etkisine rastlanmamıştır. Daha önce tanımlanan hipotezler doğrultusunda, Gözlem sayısı* R^2 istatistiğine ilişkin olasılık değeri 0,2908 olduğundan H_0 hipotezi red edilemez ve “Modelde ARCH etkisinin olmadığı” durum kabul edilir. Bunun yanı sıra analizin ilk başında ARMAX modeline ilişkin hatalarda görülen dağınık yapı,

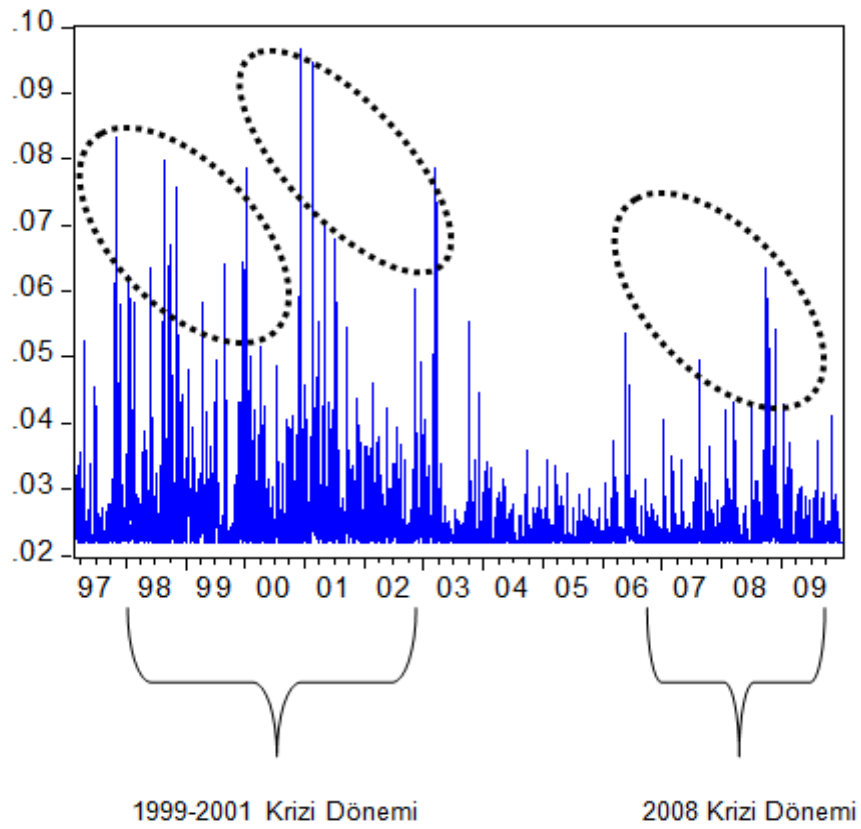
ARCH etkisinin ortadan kaldırılması ile yerini daha derli toplu ve sabite yakın bir görünüme bırakmıştır (Grafik 7).

Genellikle aktif finansal piyasalarda uygulanan modelde, piyasalardaki beklenmedik getiri değişimindeki belli bir değişim, varyanstaki değişime ya da volatilitenin değişiminde ne ölçüde bir hareketliliğin meydana geleceğini belirtmektedir. Bu değer ne kadar küçük olursa, volatilitedeki değişim o kadar az olacaktır. Tahmin modeline bakıldığında;

$$h_t = 0,000477 + 0,311377u_{t-1}^2$$

burada, 1 puanlık beklenmeyen (ya da öngörülemeyen) getiri değişiminin volatilitede yaklaşık olarak 0,31 puanlık artışa sebep olur. Diğer bir nokta ise, ARCH-M modelinde ana modelde yer alan $\sqrt{h_t}$ değişkenine ilişkin katsayının finansal teoride risk primine denk geliyor olmasıdır. Bu katsayı, seçtiğimiz ARCH-M(1) modelinde 0,5296 olarak bulunmuştur. Katsayı ana modelde bağımsız değişken olarak yer aldığından ve doğrudan İMKB endeksi günlük getirisi ile ilişkili olduğundan, getiri ve risk primi arasında pozitif bir ilişki olduğu söylenebilir. Risk primindeki ya da volatilitede meydana gelecek 1 puanlık artış, İMKB günlük getirisinde 0,53 (0,5296) lık bir artışa sebep olur.

Grafik 8’de, ARCH-M(1) modeli sonucunda elde edilen koşullu standart sapmalara ilişkin görünüm yer almaktadır. Bu grafik volatiliteye ilişkin görünümü sergiler. Kesikli çizgiler ile belirtilen alanlarda 1999 yılı sonlarında başlayan ve 2001 krizi ile devam eden piyasalarda yaşanan istikrarsız dönem ve 2008 yılında ABD’li ünlü finans kuruluşu Lehman-Brothers’ın batışı ile başlamış kabul edilen ve tüm dünya ile birlikte Türkiye’nin de yoğun bir şekilde etkilendiği kriz dönemini açık bir şekilde görmekteyiz.



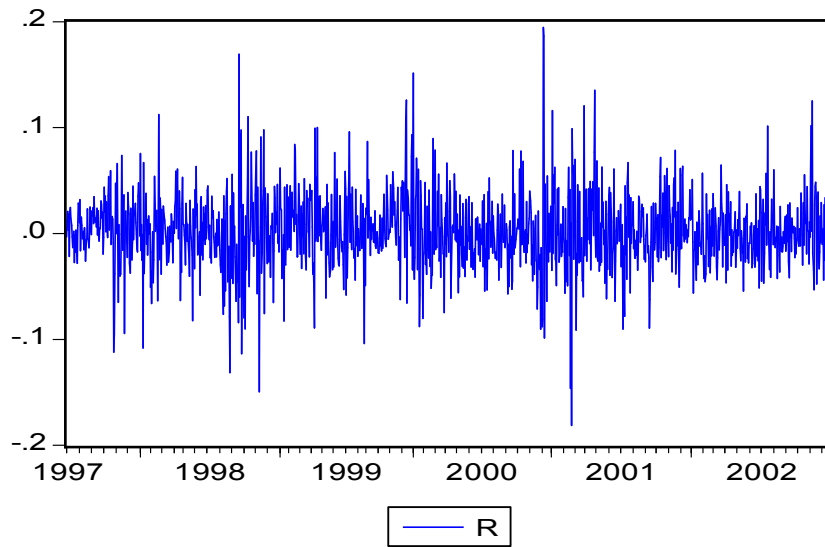
Grafik 8: ARCH(1)-M İçin Koşullu Standart Sapmalar

Genel anlamda modeli 1997 yılından itibaren görmek, piyasaların istikrarsız dönemlerde nasıl bir yapı izlediğini incelemek açısından anlamlı olmuştur. Her iki kriz döneminin (gerek 1999-2001 gerekse 2008 küresel ekonomik krizi) İMKB getirilerinde yaptığı etkiyi gördükten sonra bu dönemler için ayrıntılı inceleme yapılacaktır.

Öncelikle verilere ilişkin zaman aralıklarını açıklamakta fayda olacaktır. Güneydoğu Asya ülkelerinde 1997 yılı ortalarında başlayan finans krizi Türkiye’de de 1998 yılında hissedilmeye başlanmıştır. Giderek ciddi boyutlara ulaşan ve Hazine’nin borçlarını finanse edememe durumuna kadar geldiği noktada 2001 yılında IMF ile yeni bir stand-by anlaşması yapılmasına kadar gidilmiştir. Bu kriz dönemini ayrı değerlendirmek amacı ile veri seti 01/07/1997 – 31/12/2002 aralığında kabul edilmiştir.

4.6. 1999-2001 KRİZİ DÖNEMİ VE İMKB'YE ETKİLERİ

01/07/1997 – 31/12/2002 dönem aralığı için getiri oranının(R) grafiği incelendiğinde;



Grafik 9: 1999-2001 Kriz Döneminde İMKB Endeksi İçin Getiri Oranları (R)

özellikle 1998 yılı başlarında ve 2001 yılına doğru gelirken oynak yapının yüksekliğine görülmektedir. Getiri oranlarında yine birim kök olmayacağı, çünkü belli bir ortalama etrafında seyretmekte olduğu görülmekte ancak günler farklılaştıkça değişen yapıda bir varyans durumu algılanmaktadır.

Tablo 12: 1999-2001 Kriz Döneminde Getiri Oranları(R) İçin Durağanlık Testi

	R (Getiri Oranı)					
	Sabit Terim (k=0)			Sabit Terim + Trend (k=0)		
	ADF test ist.	McKinnon		ADF test ist.	McKinnon	
ADF	-35,93035	1%	-3,4349	-35,9561	1%	-3,9648
		5%	-2,8634		5%	-3,4131
		10%	-2,5678		10%	-3,1285

Öngörüldüğü gibi, seri durağan fakat Ek.2’de yer alan ACF ve PACF grafiklerinden de görülebileceği üzere farklı gecikmelerde anlamlılıklar söz konusudur. Getiri oranlarını modellemek üzere farklı modeller kullanılmış ve en iyi model, anlamsız gecikmeler modellerden tek tek atılarak oluşturulmuştur. Buna göre getiri oranlarını (R) en iyi temsil edecek model; otoregresif (AR) ve hareketli ortalamaların (MA) 9. gecikmelerini içeren (yani AR(9) ve MA(9)) model olarak tespit edilmiştir.

Tablo 13: Getiri Oranı(R) İçin En İyi Model (1999-2001 Kriz Dönemi)

1999-2001 Kriz Döneminde Getiri Oranı(R) İçin En İyi Model	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
	Sabit terim	0,001868	0,001013	1,843182***	0,0655
	AR(9)	-0,576628	0,178661	-3,227504*	0,0013
	MA(9)	0,646704	0,167100	3,870167*	0,0001
	R ²	0,008072	Log Lik.= 2586,806		
	Düz. R ²	0,006600	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	DW	1,957521			
	AIC	-3,825028			
	SC	-3,813462			
	F-ist.	5,484755*			
	Olasılık(F)	0,004243			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

*** $\alpha = 0,10$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Daha sonra bu modele, işlem hacmi değişim oranı(Vlm) da eklenirse,

Tablo 14: Getiri Oranı(R) İçin ARMAX Modeli (1999-2001 Kriz Dönemi)

	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
1999-2001 Kriz Döneminde Getiri Oranı(R) İçin En İyi ARMAX Modeli	Sabit terim	-0,000124	0,000950	-0,131018	0,8958
	Vlm	0,029977	0,002194	13,66518*	0,0000
	AR(9)	-0,645561	0,184574	-3,497563*	0,0005
	MA(9)	0,697955	0,173315	4,027082*	0,0001
	R ²	0,128701	Log Lik.= 2674,395		
	Düz. R ²	0,126760	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	DW	2,052113			
	AIC	-3,953213			
	SC	-3,937791			
	F-ist.	66,32245*			
	Olasılık(F)	0,000000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Görüldüğü üzere, modelde sabit terim dışında diğer katsayılar anlamlıdır. Ayrıca otokorelasyon olmamakla beraber F istatistiği de modelin anlamlı olduğunu göstermektedir. İşlem hacmi oranında meydana gelecek 1 puanlık artış, İMKB getirilerinde % 3 (0,0299) oranında bir artışa sebep olur. Ayrıca getiri oranları kendi 9. gecikme değerinden negatif olarak 0,64 büyüklüğünde ve artıkların (modelin dışında kalan ve modellenemeyen etkilerin) 9. gecikme döneminden pozitif olarak 0,69 büyüklüğünde etkilenmektedir. Bu da şu anlama gelir ki getiriler, piyasadaki belirsizliklerden pozitif yönde etkilenirken, kendi gecikmesinden negatif yönde etkilenmektedir. Buradan şu sonuç çıkarılabilir ki; eğer piyasada çeşitli spekülasyonlar (hisse alım-satımına yönelik veya finansal açıdan bazı politika değişiklikleri vs. gibi) bulunmakta ise, yatırımcılar bu durumdan pozitif yönde etkilenirken, doğrudan geçmiş getirilerin incelenmesi ve buna bağlı olarak finansal kararların alınması (yatırımcının hissesini geçmişte elde ettiği kazanç veya kayıplara bağlı olarak işleme sokması gibi) gibi durumlarda ise negatif bir durum ile (yani götürü) karşılaşılması olağandır. Miktar olarak ise,

özellikle kriz döneminde artan belirsizlikler piyasayı en fazla etkileyen değişken olarak görülmektedir. (MA(9)' un katsayısı: 0,697955)

En iyi ARMAX modeli oluşturulduktan sonra bu modelin koşullu değişen varyans yapısına sahip olup olmadığının tespit edilmesi gereklidir. Bunun için ARCH-LM testi yapılmış ve sonuçlar aşağıda Tablo 15'te yer almaktadır:

Tablo 15: ARMAX modeli için (1999-2001 Kriz Dönemi) ARCH-LM Testi

F istatistiği = 128,7696	Olasılık= 0,0000
Gözlem Sayısı* R ² = 117,7157	Olasılık = 0,0000

H_0 : Modelde koşullu değişen varyans özelliği yoktur.

H_1 : Modelde koşullu değişen varyans özelliği vardır.

Kriz dönemindeki artan belirsizlikler sebebiyle beklenildiği gibi modelde ARCH etkisi bulunmaktadır. Gözlem sayısı*R² istatistiğinin olasılık değeri 0,0000 olduğundan “Modelde ARCH etkisinin” varlığı kabul edilir.

Bu durum sonucunda, analizin en başında tüm örnek setimiz için (06/01/1997 – 31/12/2009 dönemi için) uyguladığımız gibi çeşitli koşullu değişen varyans modelleri oluşturulmuş ve bu modeller sonucunda istatistiksel kriterler çerçevesinde en iyi model GARCH-M(1,1) modeli olarak elde edilmiştir.

GARCH-M(1,1) modelinde gerek ana denklemde gerekse varyans denkleminde tüm katsayılar anlamlı olup model de tümünden anlamlıdır. (Tablo 16)

Tablo 16: ARMAX Modeli İçin GARCH-M(1,1) Modeli (1999-2001 Kriz Dönemi)

	Değişken	Katsayılar	St. Hata	z-ist.	Olasılık
Esas Denklem (Bağımlı Değ: R)	$\sqrt{h_t}$	0,364123	0,115995	3,139115*	0,0017
	Sabit terim	-0,011181	0,003445	-3,245614*	0,0012
	Vlm	0,028041	0,001327	21,12907*	0,0000
	AR(9)	-0,736026	0,111968	-6,573514*	0,0000
	MA(9)	0,784579	0,102279	7,670970*	0,0000
Varyans Denklemi	Sabit terim	0,000134	0,000024	5,399977*	0,0000
	u_{t-1}^2	0,196297	0,025194	7,791393*	0,0000
	h_{t-1}	0,688850	0,039335	17,51226*	0,0000
	R^2	0,131586	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	Düz. R^2	0,127060			
	DW	2,022763			
	AIC	-4,108438			
	SC	-4,077595			
	F-ist.	29,07106			
	Olasılık(F)	0,000000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Varyans denklemine bakıldığında, 1 puanlık beklenmeyen getiri değişimi; oynaklıkta %20 (0,196297) oranında bir artışa sebebiyet verirken, t-1 dönemindeki oynaklıkta meydana gelebilecek 1 birimlik artışın, t dönemindeki oynaklıkta %69 (0,688850) oranında bir artışa sebep olduğu görülür. Buradan çıkarılacak sonuç, getirilerin volatilitesi ya da oynaklığı daha çok t-1 dönemindeki oynaklıktan kaynaklanmaktadır. Ayrıca risk primine ilişkin katsayının ($\sqrt{h_t}$) 0,36 (0,364123) olması da volatilitede 1 puanlık artışın İMKB getirilerinde meydana getireceği pozitif artışı göstermektedir.

GARCH-M(1,1) modeli sonucunda koşullu değişen varyans yapısının ortadan kalkıp kalkmadığını tespit etmek üzere hatalara ARCH-LM testi uygulanmıştır.

Tablo 17: GARCH-M(1,1) Modeli Sonucunda Hatalara Uygulanan ARCH-LM Testi (1999-2001 Kriz Dönemi)

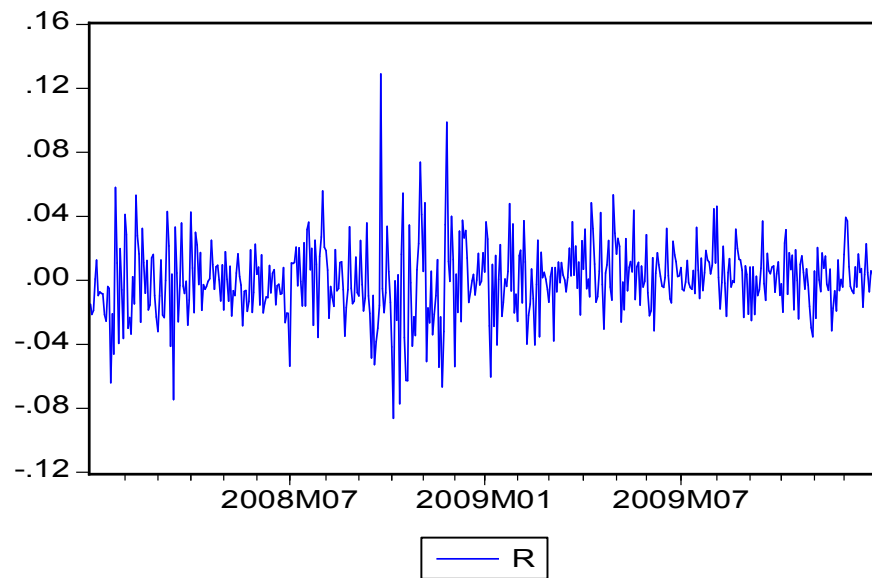
F istatistiği = 0,136936	Olasılık = 0,711405
Gözlem Sayısı* R^2 = 0,137125	Olasılık = 0,711156

Görüldüğü üzere ARCH etkisi modelden arındırılmıştır. (Gözlem Sayısı* R^2 istatistiğinin olasılık değeri 0,711156 olduğundan modelde değişen varyans yapısı bulunmamaktadır.)

4.7. 2008 KÜRESEL EKONOMİK KRİZİ DÖNEMİ İÇİN SONUÇLAR

2008 yılında tüm dünya ekonomilerini etkisi altına alan ve finansal açıdan olumsuz sonuçlar doğuran krizin İMKB üzerindeki etkilerini araştırmak amacıyla 02/01/2008 ile 31/12/2009 dönemi baz alınarak incelemelerde bulunulmuştur.

Öncelikli olarak dönem için getiri oranlarının (R) yapısını incelemek gerekirse;



Grafik 10: 2008 Krizi Döneminde İMKB Endeksi İçin Getiri Oranları (R)

piyasayı etkisi almaya başlayan ve krizin doruk noktasını oluşturan Eylül 2008 döneminde oynaklığın yükseldiği görülmektedir. Bu dönemde oynaklık maksimum seviyeye çıkmakta yani belirsizlik aşırı derecede artmaktadır. Piyasalarda artan belirsizlik ve yaşanan olumsuz mali etkiler sonucunda, yaklaşık %70 oranında yabancı hissenin işlem gördüğü İMKB’de Ulusal-100 endeksi bu belirsizliklere volatilitedeki yüksek değişim ile bir bakıma cevap vermektedir.

Tablo 18: 2008 Krizi Döneminde Getiri Oranları(R) İçin Durağanlık Testi

	R (Getiri Oranı)					
	Sabit Terim (k=0)			Sabit Terim + Trend (k=0)		
	ADF test ist.	McKinnon		ADF test ist.	McKinnon	
ADF	-20,1438	1%	-3,443	-20,3528	1%	-3,976
		5%	-2,867		5%	-3,418
		10%	-2,569		10%	-3,131

Tablo 18’den de anlaşılacağı üzere, ADF Test istatistiği McKinnon kritik değerlerinden büyük olduğundan, 2008 krizi döneminde de getiri oranları (R) serisinin birim kök içermediği ve durağan olduğu sonucuna varılır.

Getiri oranına(R) ilişkin korelogramda (Ek.3’de ayrıntılı şekilde incelenebilir) otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları incelendiğinde,

Tablo 19: Getiri Oranı(R) İçin ACF ve PACF’de Anlamlı Katsayılar

Anlamlı gecikme katsayıları	ACF	PACF
1	1	1
33	18	18
-	33	33

otokorelasyon fonksiyonunda (ACF) 1 ve 33. gecikmelerde, kısmi otokorelasyon fonksiyonunda (PACF) ise 1, 18 ve 33. gecikmelerde güven

sınırları dışına çıkma durumu görülmektedir. Bu değişkenler modele bağımsız değişken olarak dahil edildiklerinde sadece AR(33), MA(1) ve MA(33) katsayılarının anlamlı olduğu görülmektedir. Bu değişkenler modelde bırakılarak ve diğer anlamsız değişkenler modelden atılarak oluşturulan model en anlamlı model olarak elde edilmiştir. Modele ilişkin tahmin değerleri ve istatistiksel sonuçlar aşağıdaki tabloda yer almaktadır (Tablo 20).

Tablo 20: Getiri Oranı(R) İçin En İyi Model (2008 Krizi Dönemi)

	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
2008 Krizi Döneminde Getiri Oranı(R) İçin En İyi Model	Sabit terim	0,001471	0,001051	1,400077	0,1622
	AR(33)	0,602618	0,047054	12,80701*	0,0000
	MA(1)	0,128366	0,027293	4,703267*	0,0000
	MA(33)	-0,802428	0,031186	-25,73045*	0,0000
	R ²	0,098017	Log Lik.= 1132,959		
	Düz. R ²	0,092211	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	DW	1,953367			
	AIC	-4,804080			
	SC	-4,768737			
	F-ist.	16,87991*			
	Olasılık(F)	0,000000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Getiri oranı(R) için en iyi ortalama denklemi belirlendikten sonra, bu modele işlem hacmi değişim oranının (Vlm) eklenmesiyle kurulan ARMAX modeline ilişkin sonuçlar aşağıda belirtilmiştir (Tablo 21).⁹

⁹ Gerek 1999-2001 krizi döneminde, gerekse burada, en iyi ortalama denklemi belirlendikten sonra Vlm değişkeninin gecikmeli değerleri de modele eklenerek denenmiş fakat en anlamlı modelin yalnızca Vlm değişkeninin yer aldığı model olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 21: Getiri Oranı(R) İçin ARMAX Modeli (2008 Krizi Dönemi)

2008 Krizi Döneminde Getiri Oranı(R) İçin En İyi ARMAX Modeli	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
	Sabit terim	0,000991	0,001056	0,938772	0,3483
	Vlm	0,020007	0,003288	6,084206*	0,0000
	AR(33)	0,636910	0,046951	13,56541*	0,0000
	MA(1)	0,113138	0,026426	4,281228*	0,0000
	MA(33)	-0,816619	0,031108	-26,25113*	0,0000
	R ²	0,160011	Log Lik.= 2674,395		
	Düz. R ²	0,152785	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	DW	1,923203			
	AIC	-4,871030			
	SC	-4,826852			
	F-ist.	22,14463*			
	Olasılık(F)	0,000000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Kurulan ARMAX modeli için değişen varyans yapısı incelenirse,

Tablo 22: ARMAX Modeli için (2008 Krizi Dönemi) ARCH-LM Testi

F istatistiği = 3,823406	Olasılık (F-ist.) = 0,051137
Gözlem Sayısı* R ² = 3,808599	Olasılık Ki-Kare= 0,050990

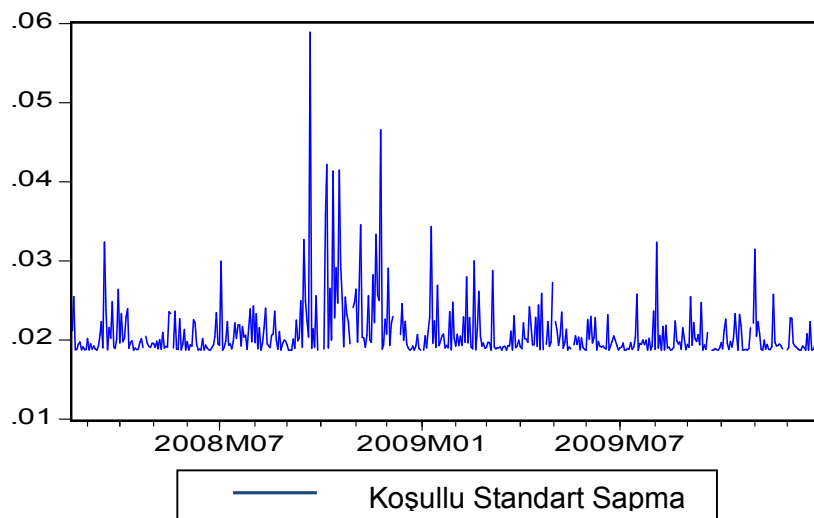
modelde $\alpha = 0,10$ anlamlılık düzeyinde ARCH etkisinin söz konusu olduğu söylenir. Gerek tüm örnek seti için gerekse 1999-2001 krizi dönemi için olduğu gibi modele çeşitli koşullu değişen varyans tahminleri yapılmış ve en uygun modelin ARCH(1) modeli olduğu görülmüştür.

Tablo 23: ARMAX Modeli İçin ARCH(1) Modeli (2008 Krizi Dönemi)

Esas Denklem	Değişken	Katsayılar	St. Hata	z-ist.	Olasılık
	Sabit terim	0,001250	0,001244	1,004514	0,3151
	Vlm	0,018915	0,002345	8,067113*	0,0000
	AR(33)	0,694002	0,041494	16,72526*	0,0000
	MA(1)	0,107270	0,029078	3,689006*	0,0002
	MA(33)	-0,821710	0,033824	-24,29380*	0,0000
Varyans Denklemi	Sabit terim	0,000351	0,000025	13,70663*	0,0000
	u_{t-1}^2	0,233086	0,065662	3,549809*	0,0004
	R^2	0,156644	Bağımlı Değişken: Getiri Oranı (R)		
	Düz. R^2	0,145715			
	DW	1,916017			
	AIC	-4,890347			
	SC	-4,828497			
	F-ist.	14,33284*			
	Olasılık(F)	0,000000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Modelin değişen varyans yapısının ayrıntılı incelemesini yapmak için koşullu standart sapma grafiği çizilmiştir (Grafik 11). Grafik incelendiğinde, oynaklık anlamında en önemli dönem, krizin Türkiye'ye ulaştığı an olan Eylül 2008 dönemidir. Dikkat edilecek olursa piyasalardaki belirsizliğin bir göstergesi olan standart sapma en üst seviyeye ulaşmaktadır.



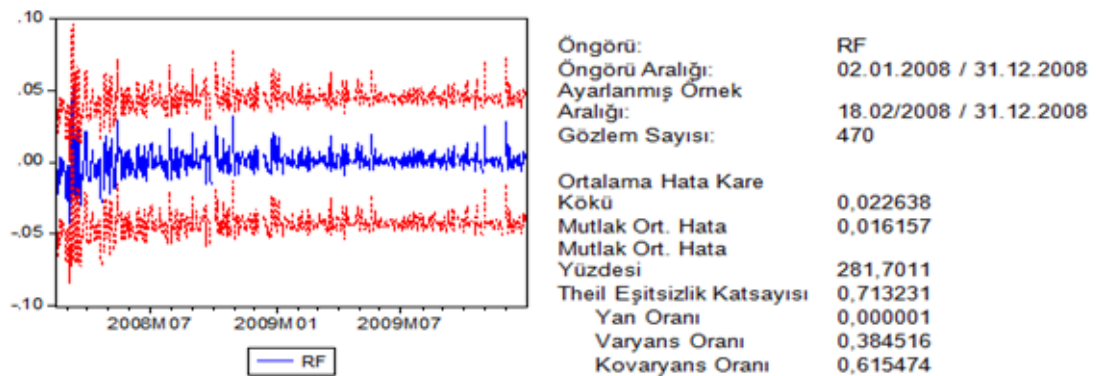
Grafik 11: 2008 Krizi Dönemi İçin Oluşturulan ARCH(1) Modeline İlişkin Koşullu Standart Sapma Grafiği

ARCH(1) modelinin uygulanmasından sonra değişen varyans yapısının ortadan kalkıp kalkmadığı durumu görmek için ARCH-LM testi yapılmıştır.

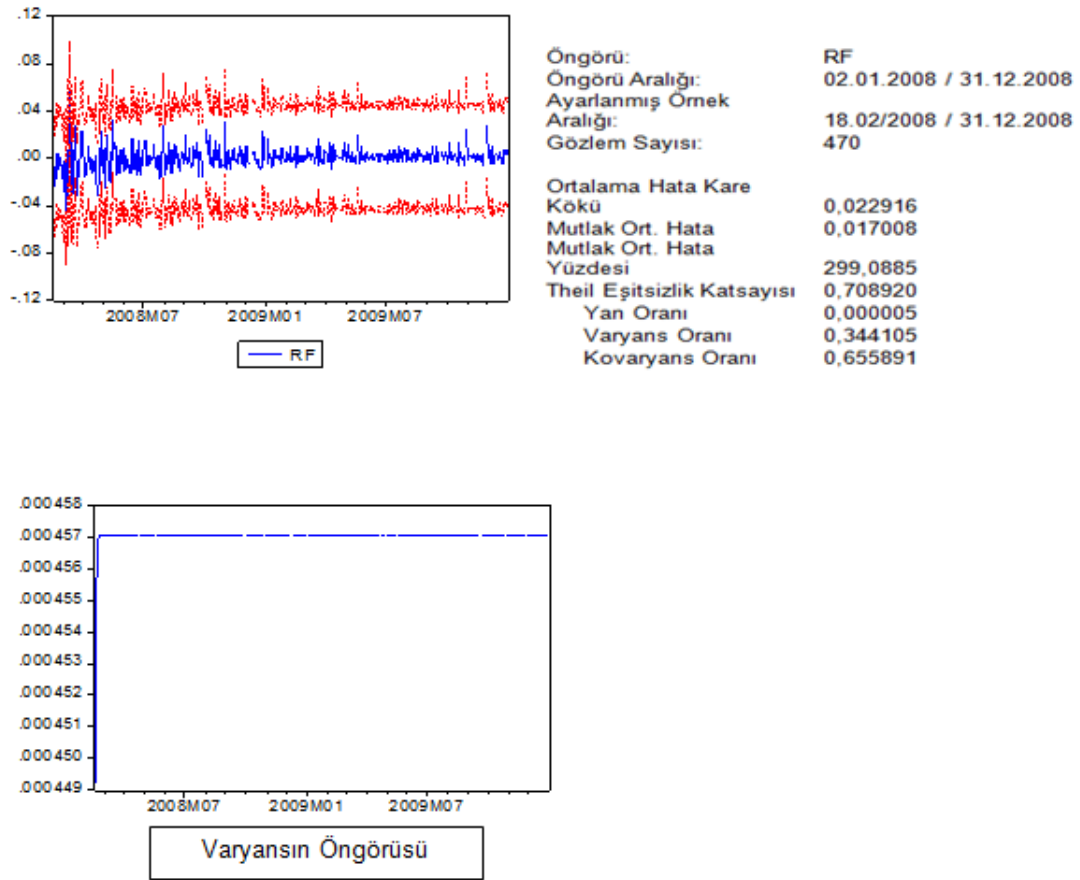
Tablo 24: ARCH(1) Modeli Uygulandıktan Sonra Hatalara İlişkin ARCH-LM Testi

F istatistiği = 0,619190	Olasılık = 0,431747
Gözlem Sayısı* R^2 = 0,621019	Olasılık = 0,430669

Test sonucuna göre değişen varyans yapısı ortadan kaldırılmıştır (Gözlem Sayısı* R^2 değerine ilişkin olasılık değeri 0,430669 olduğundan hatalarda koşullu değişen varyans sorunu bulunmamaktadır). Aşağıdaki grafiklerde gördüğümüz üzere kıyaslama yapabilmek adına iki farklı öngörü grafiği oluşturulmuştur. Klasik En Küçük Kareler Yöntemi (KEKK) ve ARCH(1) modeli yardımıyla elde edilen dönem içi öngörü grafiklerinde, ARCH(1) modelinin daha anlamlı sonuçlar verdiği tespit edilmiştir. Dönem içi öngörü grafikleri incelendiğinde Theil'in eşitsizlik katsayısına bakılacak olursa, ARCH(1) modelinde bu değer KEKK yöntemine göre daha küçük değer almış ve yukarıda deyinilen diğer istatistiksel özellikleri bakımından da anlamlı bir model olduğu anlaşılmıştır. (Grafik 12 ve Grafik 13)



Grafik 12: Klasik En Küçük Kareler Tahmini için Dönem içi Öngörü Grafiği ve Güven Sınırları



Grafik 13: ARCH(1) Modeli Tahmini için Dönem içi Öngörü Grafiği ve Güven Sınırları ve Öngörü Varyansı

4.8. İKİ KRİZ DÖNEMİNE İLİŞKİN DEĞERLENDİRMELER

Kriz dönemlerinin ayrı ayrı modellenmesinden sonra dönemsel olarak bazı farklar tespit edilmiştir. Her iki dönem için de farklı modeller oluşturulmuş ve farklı koşullu değişen varyans yapıları gözlemlenmiştir. Her iki dönemin de ortak yanı, kriz şoklarından etkilenmiş olmalarıdır. Bu nedenle dönemsel yapısal kırılmalar tespit edilmiş ve özellikle krizin ülkeye giriş anlarında bu noktalar zirve yapmıştır.

İki dönem için ayrı ayrı koşullu değişen varyans yapısı elde edildiğinden, doğal olarak farklı tipte modeller oluşturulmuştur. 1999-2001 krizi için GARCH-M (1,1) modeli en iyi model olarak seçilmiş, 2008 krizi

içinse ARCH(1) yapısı kabul edilmiştir. Her iki varyans denkleminde de yer alan u_{t-1}^2 değişkeninin katsayısı bildiğimiz üzere, beklenmeyen getirilerde meydana gelecek 1 puanlık artışın, getiri volatilitesinde meydana getireceği değişimin ne ölçüde olacağını göstermektedir.

Tablo 25: Dönemler İçin Elde Edilen Optimum Koşullu Değişen Varyans Denklemleri

	Dönem						
	1999-2001 Krizi				2008 Krizi		
	Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişkenler			Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişkenler	
Katsayılar	-	0,0001	0,196	0,6888	-	0,0003	0,2330
	h_t	Sabit terim	u_{t-1}^2	h_{t-1}	h_t	Sabit terim	u_{t-1}^2
Model	GARCH-M(1,1)				ARCH(1)		

2008 yılındaki kriz, piyasalarda ani panik alım satımlara neden olmuş ve başta emtia piyasalarında olmak üzere tüm finansal piyasaları yakından etkilemiştir. Beklenmeyen getiriler bu nedenle 1999-2001 krizine oranla biraz yüksek cereyan etmiştir. Dikkat edilecek olursa 0,23 lük bir getiri 2008 krizi döneminde volatilitayı artırırken, 1999-2001 krizinde bu miktar 0,19 olarak görülmektedir. Bu da beklenmedik hareketlerin (alım-satım), getirilerde ya da endeksteki değişimde 2008 krizinde daha fazla oynaklığa yol açtığı söylenebilir. (Tablo 25)

BEŞİNCİ BÖLÜM

İMKB ENDEKSİ İLE BAZI ULUSLARARASI BORSA ENDEKSLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİLERİN TESPİTİ İÇİN EKONOMETRİK ANALİZLER

Çalışmanın bu bölümünde, İMKB endeksi ile bazı borsa endeksleri aralarındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiler incelenip değerlendirilmiştir. Dünyanın bir köşesinde meydana gelen sosyal veya ekonomik herhangi bir olayın en başta olayın gerçekleştiği ülkede etkisini gösterip sonra hızla diğer ülkelere yayıldığı günümüzde, uluslararası piyasaların birbirlerinden etkilenmemesi neredeyse imkânsızdır. İMKB endeksinin oynak bir yapıya sahip olduğu birinci analiz kısmında belirlenmiş olup iki önemli kriz döneminde bu oynaklığın ne ölçüde gerçekleştiği görülmüştür. Çalışmanın bu bölümünde ise, görece olarak daha durağan bir dönem seçilip istikrarlı bir durumda uluslararası borsalar arasındaki ilişkilerin belirlenmesi amaçlanmış ve bu sonuçla ilerde ortaya çıkabilecek kriz vb. gibi ekonominin gidişatını olumsuz yönde etkileyebilecek durumlar için (istikrarın bozulduğu dönemlerde) fikir sahibi olunması sağlanacaktır. İMKB endeksi için incelendiği üzere, oynaklığın özellikle kriz dönemlerinde arttığı görülmekte, uluslararası borsaların da birbirleri ile olan ilişkilerinin yoğun olduğu düşünüldüğünden, ilerde borsalarda oynaklığa yol açabilecek durumlar öncesinde borsalar arasındaki genel gidişatı (görece olarak daha istikrarlı bir dönemde) incelemenin yerinde olabileceği düşünülmüştür.

5.1. AÇIKLAMALAR VE METODOLOJİ

Çalışmada, İMKB endeksi ile benzer özellikler taşıdığı düşünülen ve ekonomisi gelişmekte olan Latin Amerika ülkelerine ilişkin borsa endekslerinden Brezilya'nın Bovespa (Bolsa de Valores de São Paulo) endeksi ve Arjantin'in Merval (Mercado de Valores) endeksi bu bağlamda kullanılırken, diğer borsa endeksleri olarak ise ABD'nin ünlü DJIA (Dow Jones Industrial Average) ve Japonya'nın NIKKEI endeksi analizde yer

almıştır. Çalışmanın bu bölümünde borsa endekslerinin günlük kapanış değerlerinden oluşan 06/01/2003 ile 31/01/2007 tarihleri arasında toplam 866 gözlem kullanılmıştır. İlgili endeks değerleri www.econstats.com sitesinin veritabanından çekilmiştir.

Çalışmada, serilerin durağanlık özellikleri, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) (Dickey, Fuller (1979)) birim kök sınaması ile araştırılmıştır. Serilerin durağanlık özelliklerine ilişkin sonuçlar dikkate alındığında, İMKB endeksi bağımlı değişken olarak kabul edilip diğer borsa endeksleri arasındaki uzun dönemli ilişkiler, Engle-Granger (1987) iki aşamalı tahmin yöntemi ile incelenmiştir. Eştümleşik ilişkilerin saptandığı modeller için hata düzeltme modelleri kurulmuş, uzun ve kısa dönemli dengesizliklerin ne kadar sürede ortadan kalkacağı belirlenmiştir. Bunun yanı sıra çeşitli borsa endekslerinin birbirleri üzerindeki etkilerini incelemek üzere vektör otoregresif modeller kullanılmıştır. (Sims, 1980)¹⁰

5.2. BORSA ENDEKSLERİNİN TANIMLANMASI VE ANALİZDEKİ GÖSTERİMLERİ

Çalışmada yer alan borsa endeksleri şu şekildedir:

Tablo 26: Endekslere İlişkin Açıklamalar

ENDEKS	AÇIKLAMALAR
İMKB	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Günlük Kapanış Değerleri (Seans 2)
BOVESPA	Brezilya Borsa Endeksi Günlük Kapanış Değerleri
MERVAL	Arjantin Borsa Endeksi Günlük Kapanış Değerleri
NIKKEI	Japonya Tokyo Borsası Endeksi Günlük Kapanış Değerleri
DOW	Dow Jones Endüstriyel Ortalama Endeksi Günlük Kapanış Değerleri

¹⁰ Söz konusu yöntemler ve modellemeler hakkında ayrıntılı bilgi için bakınız: (Bozkurt, 2007: 34-135)

Öncelikle bahsedilmesi gereken önemli bir nokta endekslerin farklı ölçeklerde seyrediyor olmasıdır. Bu durumdan kurtulmak ve serileri aynı ölçeğe indirmek amacıyla tüm borsa endekslerinin logaritmalarını almak gerekmektedir. Logaritmik dönüşüm yapıldıktan sonra endeks gösterimleri;

$$\text{İMKB} = \text{Ln}(\text{İMKB}) = \text{LogİMKB}$$

$$\text{BOVESPA} = \text{Ln}(\text{BOVESPA}) = \text{LogBovespa}$$

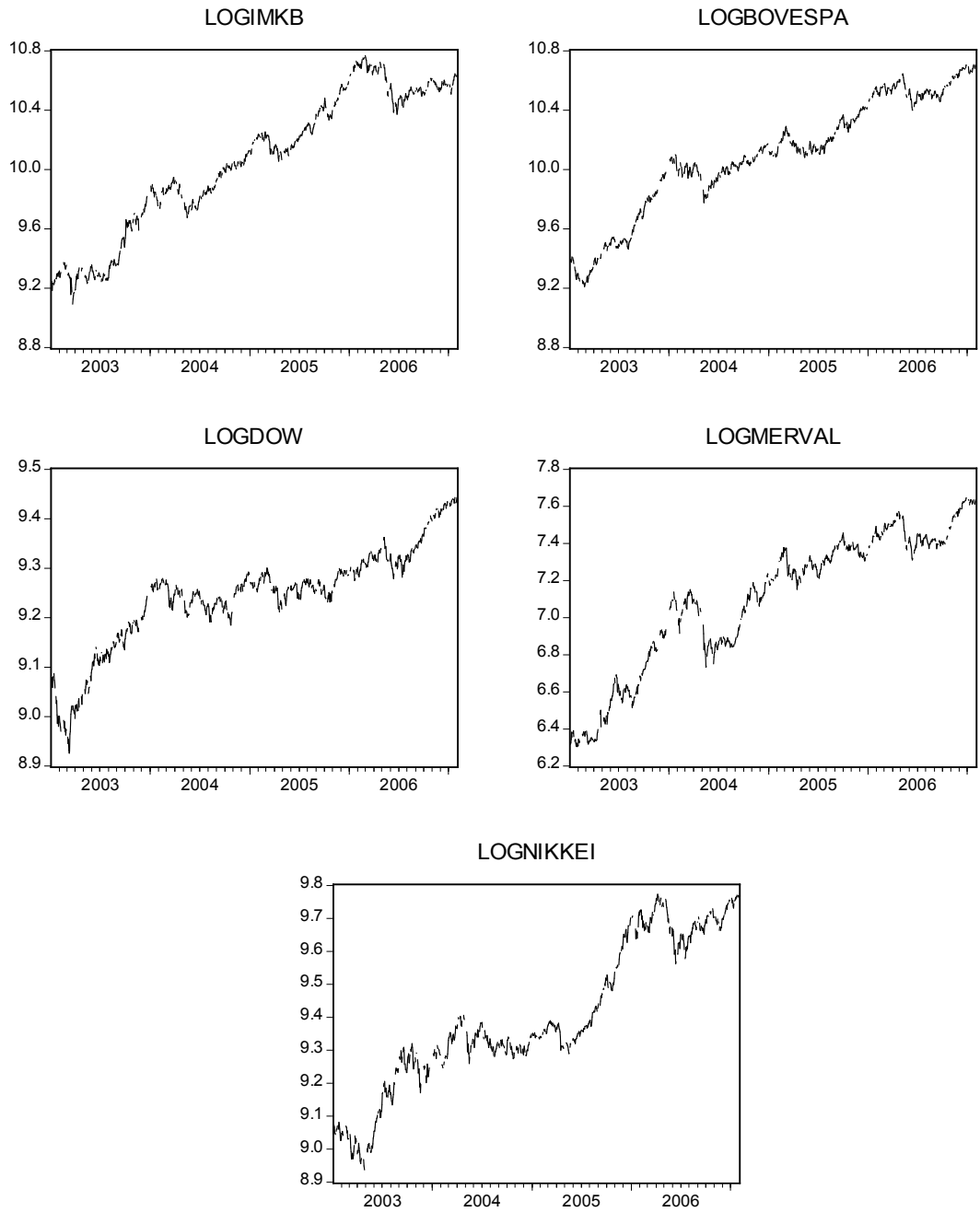
$$\text{MERVAL} = \text{Ln}(\text{MERVAL}) = \text{LogMerval}$$

$$\text{NIKKEI} = \text{Ln}(\text{NIKKEI}) = \text{LogNikkei}$$

$$\text{DOW} = \text{Ln}(\text{DOW}) = \text{LogDow} \text{ şeklinde olacaktır.}$$

5.3. SERİLERİN DURAĞANLIĞININ İNCELENMESİ

Ekonometrik olarak model kurma aşamasına geçmeden önce, zaman serilerine ilişkin durağan olup olmama durumunun belirlenmesi önem arz etmektedir. Öncelikle serilerin grafikleri incelenirse, endekslerin 2003-2007 yılları arasında genelde artan bir eğilim gösterdiği anlaşılmaktadır (Grafik 14). Bu da, serilerin durağan olmadığı durumu çağrıştırmaktadır. Ekonometrik olarak bu durumu incelemek istersek Augmented Dickey Fuller (ADF) testi yapılmıştır. Bu teste ilişkin sonuçlar çeşitli gecikme sayıları için Tablo 27’de görülmektedir. ADF testi için kurulan modellerde hem sabit terimli hem de sabit terim ve trendin aynı anda bulunduğu modeller kurulmuş ve durağanlık sonuçları incelenmiştir. Buna göre tüm McKinnon kritik değerlerinde, serilerin düzeyde durağanlığının söz konusu olmadığı, ancak birinci farkları alındığında durağanlık koşulunun sağlandığı görülmektedir. Bu durumdan hareketle seriler arasındaki eştümleşik ilişkilerin araştırılmasının, analizin işleyişi açısından yerinde olacağı düşünülmüştür.



Grafik 14: Seçilmiş Borsa Endekslerinin Zamana Karşı Grafikleri

Tablo 27: Serilere İlişkin Durağanlık Testleri

I(0)						
			ADF	McKinnon		
				1%	5%	10%
Sabit Terim	k=0	LogİMKB	-1,226	-3,437	-2,864	-2,568
Sabit Terim+Trend	k=0	LogİMKB	-2,087	-3,968	-3,415	-3,129
Sabit Terim	k=0	LogBovespa	-0,962	-3,437	-2,864	-2,568
Sabit Terim+Trend	k=0	LogBovespa	-2,400	-3,968	-3,415	-3,129
Sabit Terim	k=0	LogMerval	-1,563	-3,437	-2,864	-2,568
Sabit Terim+Trend	k=0	LogMerval	-2,486	-3,968	-3,415	-3,129
Sabit Terim	k=0	LogNikkei	-0,684	-3,437	-2,864	-2,568
Sabit Terim+Trend	k=0	LogNikkei	-2,477	-3,968	-3,415	-3,129
Sabit Terim	k=0	LogDow	-0,861	-3,437	-2,864	-2,568
Sabit Terim+Trend	k=0	LogDow	-2,468	-3,968	-3,415	-3,129
I(1)						
			ADF	McKinnon		
				1%	5%	10%
Sabit Terim	k=0	LogİMKB	-30,528	-3,437	-2,864	-2,568
Sabit Terim+Trend	k=0	LogİMKB	-30,523	-3,968	-3,415	-3,129
Sabit Terim	k=0	LogBovespa	-28,486	-3,437	-2,864	-2,568
Sabit Terim+Trend	k=0	LogBovespa	-28,474	-3,968	-3,415	-3,129
Sabit Terim	k=0	LogMerval	-29,358	-3,437	-2,864	-2,568
Sabit Terim+Trend	k=0	LogMerval	-29,359	-3,968	-3,415	-3,129
Sabit Terim	k=0	LogNikkei	-28,011	-3,437	-2,864	-2,568
Sabit Terim+Trend	k=0	LogNikkei	-27,995	-3,968	-3,415	-3,129
Sabit Terim	k=0	LogDow	-30,952	-3,437	-2,864	-2,568
Sabit Terim+Trend	k=0	LogDow	-30,936	-3,968	-3,415	-3,129

5.4. UZUN DÖNEMLİ İLİŞKİLERİN BELİRLENMESİ (EŞTÜMLEŞİM TESTİ)

İMKB endeksi ve borsa endeksleri arasındaki uzun dönemli ilişkileri belirlemek amacıyla Engle-Granger İki Aşamalı Eşütümleşim Testi kullanılmıştır. Engle-Granger İki Aşamalı Eşütümleşim Testi'nde, ilgili seriler $I(0)$ derecesinde alınıp Klasik En Küçük Kareler Yöntemi ile tahmin edilerek hata terimlerinin durağan olup olmadıklarına bakılır. Şayet, hata terimleri $I(0)$ derecesinde yani düzeyde durağanlık koşulunu sağlıyorsa, iki seri arasında uzun dönemli bir ilişkiden söz edilebilir. Seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiler tespit edildikten sonra değişkenler, durağan oldukları mertebede ve

hata teriminin de bir dönem gecikmeli değeri de dahil edilerek hata düzeltme modeli kurulur. Hata teriminin gecikmeli değerine ilişkin katsayının anlamlı olması durumunda, uzun dönem ilişkisi ile birlikte kısa dönem içerisinde oluşabilecek dengesizliğin ne kadarlık bir oranda düzelebileceği anlaşılmış olur. Burada önemli bir nokta şudur ki; eğer hata teriminin gecikmeli değerine ilişkin katsayı pozitif ise denge değerinden uzaklaşma, negatif ise uzun dönem değerine yaklaşma durumu söz konusudur.

Analizde İMKB endeksi bağımlı değişken olarak kabul edilerek, diğer borsa endeksleri arasındaki ilişkiler tespit edilmiştir. Endeksler arasındaki ilişkinin bir ölçütü olarak korelasyonlara bakılırsa, en yüksek korelasyonun 0,97 ile İMKB endeksi ile Bovespa arasında olduğu görülmektedir.

Tablo 28: Endeksler Arasındaki Korelasyonlar

	LOGIMKB	LOGBOVESPA	LOGMERVAL	LOGNIKKEI	LOGDOW
LOGIMKB	1.000	0.974	0.967	0.935	0.882
LOGBOVESPA	0.974	1.000	0.973	0.950	0.949
LOGMERVAL	0.967	0.973	1.000	0.900	0.927
LOGNIKKEI	0.935	0.950	0.900	1.000	0.894
LOGDOW	0.882	0.949	0.927	0.894	1.000

İkinci sırada İMKB ile Merval arasındaki 0,96 luk korelasyon değeri gelmektedir. En düşük korelasyon değeri ise 0,88 ile İMKB ile Dow Jones endeksi arasında ölçülmüştür.

Tablo 29: Engle Granger Yöntemi için KEKK Tahminleri

Tablo 29.a. Model 1 - LOGİMKB ve LOGBOVESPA Arasındaki Regresyon Sonuçları

	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
MODEL 1	Sabit terim	-1,773	0,092	-19,23*	0,000
	LOGBOVESPA	1,171	0,009	128,35*	0,000
	R ²	0,950	Log Lik.= 734,81		
	Düz. R ²	0,950	Bağımlı Değişken: LOGIMKB		
	DW	0,057			
	AIC	-1,692			
	SC	-1,681			
	F-ist.	16474,49*			
	Olasılık(F)	0,000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 29.b. Model 2 - LOGİMKB ve LOGMERVAL Arasındaki Regresyon Sonuçları

MODEL 2	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
	Sabit terim	1,299	0,078	16,64*	0,000
	LOGMERVAL	1,232	0,010	112,23*	0,000
	R ²	0,935	Log Lik.= 625,16		
	Düz. R ²	0,935	Bağımlı Değişken: LOGIMKB		
	DW	0,055			
	AIC	-1,439			
	SC	-1,428			
	F-ist.	12595,84*			
	Olasılık(F)	0,000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 29.c. Model 3 – LOGİMKB ve LOGNIKKEİ Arasındaki Regresyon Sonuçları

MODEL 3	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
	Sabit terim	-8,727	0,242	-36,00*	0,000
	LOGNIKKEİ	1,998	0,025	77,49*	0,000
	R ²	0,874	Log Lik.= 333,94		
	Düz. R ²	0,874	Bağımlı Değişken: LOGIMKB		
	DW	0,029			
	AIC	-0,766			
	SC	-0,755			
	F-ist.	6005,81*			
	Olasılık(F)	0,000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 29.d. Model 4 – LOGİMKB ve LOGDOW Arasındaki Regresyon Sonuçları

MODEL 4	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
	Sabit terim	-27,804	0,685	-40,58*	0,000
	LOGDOW	4,096	0,074	55,25*	0,000
	R ²	0,779	Log Lik.= 90,73		
	Düz. R ²	0,779	Bağımlı Değişken: LOGIMKB		
	DW	0,028			
	AIC	-0,204			
	SC	-0,193			
	F-ist.	3053,50*			
	Olasılık(F)	0,000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

LOGİMKB ile diğer endeksler arasındaki regresyon sonuçlarına göre (Tablo 29) tüm modellerde katsayıların ve modelin tümünün anlamlı olduğu görülmektedir. R²'ler incelendiğinde korelasyonları teyit eder sonuçlar ortaya çıkmıştır. R²'si en yüksek model, beklenildiği üzere LOGİMKB ve

LOGBOVESPA arasında kurulan regresyon modelidir. Her ne kadar modellerde otokorelasyon sorununa rastlansa da AIC ve SC kriterlerine bakıldığında kurulan en iyi model olarak da bu model görünmektedir (AIC= -1,692408 ve SC= -1,681406). Modellere ilişkin hata terimlerinin durağanlığı incelenirse;

Tablo 30: Modellerin Hata Terimlerine İlişkin Durağanlık Testleri

I(0)				
u_t	ADF	McKinnon		
		1%	5%	10%
MODEL 1	-3,432441**	-3,437686	-2,864668	-2,568489
MODEL 2	-3,577661*	-3,437686	-2,864668	-2,568489
MODEL 3	-2,521903	-3,437686	-2,864668	-2,568489
MODEL 4	-2,104453	-3,437695	-2,864672	-2,568491

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Model 1 için hataların %1 anlamlılık düzeyinde durağanlığı söz konusu değilken, % 5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde durağan olduğu görülmektedir. Yani LOGİMKB ve LOGBOVESPA serilerinin %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde uzun dönemli ilişki içerisinde oldukları söylenebilir. Uzun dönemde iki seri arasındaki gözlenen ilişki ortak stokastik eğilimlere sahip olacaktır.

Model 2 için hataların tüm anlamlılık düzeylerinde durağan olduğu görülmektedir. LOGİMKB ve LOGMERVAL serilerinin de uzun dönemde eştümleşik oldukları söylenebilir.

Model 3 ve Model 4'te hatalar durağan olmadıklarından herhangi bir eştümleşik ilişki söz konusu değildir. Yani LOGİMKB'nin gerek LOGNIKKEI gerekse LOGDOW serileri ile uzun dönemde eştümleşik olmadığı söylenebilir.

LOGIMKB-LOGBOVESPA ve LOGIMKB-LOGMERVAL için uzun dönemli ilişkilerin varlığı tespit edildikten sonra bu modeller için hata düzeltme modelleri kurulabilir. LOGIMKB, LOGBOVESPA ve LOGMERVAL serilerinin üçünün de I(1) düzeyinde durağan olduğu, önceden ADF testi ile

belirlendiği için bu değişkenlerin birinci farkları alınarak modelde kullanılması gerekmektedir.

Hata düzeltme modelleri kurulmadan önce, modele dahil edilecek değişkenler için gecikme sayılarının belirlenmesi gerekmektedir. Gecikme sayısı belirlendikten sonra ilgili bağımlı ve bağımsız değişkenin gecikmeli değerleri eşitliğin sağ tarafına hata düzeltme terimi ile birlikte dahil edilerek model kurulur.

LOGIMKB - LOGBOVESPA ve LOGIMKB-LOGMERVAL için gecikme sayıları belirlenirse; LOGIMKB-LOGBOVESPA için 2 gecikmenin, LOGIMKB-LOGMERVAL içinse 4 gecikmenin uygun olduğu görülmektedir (Tablo 31 ve Tablo 32).

Gecikme sayıları belirlendikten sonra sırasıyla hata düzeltme modelleri kurulur. Bu modellere ilişkin sonuçlar da Tablo 33 ve Tablo 34'te ayrıntılı bir şekilde yer almaktadır.

Tablo 31: LOGIMKB ve LOGBOVESPA Serileri İçin Gecikme Sayısının Belirlenmesi

Uygulanan Seriler	Gecikme Sayısı	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
LOGIMKB ve LOGBOVESPA	0	332.8145	NA	0.001585	-0.771129	-0.760046	-0.766886
	1	4407.624	8121.125	1.20e-07	-10.26020	-10.22695	-10.24747
	2	4425.047	34.64096*	1.16e-07*	-10.29148*	-10.23607*	-10.27027*
	3	4426.988	3.852190	1.17e-07	-10.28669	-10.20911	-10.25698
	4	4428.769	3.524606	1.17e-07	-10.28151	-10.18177	-10.24332
	5	4428.938	0.333525	1.19e-07	-10.27258	-10.15067	-10.22591
	6	4429.491	1.089103	1.19e-07	-10.26455	-10.12047	-10.20938
	7	4433.361	7.604861	1.19e-07	-10.26425	-10.09800	-10.20059
	8	4434.925	3.064648	1.20e-07	-10.25857	-10.07015	-10.18643

* 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 32: LOGİMKB ve LOGMERVAL Serileri İçin Gecikme Sayısının Belirlenmesi

Uygulanan Seriler	Gecikme Sayısı	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
LOGİMKB ve LOGMERVAL	0	280.42	NA	0.00179	-0.6490	-0.6379	-0.6447
	1	4315.56	8042.05	1.49e-07	-10.045	-10.012*	-10.032*
	2	4318.75	6.34807	1.49e-07	-10.043	-9.9883	-10.022
	3	4323.48	9.37966	1.49e-07	-10.045	-9.9678	-10.015
	4	4328.51	9.94521*	1.48e-07*	-10.047*	-9.9480	-10.009
	5	4328.92	0.80805	1.50e-07	-10.039	-9.9175	-9.9927
	6	4332.16	6.39288	1.50e-07	-10.037	-9.8936	-9.9825
	7	4333.68	2.97915	1.51e-07	-10.031	-9.8656	-9.9682
	8	4334.66	1.93251	1.52e-07	-10.024	-9.8364	-9.9527

* 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 33: LOGİMKB ve LOGBOVESPA Serileri İçin Hata Düzeltme Modeli

HATA DÜZELTME MODELİ 1	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
	Sabit terim	0.0013	0.0006	1.9678**	0.049
	DLOGİMKB(-1)	-0.0655	0.0353	-1.8551***	0.063
	DLOGİMKB(-2)	0.0541	0.0346	1.5612	0.118
	DLOGBOVESPA(-1)	0.2239	0.0410	5.4522*	0.000
	DLOGBOVESPA(-2)	-0.0386	0.0417	-0.9267	0.354
	Hata(-1)	-0.0145	0.0067	-2.1602**	0.031
	R ²	0.0439	Log Lik.= 2147.73		
	Düz. R ²	0.0383	Bağımlı Değişken: DLOGİMKB		
	DW	1.9978			
	AIC	-4.9634			
	SC	-4.9303			
	F-ist.	7.8786*			
	Olasılık(F)	0.0000			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

*** $\alpha = 0,10$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 34: LOGIMKB ve LOGMerval Serileri İçin Hata Düzeltme Modeli

HATA DÜZELTME MODELİ 2	Değişken	Katsayılar	St. Hata	t-ist.	Olasılık
	Sabit terim	0.0014	0.0007	2.0856**	0.037
	DLOGIMKB(-1)	-0.0435	0.0354	-1.2298	0.219
	DLOGIMKB(-2)	0.0291	0.0353	0.8251	0.409
	DLOGIMKB(-3)	-0.0443	0.0354	-1.2503	0.211
	DLOGIMKB(-4)	-0.0044	0.0352	-0.1257	0.899
	DLOGMerval(-1)	0.0830	0.0379	2.1877**	0.029
	DLOGMerval(-2)	0.0189	0.0377	0.5018	0.615
	DLOGMerval(-3)	0.0349	0.0375	0.9319	0.351
	DLOGMerval(-4)	0.0229	0.0375	0.6124	0.540
	Hata(-1)	-0.0069	0.0061	-1.1334	0.257
	R ²	0.0126	Log Lik.= 2127.93		
	Düz. R ²	0.0022	Bağımlı Değişken: DLOGIMKB		
	DW	2.0008			
	AIC	-4.9197			
	SC	-4.8644			
	F-ist.	1.2106			
	Olasılık(F)	0.2846			

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

*** $\alpha = 0,10$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Hata düzeltme modelleri incelendiğinde, LOGIMKB-LOGBOVESPA arasında kısa dönemde negatif ve %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğu görülmektedir. Hata düzeltme parametresi -0,0145 olarak bulunmuş ve negatif olması nedeniyle, iktisadi birimlerin sisteme gelen bir şok karşısında tekrar dengeye gelmek üzere hareket geçtiği söylenebilir. Ayrıca kısa ve uzun dönem arasındaki dengesizliğin yaklaşık %1,4' ü 1 gün içerisinde giderilmektedir.

Diğer taraftan LOGIMKB-LOGMerval arasındaki hata düzeltme modeli incelendiğinde; modelin anlamsız olduğu F istatistiğine ilişkin olasılık değerinden anlaşılmaktadır. Bunun yanısıra hata düzeltme parametresi negatif ancak bu da istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Dolayısıyla, İMKB ve Merval endekslerinin uzun dönemde eştümleşik ilişkisi bulunmasına rağmen kısa dönemde dengeye gelmesinin istatistiksel olarak anlamsız olduğu tespit edilmiştir.

Sonuç olarak; günlük bazda kapanış değerleri ele alınarak değerlendirilen borsa endekslerinden İMKB endeksinin, daha çok Güney Amerika borsaları ile uzun dönemde ilişkili olduğu görülmüştür. Diğer taraftan Dow Jones ve Nikkei endeksleri ile İMKB endeksi arasında uzun dönemde bir ilişkinin olmadığı da bir başka önemli sonuçtur. Bunun en önemli sebeplerinden birisi, Brezilya ve Arjantin'in Türkiye gibi gelişmekte olan ülke ekonomisi sınıfına girmesidir. Diğer bir sebep ise, bu ülkelerin ekonomilerinin geçmişte incelendiğinde aynı Türkiye gibi kırılgan bir yapıya sahip olup krizlerden yüksek derecede etkilenmiş olmalarıdır. Dolayısıyla borsalar, ekonomiler için önemli bir gösterge olduklarından, ülkeler arasındaki bu tarz ilişkilerin ortaya çıkarılmasında önemli paya sahiptirler.

5.5. NEDENSELLİK İLİŞKİLERİ

İktisat teorisinde değişkenler arasındaki ilişkinin belirlenmesi ve test edilmesi, öncelikle değişkenlerin içsel ve dışsal ayrımının yapılmasına bağlıdır. Bilindiği gibi, değeri model içinde belirlenen değişkenlere içsel, model dışında belirlenenlere ise dışsal değişken denmektedir. Ancak iktisadi ilişkiler öylesine karmaşık olabilir ki, değişkenin içsel ya da dışsal olduğu bilinemeyebilir. Granger (1969) ve Sims (1972), değişkenler arasında karşılıklı olabileceği düşünülen bu tür ilişkilerden yola çıkarak, nedensellik ilişkilerini ele almışlardır. Bu ihtiyaçtan yola çıkarak, sistemde yer alan değişkenler arasındaki ilişkilerin yönünün be gecikme yapısının belirlendiği teste "Granger Nedensellik Testi" denmektedir. Amaç; modelde yer alan birden fazla sayıda değişken arasında iki yönlü (karşılıklı) veya tek yönlü ilişki olup olmadığını belirlemektir. (Bozkurt, 2007: 91-92) Granger nedensellik testinin uygulanabilmesi için serilerin durağanlık koşulunu sağlaması gerekmektedir. Bu sebepten ötürü, eğer analizde yer alacak seriler durağanlık koşulunu sağlamıyorlarsa önce serilerin ilgili mertebeden farkı alınarak durağanlaştırılır ve analize bu şekilde dahil edilir.

Çalışmamızda borsa endeksleri aralarındaki etkileşimi belirlemek üzere Granger Nedensellik Testi kullanılmıştır. Bu test için öncelikli olarak serilerin durağan olup olmadıkları, daha sonra da optimum gecikme sayılarının belirlenmesi gerekmektedir. Borsa endekslerine yönelik önceki bölümde yapılan ADF testi doğrultusunda tüm serilerin $I(1)$ düzeyinde durağan oldukları bilinmekteydi. Dolayısıyla endekslerin birinci farkları alınarak nedensellik testine dahil edilmiştir. Birinci farkı alınmış endeksler;

$$DLOGIMKB = LOGIMKB_t - LOGIMKB_{t-1}$$

$$DLOGBOVESPA = LOGBOVESPA_t - LOGBOVESPA_{t-1}$$

$$DLOGMERVAL = LOGMERVAL_t - LOGMERVAL_{t-1}$$

$$DLOGNIKKEI = LOGNIKKEI_t - LOGNIKKEI_{t-1}$$

$$DLOGDOW = LOGDOW_t - LOGDOW_{t-1}$$

şeklinde dir.

Granger nedensellik testi VAR modeline dayanmaktadır. İlk olarak değişkenlerin durağan olması koşulu aranmakta ve daha sonra uygun gecikme sayısının belirlenmesinin ardından modeller oluşturulur.

H_0 hipotezi, “ X_t , Y_t ’nin Granger nedeni değildir.” veya tersi şekilde ifade edilir.

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^l \beta_i Y_{t-i} + e_{1t}$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^k \alpha_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_j X_{t-j} + e_{2t}$$

Granger nedensellik ilişkisinin varlığının belirlenmesi amacıyla sırasıyla gecikmeli değişkenlerin parametrelerine sıfır kısıtlamaları (örneğin; $H_0: \beta_i = 0$ veya $H_0: \alpha_j = 0$) getirilir ardından kurulan hipotezin test edilmesi için Wald veya Ki-kare testlerinden faydalanılır. Eğer hipotez reddedilirse ve parametrelerden en az biri sıfırdan farklı ise, ilgili değişkenden diğerine doğru bir Granger nedenselliğin söz konusu olduğu sonucuna varılır.

Tablo 35: Nedensellik İlişkileri

Değişken Çifti	Gecikme Sayıları	Eşitümleşik ilişki durumu (varsa: +, yoksa: -)	Nedensellik İlişkileri	Wald-F Test İstatistiği ve Olasılık Değerleri
İMKB ve BOVESPA	2	+	BOVESPA $\Rightarrow$ İMKB İMKB $\Rightarrow$ BOVESPA	F=12,63 (p= 0,000*) F= 3,67 (p=0,012**)
İMKB ve Merval	4	+	İMKB $\Rightarrow$ Merval	F=5,01 (p=0,000*)
İMKB ve NIKKEI	1	-	İMKB $\Rightarrow$ NIKKEI	F=5,10 (p=0,024**)
İMKB ve DOW	1	-	DOW $\Rightarrow$ İMKB	F=29,84 (p=0,000*)
DOW ve BOVESPA	1	+	BOVESPA $\Rightarrow$ DOW	F=3,67 (p=0,025**)
DOW ve Merval	1	+	DOW $\Rightarrow$ Merval	F=2,77 (p=0,062***)
DOW ve NIKKEI	6	-	NIKKEI $\Rightarrow$ DOW DOW $\Rightarrow$ NIKKEI	F=2,07 (p=0,053***) F=20,44 (p=0,000*)
BOVESPA ve Merval	1	+	BOVESPA $\Rightarrow$ Merval	F=6,21 (p=0,0021*)
BOVESPA ve NIKKEI	1	-	BOVESPA $\Rightarrow$ NIKKEI	F=56,04 (p=0,000*)
Merval ve NIKKEI	1	-	Merval $\Rightarrow$ NIKKEI	F=18,06 (p=0,000*)

* $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.** $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.*** $\alpha = 0,10$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 35 incelendiğinde; aralarında uzun dönemli ilişki bulunan (eşitümleşik) endekslerin arasındaki Granger nedensellik ilişkileri belirlenirken hata düzeltme modellerinden faydalanılmıştır. Bu türden modellerde, gecikmeli değişkene ilişkin katsayı değeri (veya değerleri) ile hata düzeltme katsayısının sıfıra eşit olup olmadığı test edilmiştir. Eğer hata düzeltme katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olarak bulunmuş ise, endeks değerleri arasında uzun dönemli nedensellik ilişkisinden söz edilmektedir. Eğer endeksler arasında eşitümleşik ilişki yoksa, bu durumda endekslerin durağan oldukları mertebeden gecikme sayıları belirlendikten sonra, uygun gecikmelerin dahil edildiği VAR modeli kurularak nedensel ilişkiler belirlenmiştir. Ayrıca kurulan modellerin hata terimlerinin beyaz gürültü sürecine sahip olmaları varsayımı hatalara ilişkin korelogram incelenerek test edilmiş ve tüm modellere ilişkin hataların beyaz gürültü sürecine uyduğu görülmüştür. Tablo 35'te görüldüğü üzere, Dow Jones endeksinin üç endeks (İMKB, Merval ve Nikkei) üzerinde nedensel etkiye sahip olduğu görülmektedir. Diğer taraftan Bovespa endeksi tüm endeksler üzerinde etkiye sahiptir. İMKB endeksinin ise, Latin borsaları (Bovespa ve Merval) ve Nikkei endeksi üzerinde nedensel etkisi bulunmaktadır. Bunun yanısıra belirtilmesi

gereken bir başka nokta ise, endekslerin birbirleri üzerinde doğrudan etkileri olmasının yanında küresel ekonomik ortam içerisinde birbirleri üzerinde de dolaylı etkiye sahip olabilmektedir. Granger nedensellik testi ise, endekslerin birbirleri üzerindeki doğrudan etkilerini göstermektedir.

5.6. VARYANS AYRIŞTIRMASI VE ETKİ-TEPKİ FONKSİYONU SONUÇLARI

Bir önceki bölümde borsa endeksleri arasındaki ilişkilerin yönünün belirlenmesini sağlayan Granger nedensellik testinin dezavantajı, ilişkinin zayıflığı ve kuvvetliliği hakkında bir bilgi sunmamasıdır. VAR analizinde ise, öngörü hatasının varyans ayrıştırması aracılığıyla bir değişken üzerinde en çok etki yaratan değişken belirlenebilmektedir. Etki-tepki fonksiyonu ise, ilgili değişken üzerinde en fazla etkisi olan değişkenin politika aracı olarak kullanılıp kullanılamayacağını ortaya koymaktadır. (Işık, 2005: 346)

VAR denklemleri ekonomik yorum açısından fazla bir şey ifade etmemektedir. Bu nedenle, değişkenler arasındaki dinamik ilişkiler varyans ayrıştırması ve etki-tepki fonksiyonu aracılığıyla incelenmektedir. VAR modelinden hareketle varyans ayrıştırması hesaplanmadan önce, değişkenlerin en dışsaldan en içsele doğru sıralanması gerekmektedir. (Köse, 1998: 212) Bu sıralama, dışsaldan içsele yapılabileceği gibi, ekonomi teorisinden hareketle önsel olarak da yapılabilir.

Bu durumdan hareketle endeksler topluca VAR modeline dahil edilip ortak bir gecikme sayısı elde edilmelidir. Tüm endekslerin birbiri ile ilişkilerini ve hangi endeksin hangi endeksin varyansı üzerinde ne kadarlık bir açıklama gücüne sahip olduğunu görmek amacıyla “Varyans Ayrıştırması” yöntemi kullanılmıştır.

Tablo 36: VAR Analizi İçin Gecikme Sayılarının Belirlenmesi

Uygulanan Seriler	Gecikme Sayısı	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
DLOGIMKB, DLOGBOVESPA, DLOGMERVAL, DLOGNIKKEI, DLOGDOW	0	12291.01	NA	2.27E-19	-28.74	-28.711*	-28.73
	1	12372.91	162.66	1.99E-19 *	-28.87 *	-28.706	-28.80*
	2	12390.74	35.21	2.02E-19	-28.86	-28.550	-28.74
	3	12410.38	38.53	2.05E-19	-28.84	-28.398	-28.67
	4	12430.65	39.55 *	2.07E-19	-28.83	-28.248	-28.61
	5	12447.94	33.52	2.11E-19	-28.81	-28.092	-28.54
	6	12467.26	37.24	2.14E-19	-28.80	-27.939	-28.47
	7	12483.11	30.36	2.18E-19	-28.78	-27.779	-28.40
	8	12499.87	31.92	2.23E-19	-28.76	-27.621	-28.32
	9	12514.79	28.25	2.28E-19	-28.74	-27.458	-28.25
	10	12530.19	28.95	2.33E-19	-28.71	-27.297	-28.17

* 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

Gecikme sayısı belirlenirken endeksler bir arada VAR denkleminde dahil edilmiş ve kriterlerin verdiği sonuçlar incelenmiştir. Final Prediction Error (FPE), Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Hannan-Quinn Kriteri (HQ) ortak olarak 1. gecikmeyi optimum olarak belirlemiş, Schwarz Kriteri (SC) 0. gecikmeyi, LR kriteri ise 4. gecikmeyi optimum olarak belirlemiştir.

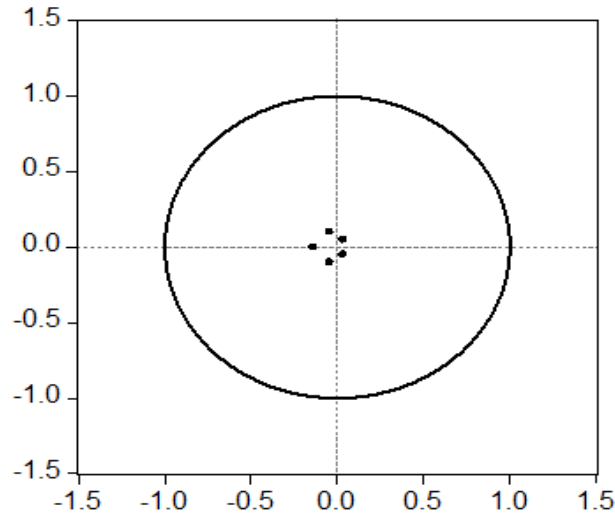
Bunun yanı sıra 1.gecikmede VAR modeli için otokorelasyon testi yapılmıştır. Bu test sonucuna göre 1.gecikme alınarak oluşturulan VAR modelinin artıklarında otokorelasyon sorunu olmadığını iddia eden yokluk hipotezi %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde reddedilememiştir (Tablo 37). Dolayısıyla modelin varsayımlarından, hata terimleri arasında otokorelasyon olmaması durumu sağlanmıştır.¹¹

¹¹ Literatürde VAR modeli kullanılarak borsa endeksleri arasındaki ilişkilerin incelendiği çalışmalarda model varsayımları tek tek ayrıntılı bir şekilde ele alınmamış olmasına karşın, burada sadece otokorelasyon ve karakteristik kökler incelenmiştir. Bknz. literatür çalışmaları; (Erbaykal, Okuyan, Kadioğlu, 2008), (Bayramova, Ojakverdiyeva, 2010), (Yang, Lim, 2004)

Tablo 37: VAR Modeli için Otokorelasyon Sınaması

Gecikme Sayısı	LM-İstatistiği	Olasılık
1	35,908	0.073

Ayrıca, AR karakteristik polinomunun ters kökleri birim çember içerisinde yer almakta ve köklerin bu şekilde konumlanması modelin durağanlığına işaret etmektedir (Grafik 15).



Grafik 15: AR Karakteristik Polinomunun Ters Köklerinin Birim Çember İçerisindeki Konumları

Varyans ayrıştırması sonuçlarına geçilmeden önce belirtilmesi gereken önemli bir nokta bulunmaktadır. Bilindiği üzere, etki tepki analizi ve varyans ayrıştırmasını gerçekleştirmeden önce Cholesky sıralaması denilen bir sıralama ile analize dahil edilen serilerin en dışsaldan içsele doğru sıralanması gerekmektedir. Bu sıralamanın hatalı yapıldığı durumlarda sonuçlar farklı çıkabilmektedir. Bu riski göze almamak için çalışmamızda Cholesky sıralamasını dikkate almayan “genelleştirilmiş etkiler (generalized impulses)” yöntemi kullanılmıştır. Buna göre oluşturulan varyans ayrıştırması sonuçları Tablo 38’de yer almaktadır.

Tablo 38: Varyans Ayırıştırması Sonuçları

DLOGİMKB'nin Varyans Çözümlemesi

Varyans Periyodu	Standart Hata	DLOGİMKB	DLOGDOW	DLOGBOVESPA	DLOGMERVAL	DLOGNIKKEI
1	0.020143	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.020638	95.35482	3.299537	1.176093	0.005387	0.164161
3	0.020649	95.27416	3.367943	1.174881	0.014724	0.168293
4	0.020649	95.27321	3.368110	1.175503	0.014839	0.168342
5	0.020649	95.27319	3.368111	1.175514	0.014839	0.168342
6	0.020649	95.27319	3.368111	1.175514	0.014839	0.168342
7	0.020649	95.27319	3.368111	1.175514	0.014839	0.168342
8	0.020649	95.27319	3.368111	1.175514	0.014839	0.168342
9	0.020649	95.27319	3.368111	1.175514	0.014839	0.168342
10	0.020649	95.27319	3.368111	1.175514	0.014839	0.168342

DLOGDOW'un Varyans Çözümlemesi

Varyans Periyodu	Standart Hata	DLOGİMKB	DLOGDOW	DLOGBOVESPA	DLOGMERVAL	DLOGNIKKEI
1	0.007983	1.466052	98.53395	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.008015	1.518089	97.98687	0.366150	0.088099	0.040792
3	0.008016	1.518038	97.98260	0.369997	0.088100	0.041265
4	0.008016	1.518036	97.98256	0.370032	0.088101	0.041271
5	0.008016	1.518036	97.98256	0.370032	0.088101	0.041271
6	0.008016	1.518036	97.98256	0.370032	0.088101	0.041271
7	0.008016	1.518036	97.98256	0.370032	0.088101	0.041271
8	0.008016	1.518036	97.98256	0.370032	0.088101	0.041271
9	0.008016	1.518036	97.98256	0.370032	0.088101	0.041271
10	0.008016	1.518036	97.98256	0.370032	0.088101	0.041271

DLOGBOVESPA'nın Varyans Çözümlemesi

Varyans Periyodu	Standart Hata	DLOGIMKB	DLOGDOW	DLOGBOVESPA	DLOGMERVAL	DLOGNIKKEI
1	0.017417	6.446966	26.10452	67.44852	0.000000	0.000000
2	0.017498	6.815477	26.11972	66.89195	0.172742	0.000112
3	0.017501	6.813733	26.13411	66.87851	0.173064	0.000578
4	0.017501	6.813794	26.13422	66.87827	0.173108	0.000604
5	0.017501	6.813795	26.13422	66.87827	0.173109	0.000604
6	0.017501	6.813795	26.13422	66.87827	0.173109	0.000604
7	0.017501	6.813795	26.13422	66.87827	0.173109	0.000604
8	0.017501	6.813795	26.13422	66.87827	0.173109	0.000604
9	0.017501	6.813795	26.13422	66.87827	0.173109	0.000604
10	0.017501	6.813795	26.13422	66.87827	0.173109	0.000604

DLOGMERVAL'in Varyans Çözümlemesi

Varyans Periyodu	Standart Hata	DLOGIMKB	DLOGDOW	DLOGBOVESPA	DLOGMERVAL	DLOGNIKKEI
1	0.019304	5.069287	7.745035	7.493351	79.69233	0.000000
2	0.019366	5.197161	7.872133	7.597737	79.20812	0.124851
3	0.019366	5.197608	7.872856	7.597923	79.20667	0.124946
4	0.019366	5.197606	7.872872	7.597945	79.20663	0.124947
5	0.019366	5.197606	7.872872	7.597945	79.20663	0.124947
6	0.019366	5.197606	7.872872	7.597945	79.20663	0.124947
7	0.019366	5.197606	7.872872	7.597945	79.20663	0.124947
8	0.019366	5.197606	7.872872	7.597945	79.20663	0.124947
9	0.019366	5.197606	7.872872	7.597945	79.20663	0.124947
10	0.019366	5.197606	7.872872	7.597945	79.20663	0.124947

DLOGNIKKEI'nin Varyans Çözümlemesi

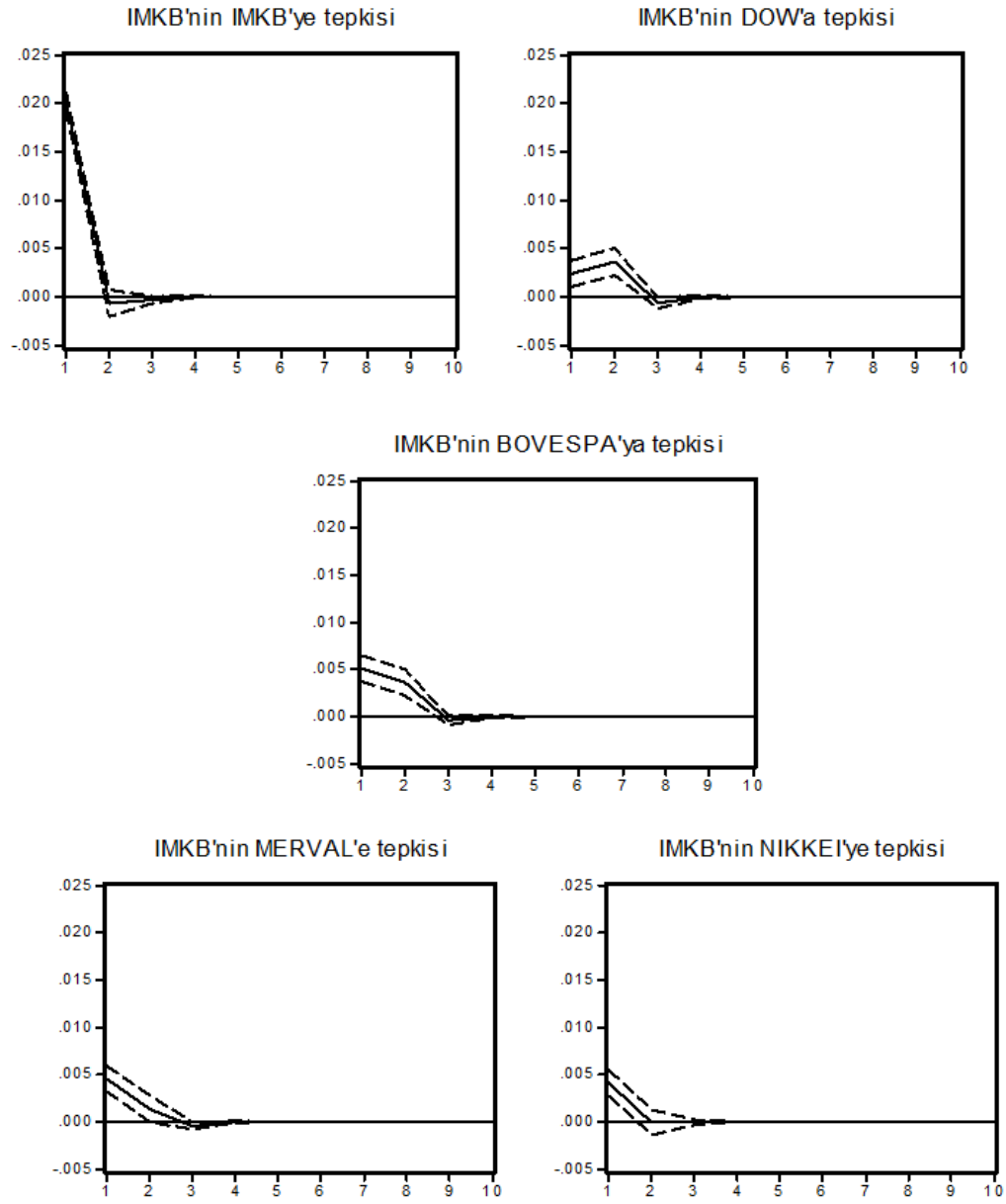
Varyans Periyodu	Standart Hata	DLOGIMKB	DLOGDOW	DLOGBOVESPA	DLOGMerval	DLOGNIKKEI
1	0.011795	4.153481	2.904415	1.227908	0.134077	91.58012
2	0.012575	4.416080	13.11531	1.663110	0.155483	80.65002
3	0.012582	4.442242	13.11707	1.706911	0.172937	80.56084
4	0.012582	4.442222	13.11699	1.707818	0.172935	80.56004
5	0.012582	4.442222	13.11699	1.707821	0.172935	80.56003
6	0.012582	4.442222	13.11699	1.707821	0.172935	80.56003
7	0.012582	4.442222	13.11699	1.707821	0.172935	80.56003
8	0.012582	4.442222	13.11699	1.707821	0.172935	80.56003
9	0.012582	4.442222	13.11699	1.707821	0.172935	80.56003
10	0.012582	4.442222	13.11699	1.707821	0.172935	80.56003

Tablo 38 incelendiğinde; Dow Jones endeksi beklentileri karşılar nitelikte ve tüm borsaları etkilemektedir. İMKB endeksine ilişkin hata varyansının %95,27'si kendisi tarafından açıklanmakta, diğer paylar sırasıyla %3,36'sı Dow Jones endeksinden, %1,17'si Bovespa'dan, %0,01'i Merval'den ve %0,16'sı Nikkei'den oluşmaktadır. Dow Jones endeksine ilişkin hata varyansının neredeyse tamamı %97,98'i kendisi tarafından açıklanmaktadır ve diğer endekslerden önemli bir şekilde etkilenmemektedir. Ayrıca bazı değişkenlerin dolaylı etkiler sebebiyle birbirleri üzerinden etkilendikleri de bu analiz sonucunda ortaya çıkmıştır. Mesela Merval endeksi, Granger nedensellik testine göre Dow Jones endeksinden etkilenmiyor görünse de, dolaylı olarak 10 periyod sonunda %7,87 oranında bu endeksten etkilenmektedir. Bovespa endeksinin hata varyansı ise, İMKB'den %6,81 oranında etkilenmekte iken, dolaylı olarak Dow Jones endeksinden (%26,13) etkilendiği tespit edilmiştir. Japon Nikkei endeksinin

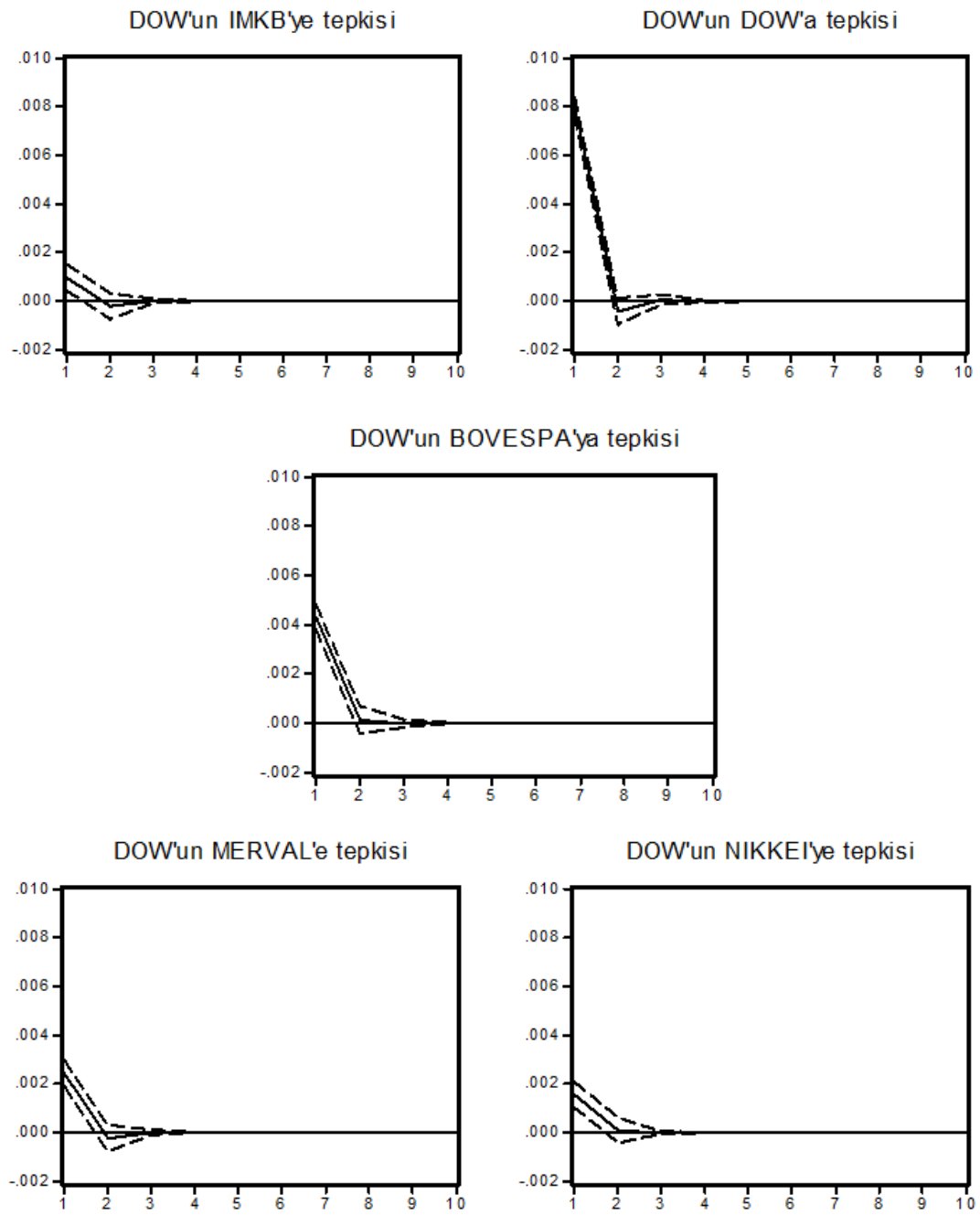
hata varyansı da, en fazla kendinden etkilenirken (%80,56), ikinci sırada Dow Jones'tan (%13,11) ve üçüncü sırada da İMKB'den (%4,44) etkilenmektedir. Borsalar arasındaki bir diğer önemli nokta da, ekonomideki herhangi bir şok karşısında endekslerin birbirlerine nasıl bir tepki vereceğinin araştırılmasıdır. Bunu tespit etmenin yolu, finansal ekonometride önemli bir teknik olan etki-tepki analizlerini kullanmaktır.

VAR modelinin tahmini neticesinde elde edilen katsayıları yorumlamak oldukça güçtür. Bunun yerine, yapısal analizlerin ikinci adımını oluşturan ve denklem sistemlerine verilecek şoklar karşısında, değişkenlerin vereceği tepkilerin ölçüldüğü etki-tepki analizinin yorumlanmasına geçilir.

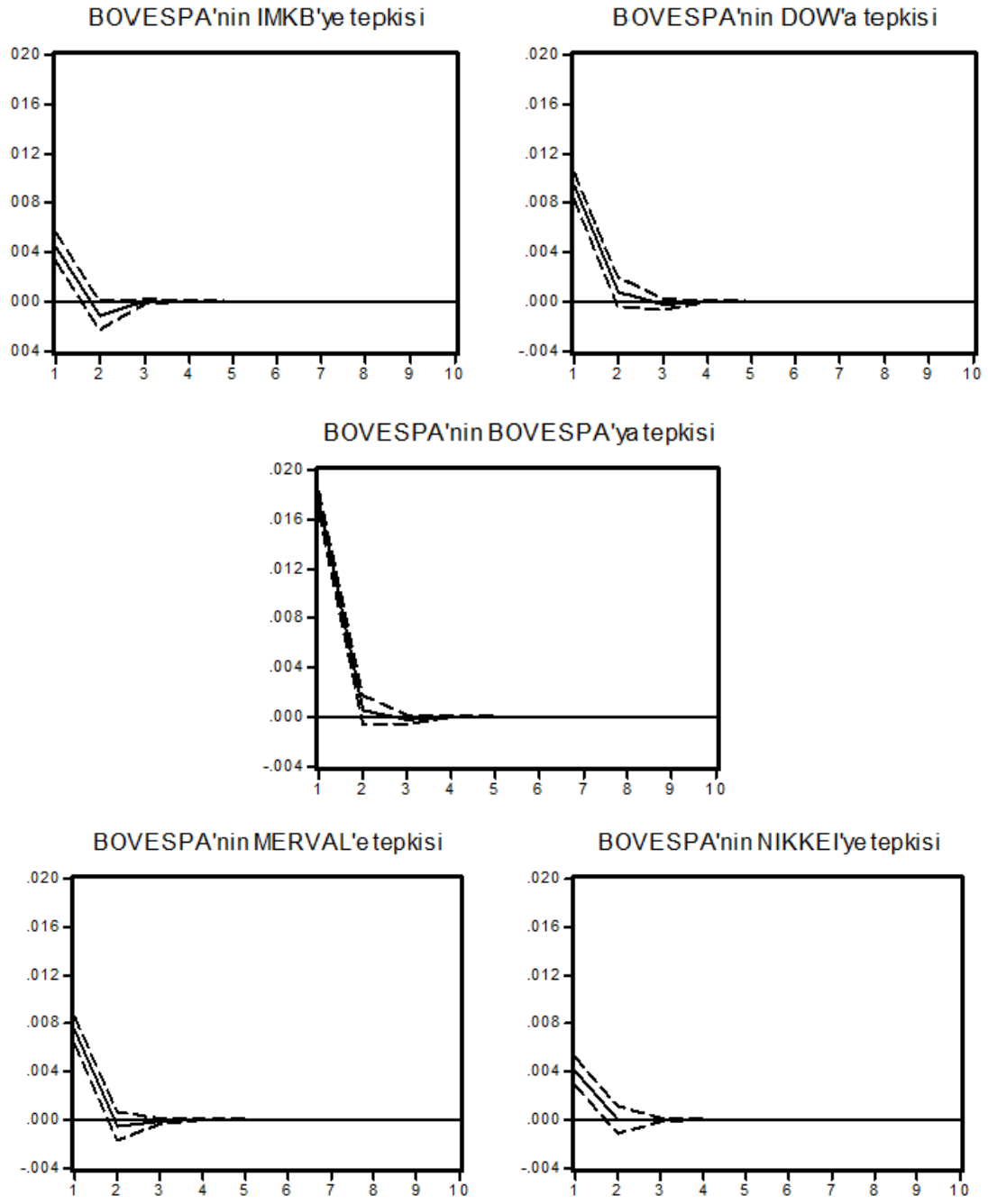
Etki-Tepki Analizi; sistem içinde yer alan her bir değişkene sıra ile verilecek şoklar (hata payı) karşısında hem ilgili değişkenin, hem de diğerlerinin tepkilerinin ölçüldüğü bir tekniktir. Böylece gelecekte meydana gelebilecek şok politikalar neticesinde, diğer değişkenlerin nasıl bir tavır içine girecekleri, ne şekilde tepki verecekleri kestirilecektir. Bu nedenle, bu teknik bize önemli bilgiler sunar. Sistemdeki değişkenler durağan bir yapıda olduklarından, başlangıçta verilecek bir şokun etkisi bir süre sonra sona erecektir. Değişkenlerin durağan olmaları bu nedenle önemlidir. Eğer durağan yapıda değiller ise, verilecek şokun etkisi sürekli devam edecek ve şoka verilecek tepki sağlıklı ölçülmeyecektir (Bozkurt,2007: 94).



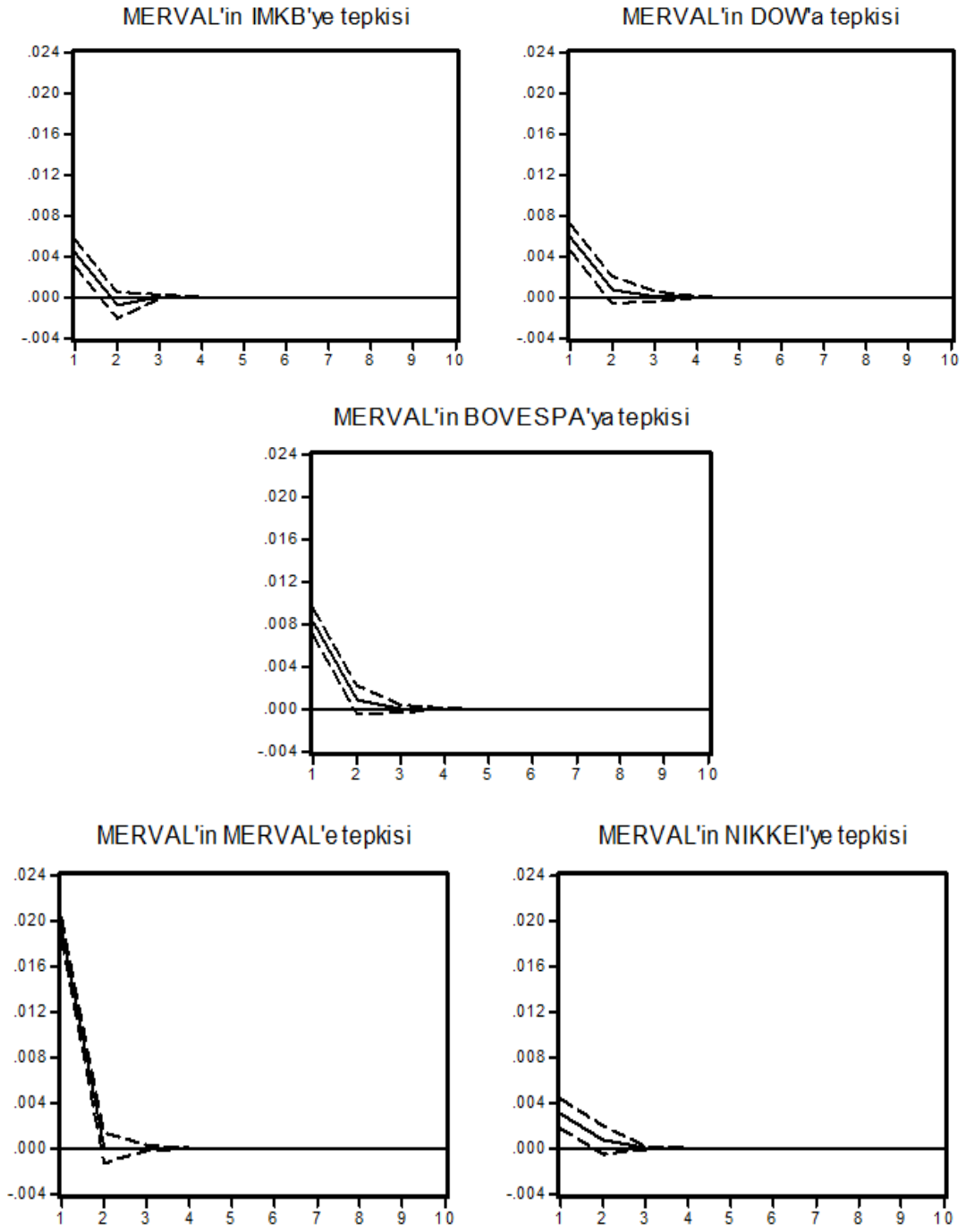
Grafik 16: Etki-Tepki Analizi Sonuçları (İMKB'nin tepkileri)



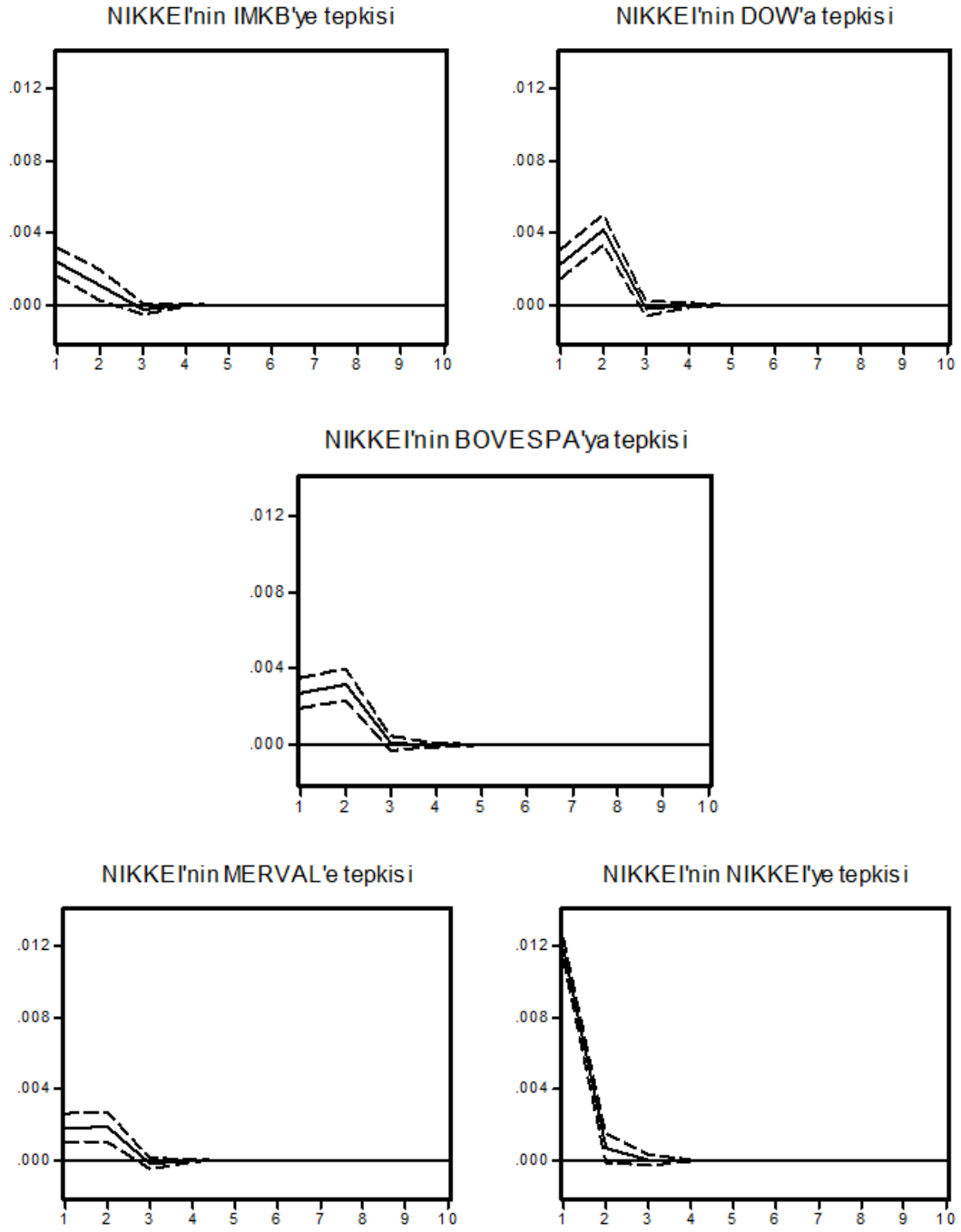
Grafik 16: Etki-Tepki Analizi Sonuçları (Dow Jones'un tepkileri)



Grafik 16: Etki-Tepki Analizi Sonuçları (Bovespa'nın tepkileri)



Grafik 16: Etki-Tepki Analizi Sonuçları (Merval'in tepkileri)



Grafik 16: Etki-Tepki Analizi Sonuçları (Nikkei'nin tepkileri)

Grafik 16 incelendiğinde, borsa endekslerinin herhangi birine bir şok etki ettiğinde bu şokun geri dönüşü (tepkisi) bir bakıma anlık olmaktadır. Endekslerimiz günlük bazda değerlendirildiğinden, şoklar etkisini günlük olarak göstermektedir. Burada ele alınan olgu, herhangi bir borsa endeksine verilen ani bir şokun gelecek 10 periyod (gün) içerisinde diğer endekslerde yaratacağı tepkinin ne yönde olduğu üzerinedir.

Grafik 16, endekslerin tepkileri göz önüne alınarak beş parçaya ayrılmıştır. Genel bir bakışla ifade etmek gerekirse, üzerine bir şok uygulanan endeks yaklaşık bir periyod boyunca azalan bir tepki vermektedir. İMKB endeksi, Dow Jones endeksi dışında diğer tüm endekslerden gelen şoklara ilk periyod içerisinde azalan bir tepki verirken, Dow Jones'a ilk periyod boyunca artan bir tepki vermektedir. Dow'un etkisi sonucu ikinci periyoddan üçüncü periyoda kadar azalan tepki veren İMKB, beşinci periyodda şokun etkisinden tamamen kurtulmaktadır. Bovespa endeksine uygulanan bir şok sonucu İMKB endeksi ilk periyodda azalmakta ancak tepki miktarı pozitifliğini korumaktadır. Diğer iki endekse (Merval ve Nikkei) uygulanan bir standart sapmalı şok sonucu İMKB birinci periyodda azalan tepki vererek şokun etkisinden yaklaşık olarak dördüncü periyodda kurtulmaktadır. Dolayısıyla İMKB endeksinin tepki verme yapısı itibariyle, en fazla Dow Jones endeksinden etkilendiği söylenebilir ve bu endekste meydana gelen bir standart sapmalı şokun etkisinin de yaklaşık beşinci periyodda sönümlendiği belirtilebilir. Dow Jones endeksinin İMKB, Merval ve Nikkei'de yaşanan bir standart sapmalı şoka tepkisi, Bovespa endeksinde yaşananlara göre daha az olduğu görülmektedir. Ancak şu söylenebilir ki; Dow Jones'un diğer borsalardaki şoklardan kurtulması hızlı bir şekilde gerçekleşmektedir (yaklaşık olarak üçüncü periyodda şokların etkisi sona ermektedir). Bovespa tüm endekslerdeki şoklara karşı azalan tepki vermekte iken, bu azalan tepki Dow Jones ve İMKB endekslerinde yaşanan şoklara karşı kırılan bir yapıda meydana gelmektedir. Dikkat edilecek olursa, ilk iki periyod için Dow Jones endeksine karşı Bovespa'nın verdiği tepki iki farklı azalma durumu sergilerken, İMKB'deki şoklara karşı ilk periyodda azalıp negatif olmakta ve daha sonra ikinci periyodda artarak şokun etkisinden kurtulmaya

başlamaktadır. Merval endeksi ise, Bovespa ve Dow Jones'ta meydana gelen şoklardan (diğer endekslerdekine kıyasla) daha uzun sürede (yaklaşık dört ile beş periyod içinde) kurtulmaktadır. Nikkei endeksinin verdiği tepkiler incelenirse; bu endeks Dow Jones ve Bovespa'ya ilk periyod içinde artan tepki verirken, Merval'e karşı ilk periyodda tepkisiz kalmakta, İMKB'ye ise üç periyod boyunca sabit azalan bir tepki vermektedir. Neticede her endeks, küresel ekonomik ortam içerisinde bir başka endekste meydana gelebilecek şoka karşı duyarlı olmakta ve birbirlerine karşı artan veya azalan tepki göstermektedir. Bu tepkinin etkisini göstermesi ve endeksin şoktan kurtulma süresi, şokların büyüklüğü ve endeksleri etkileme gücüne bağlı olarak değişmektedir.

SONUÇ

Hisse senetleri piyasası üzerine hazırlanan bu çalışmada, öncelikli olarak İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal 100 Endeksi'ndeki oynaklık yapısı modellenmiştir. Tüm ekonomik birimlerde olduğu gibi menkul kıymetler piyasalarında da büyük etki yaratan ekonomik kriz dönemlerinden ikisi, bu bağlamda değerlendirilmiş ve İMKB'nin finansal oynaklık yapısının, bu dönemlerdeki hareketi modellenmiştir.

1998 yılında Türkiye'nin, enflasyonu düşürmek amacı ile harcamaları kısarak istikrar programı uyguladığı esnada yakalandığı Asya-Rusya krizi, etkilerini ilerleyen dönemlerde de göstermiştir. Bu dönemde yaklaşık 6 milyar doları aşan sıcak para çıkışının da krizi tetiklemesi ile beraber reel faizlerin yüzde 37 düzeylerine çıkması, ülke dış borcunun büyük ölçüde artması ile 1999 yılında Hazine, borçlarını ödeyemez duruma gelmiştir. Bu sebepten ötürü krizin etkilerini bir nebze olsun azaltmak için 1999 yılı Aralık ayında IMF ile stand-by anlaşması imzalanmıştır. Bu anlaşmadan sonra 2000 yılında devreye giren istikrar programı ile dolar çapası uygulamasına geçilmiş ve ülke borçları artmıştır. Faizlerin de bu dönemde çok yükselmesi, Kasım 2000'de parasal krizin ortaya çıkmasına sebep olmuştur. Bu da literatürde 2001 krizi olarak yerini almıştır. Bu kriz ortamı pek tabi ki İMKB'yi de derinden etkilemiş, endekste ki oynaklık artarak yatırımcıları olumsuz yönde etkilemiştir.

Yakın geçmişte yaşadığımız küresel kriz dönemi ise daha farklı bir kaynak sebebiyle ortaya çıkmasına rağmen ülkemizde yarattığı etki 1999-2001 dönemlerinde yaşanan krizden pek de farklı değildir. Bu bağlamda, 2008 yılı hem dünya ekonomilerinde hem de Türkiye ekonomisinde önemli etkiler bırakmıştır. Amerika Birleşik Devletleri konut piyasasında 2007 yılı sonlarına doğru ortaya çıkan mali bozulmalar, etkisini tüm Avrupa'da hissettirmeye başlamış, ülkemiz dahil olmak üzere pek çok ülkede adeta finansal yıkımlara sebep olmuştur.

İki kriz döneminin İMKB'de yarattığı etkiyi, borsadaki oynaklığın bir ölçüsü olarak kabul ettiğimiz çalışmada, ilk olarak ARCH modelleri ile

İMKB'nin oynaklık yapısı 06/01/1997 – 31/12/2009 dönemleri arasında incelenmiş, daha sonra bu esas dönem, iki kriz döneminin meydana gelme zamanları baz alınarak iki kısma bölünmüştür. 01/07/1997 – 31/12/2002 tarihleri arasında; 1999-2001 krizinin İMKB getirilerinin oynaklığında yarattığı etki modellenmiş, 02/01/2008-31/12/2009 tarihleri arasında ise, 2008 küresel ekonomik krizin etkileri incelenmiş ve İMKB getiri volatilitesi (oynaklığı) ARCH modelleri ile analiz edilmiştir.

İncelenen ilk kriz döneminde, dönem aralığı daha geniş olduğundan (01/07/1997 – 31/12/2002) ve krizin etkileri piyasalarda daha uzun süre görüldüğünden, İMKB getirilerinin oynaklığı, çizilen grafikte tüm döneme yayılmış bir vaziyette yer almaktadır. Ancak bant aralığı dikkate alındığında aşağı yukarı hareketlerin yaklaşık olarak homojen dağıldığı söylenebilir. Oysa aynı yaklaşımla, ikinci kriz dönemi incelendiğinde, dönem aralığı daha kısa olmasına rağmen (02/01/2008-31/12/2009) volatilitenin, çok şiddetli bir şekilde krizin ülkemizde yoğun olarak görülmeye başladığı dönem itibariyle arttığı gözlemlenmiştir. Bu bağlamda gözle görülen bu çıkarsama, modelleme aşaması hakkında da bize önsel bir bilgi sunmuştur.

İki kriz dönemi için kullanılan koşullu değişen varyans modelleri bize, İMKB getirilerinin oynaklığı üzerine modelleme yapma olanağını sağlamıştır. Tüm dönem için İMKB getirilerini modellediğimizde, elde ettiğimiz optimum modelin ARCH-M(1) modeli olduğu belirlenmiştir. Modeli kurmadan önce, teorik anlamda risk primi katsayısının pozitif olması beklenirken, gerçekte de model tahmin edildiğinde, katsayının pozitif olduğu görülmüş ve beklentilere uygun bir sonuç elde edilmiştir. 1999-2001 yılları arasında yaşanan ekonomik kriz döneminde İMKB getirileri için en uygun model olarak GARCH-M (1,1) modeli seçilmiştir. Gerek ana denklemde gerekse varyans denkleminde tüm katsayılar istatistiksel olarak anlamlı olup, model de tümünden anlamlıdır. 2008 krizi döneminde de ARCH(1) modeli en uygun model olarak elde edilmiş, model tahmininden sonra hatalara uygulanan ARCH-LM testi, koşullu değişen varyans yapısının ortadan kalktığını göstermektedir. Sadece bu model için değil, diğer dönemler itibariyle de hatalara uygulanan ARCH-LM

testi sonuçları, modelleme sonrasında ilgili model yapılarının koşullu değişen varyans yapılarını ortadan kaldırdığını göstermektedir.

Çalışmamızın ilk analiz kısmında amaçlandığı üzere, kriz dönemlerinin İMKB getirilerinde oynak bir yapıya sebebiyet verip piyasayı belirsizliğe sürüklediği, kurulan modeller yardımıyla belirlenmiş ve dördüncü bölümün sonunda özetlenerek değerlendirilmiştir.

Çalışmamızın ikinci uygulama aşamasında ise, İMKB Ulusal 100 endeksi ile uluslararası menkul kıymet piyasalarında faaliyet gösteren bazı borsa endeksleri arasındaki ilişkiler, çeşitli ekonometrik analiz teknikleri kullanılarak araştırılmıştır. Dünya ekonomilerinin her geçen gün küreselleşme etkisi sonucu birbirlerinden etkilenmesi kaçınılmaz bir durumdur. Kaldı ki, pek çok uluslararası firma ve kuruluşlara ait hisseler birden fazla menkul kıymet piyasasında (borsada) işlem görebilmektedirler. Bu bağlamda yatırımcılar değişen piyasa koşulları doğrultusunda yatırımlarını şekillendirerek kazanç elde etmek istemektedirler. Bu da, yalnızca ulusal piyasalarda yatırım yapmak ile değil, aynı zamanda tüm dünyadaki borsalarda hisselerin değerlendirilmesi anlamında yatırımcılarca düşünülmektedir. Analizin bu bölümünün temel çıkış noktası, borsa endeksleri arasındaki kısa ve uzun dönemdeki ilişkilerin ne yönde seyrettiğini görmek ve bu sonuçların değerlendirmesini yapmak üzerine olmuştur. Bu bağlamda, ilişkilerin net bir biçimde ortaya koyulabilmesi adına, tüm dünya piyasalarında ani şokların yaşanmadığı ve genel anlamda istikrarlı bir dönem seçilmiştir (06/01/2003 – 31/01/2007 arasında toplam 866 gözlem).

İMKB Endeksi ile ilişkilendirilecek borsalar, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerden seçilmiştir. Özellikle, literatürde İMKB ile ilişkileri daha önceden de incelenmiş olan Latin Amerika ülkelerinden Brezilya ve Arjantin'in önemli borsa endeksleri analize dahil edilmiştir. Bu endeksler, Brezilya'dan Bovespa, Arjantin'den ise Merval endeksidir. Bunun yanı sıra Amerika Birleşik Devletleri'nden Dow Jones Endüstriyel Ortalama Endeksi ve Asya piyasalarının nabzını tutan Nikkei 225 endeksleri analizde yer alan diğer iki endekstir. Dow Jones Endüstriyel Ortalama endeksinde işlem gören 30 hisse, New York Borsası'nın büyük ölçekli sanayi şirketlerine aittir. Nikkei

225 ise, Japon özsermayesinin ortalama fiyatlarını içeren en yaygın endekstir.

İlgili dönem için tüm endekslere ilişkin günlük verilere ulaşıldığında, her endeksin ölçeğinin farklı olduğu görülmüştür. Bu ölçek farklılığını gidermek amacı ile, endekslerin logaritmaları alınmış ve analize bu şekilde dahil edilmişlerdir. Serilerin durağanlıkları birim kök testleri ile sınıandığında, tüm serilerin düzeyde durağan olmadıkları, ancak birinci mertebeden fark alma işlemi uygulandıktan sonra durağanlıklarının sağlandığı görülmüştür. Bu durum, endeksler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin incelenebileceğini göstermiştir. Burada İMKB'yi temel alıp yalnızca İMKB ile diğer borsa endeksleri arasındaki uzun dönemli ilişkiler incelenmiştir. Bu ilişkilerin tespit edilmesi adına, Engle-Granger eştümleşme testinden faydalanılmıştır. Kurulan modeller çerçevesinde İMKB endeksi ile Bovespa ve Merval endekslerinin uzun dönemli eştümleşik ilişkilerinin mevcut olduğu, ancak İMKB'nin Dow Jones ve Nikkei ile bu yönde bir ilişkisinin söz konusu olmadığı tespit edilmiştir. Aslında analizi gerçekleştirmeden önce, önsel olarak bu tarz bir sonuç beklenmekte idi. Brezilya, Türkiye ve Arjantin'in geliştirmekte olan piyasa yapıları, borsa endekslerinin birbiri ile uzun dönemde etkileşimli olmasını da doğal olarak beraberinde getirmektedir. Ekonometrik anlamda elde edilen bu sonuç, bir bakıma bu durumu teyit etmiştir. Eştümleşim ilişkilerine rastlanan modeller için endeksler arasındaki kısa ve uzun dönemli dengesizliğin ne kadar sürede ortadan kalktığını görmek amacı ile hata düzeltme modelleri kurulmuştur. Hata düzeltme modelleri incelendiğinde, İMKB ile Bovespa arasında kısa dönemde negatif ve %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğu görülmektedir. Hata düzeltme parametresi -0,0145 olarak bulunmuş ve negatif olması nedeniyle, iktisadi birimlerin sisteme gelen bir şok karşısında tekrar dengeye gelmek üzere hareket geçtiği söylenebilmektedir. İMKB ile Merval endeksleri için kurulan hata düzeltme modelinde ise, modelin anlamsız olduğu görülmüştür. Ayrıca, hata düzeltme parametresi negatif ancak istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Dolayısıyla, İMKB ve Merval endekslerinin uzun dönemde eştümleşik ilişkisi bulunmasına rağmen kısa

dönemde dengeye gelmesinin istatistiksel olarak anlamsız olduğu tespit edilmiştir.

Granger nedensellik testi ile de borsalar arasındaki etkileşimlerin yönü belirlenmiştir. Burada, ayrıntılı olarak tüm sonuçlara değinilmeyeceği belirtilmekle beraber, yalnızca İMKB'nin diğer endekslerle olan etkileşimine değinmek gerekirse, Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, İMKB endeksini etkileyen değişkenlerin Bovespa ve Dow Jones olduğu kanısına varılmıştır. Ayrıca İMKB ise, doğrudan Nikkei, Merval ve Bovespa endekslerini etkilemektedir.

Burada, varyans ayrıştırması sonuçlarından sadece İMKB endeksinin varyansının, diğer endeksler tarafından açıklanma payları incelenecek olursa, İMKB'nin, kendini açıklama payının dışında (en yüksek pay budur), sırasıyla en fazla Dow Jones ve Bovespa endeksleri tarafından etkilendiği saptanmıştır. Merval ve Nikkei'nin İMKB'yi etkileme oranının çok düşük olduğu görülmüştür. Bu da bir bakıma Granger nedensellik sonuçlarını teyit eder niteliktedir. Bunun yanı sıra, etki-tepki analizleri ile, endeksler üzerine uygulanan bir standart sapmalık şokların etkilerinin kaç gün içerisinde ortadan kalkacağı araştırılmıştır. Etki-tepki analizi sonuçlarına göre, İMKB endeksi, diğer endekslerde meydana gelen şoklardan yaklaşık üç ilâ dört gün boyunca etkilenmektedir. Bu andan sonra ise endeks üzerindeki şokların, etkisini yitirdiği tespit edilmiştir.

KAYNAKÇA

AKAR, Cüneyt; **Finansal Piyasalarda Volatilite: İMKB Örneği**, Uludağ Üniv. Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Anabilim Dalı, Bursa, 2006

AKDİ, Yılmaz; **Zaman Serileri Analizi (Birim Kökler ve Kointegrasyon)**, Ankara, Bıçaklar Kitabevi, No:4, 2003

AKGÜN, Işıl, SAYYAN, Hülya; “İMKB-30 Hisse Senedi Getirilerinde Volatilitenin Asimetrik Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile Öngörüsü”, **İktisat, İşletme ve Finans**, Vol.22, issue 250, 2007, s.127-141

AKTAR, İsmail; “Is There Any Comovement Between Stock Markets of Turkey, Russia and Hungary?”, **International Research Journal of Finance and Economics**, Issue 26, 2009, s.192-200

AMEER, Rashid; “Integration of the South and East Asian Stock Markets, Return and Volatility Spillover from US, UK, Singapore and Hong Kong using EGARCH Model”, **Social Science Research Network**, 2005

AMIN, Kaushik I, NG, Victor K; “Equilibrium Option Valuation with Systematic Stochastic Volatility”, **Journal of Finance**, 48, 1993, s.881-910

ANDERSEN, Torben Gustav; “Return volatility and trading volume: An information flow interpretation of stochastic volatility”, **Journal of Finance**, Vol.51, 1996, s.169-204

ANTON, Howard, BIVENS, Irl, DAVIS, Stephen; **Calculus**, New York, John Wiley-Sons Inc., 2002

ATAKAN, Tlin; "İMKB'nda Deęiřkenlięin (Volatilitenin) ARCH-GARCH Yntemleri ile Modellenmesi", **İřletme İktisadı Enstits Ynetim Dergisi**, Yıl:20, Sayı:62, řubat 2009, s.48-61

AYDIN, Kazım; "Riske Maruz Deęer Hesaplamalarında EWMA ve GARCH Metodlarının Kullanılması: İMKB-30 Endeks Uygulaması", Zonguldak, Karaelmas niversitesi Sosyal Bilimler Enstits, **Yayınlanmamıř Yksek Lisans Tezi**, 2003

AYGREN, Hakan; "İMKB'de Oynaklık Tahmini zerine Bir alıřma", **MUFAD Muhasebe ve Finansman Dergisi**, Sayı:25, Ocak 2005, s.200-206

BAILLIE, Richard T.; "Econometric Test of Rationality and Market Efficiency", **Econometric Reviews**, Vol.8, 1989, s.151-186

BAYRAMOVA, Billura, OJAGVERDİYEVA, Saida; "**Empirical Test on Macroeconomic Factors and Stock Market Analysis: Case of Kazakhstan Stock Market**", Lunol University, Department of Economics, 6 June 2010, Master's Thesis

BERUMENT, Hakan, KIYMAZ, Halil; "The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility", **Journal of Economics and Finance**, Vol.25, No.2, 2001, s.181-193

BİLDİRİCİ, Melike, OKTAY, Sadiye, AYKAÇ, Elçin, "İMKB'DE Getiri Deęiřkenlięinin Hesaplanmasında ARCH/GARCH Ailesi Modellerin Kullanılması", **8.Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu**, 2007

BOLLERSLEV, Tim; "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", **Journal of Econometrics**, No: 31, 1986, s.307-327.

BOLLERSLEV, Tim; "A Conditional Heteroscedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return", **Review of Economics and Statistics**, No:69, 1987, s.542-547

BOX, G.E.P., JENKINS, G.M.; "**Time Series Analysis: Forecasting and control**", San Francisco: Holden-Day., 1970

BOZKURT, Hilal; **Zaman Serileri Analizi**, Bursa, Ekin Kitabevi, 2007

BOZKURT, Ünal, **Menkul Değer Yatırımlarının Yönetimi**, İstanbul, İktisat Bankası Eğitim Yayınları, 1988

CHOU, Ray Yeutien; "Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Emprical Evidence Using GARCH", **Journal of Applied Econometrics**, 3, 1988, s. 279-294

CHOU, Ray Yeutien, ENGLE, Robert.F, KANE, Alex; "Estimation Risk-Aversion with a Time-Varying Price of Volatility", **Journal of Econometrics**, 52, 1992, s. 201-224

CROMWELL, Jeff B., LABYS, Walter C., TERRAZA, Michel; **Univariate tests for time series models**, London, Sage Publications, 1994

ÇITAK, Levent, GÖZBAŞI, Onur; "İMKB ile Bazı Önde Gelen Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülke Borsaları Arasındaki Bütünleşmenin Temel Endeks ve Ana Sektör Endeksleri Temelinde Analizi", **DEÜ İİBF Dergisi**, Cilt:22, Sayı:2, 2007, s.249-271

ÇİÇEK, Macide, ÖZTÜRK, Feride; "Yabancı Hisse Senedi Yatırımcıları Türkiye'de Döviz Kuru Volatilitesini Şiddetlendiriyor mu?", **Ankara Üniversitesi SBF Dergisi (62-4)**, Ekim 2007, s.94-95

DAVIS, Thomas E.; **Financial Market Volatility and the Economy**, U.S.A., Federal Reserve Bank of Kansas, 1990

DAY, Theodore E., LEWIS, Craig M.; "Stock Market Volatility and the Information Content of Stock Index Options", **Journal of Econometrics**, 52, 1992, s.267-287

DEMİREL, Baki, BOZDAĞ, Emre Güneşer, İNCİ, Alp Gökhan; "Döviz Kurundaki Dalgalanmaların Gelen Turist Sayısına Etkisi: Türkiye Örneği", **Dokuz Eylül Üniv. Ulusal İktisat Kongresi**, 2008, s.1-15

DICKEY, D.A., FULLER, W.A.; "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Journal of the American Statistical Association**, 74, 1979, s. 427-431

EFENDİOĞLU, Enver, YÖRÜK, Demet; "Avrupa Birliği Sürecinde Türk Hisse Senedi Piyasası İle Avrupa Birliği Hisse Senedi Piyasalarının Bütünleşmesi: İMKB Örneği", **TCMB Öğrenci Tebliği**, 2005, s.1-21

ELYASIANI, Elyas, İKBAL, Mansur; "Sensitivity of The Bank Stock Returns Distribution to Changes in the Level and Volatility of Interest Rate: A GARCH-M Model", **Journal of Banking and Finance**, 1998, 22:, s. 535-563.

ENDERS, Walter; **Applied Econometric Time Series**, New York, John Wiley & Sons, Inc, 1st edition, 1995

ENGLE, Robert F.; "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation", **Econometrica**, Vol. 50, 1982, s.987 - 1007.

ENGLE, Robert F.; "Estimates of the Variances of U.S. Inflation Based on the ARCH Model", **Journal of Money Credit and Banking**, 15, 1983, s. 286-301

ENGLE, Robert F., NG, Victor K., ROTHSCILD, Michael; "Asset Pricing with a Factor ARCH Covariance Structure: Empirical Estimates for Treasury Bills", **Journal of Econometrics**, 45, 1990, s. 213-238

ENGLE, Robert F., LILIEN, David M., ROBINS, Russell P.; "Estimating Time Varying Risk Premia in The Term Structure: The ARCH-M Model", **Econometrica**, 55, 1987, s. 391-407

ENGLE, Robert F., GRANGER, C.W.J., "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing", **Econometrica**, 55, 1987, s. 251-276

ERBAYKAL, Erman, OKUYAN, H.Aydın, KADIOĞLU, Özgür; "Cointegration and Priority Relationships between Stock Markets of Turkey, Brazil and Argentina", **European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences**, Issue 10, 2008, s.151-158

ERTAN, Aytekin; "Hisse Senedi Endeksleri Arasındaki Bağlantıların Değerlendirilmesi: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası ve Dow Jones", Ankara, **Bilkent Üniv. İşletme Bölümü**, Temmuz 2009

FERSON, Wayne E., HARVEY, Campbell, R.; "The Variation of Economic Risk Premiums", **Journal of Econometrics**, 52, 1992, s. 385-415

FRENCH, Kenneth R., SCHWERT, G.William, STAMBAUGH, Robert F.; "Expected Stock Returns and Volatility", **Journal of Financial Economics**, 19, 1987, s.3-30

GÖKÇE, Atilla; “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getirilerindeki Volatilitenin ARCH Teknikleri ile Ölçülmesi”, **İ.İ.B.F. Dergisi**, Gazi Üniversitesi, 1, 2001, s.35-58.

GÖKÇE, Atilla; “Zaman Serilerinde Koşullu Değişen Varyanslılık Yapısı: ARCH Modelleri-Döviz ve Sermaye Piyasalarına Bir Uygulama”, Ankara, Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı, **Doktora Tezi**, 1998

GRANGER, Sir Clive William John Granger; “Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, **Econometrica**, 37, 1969, s. 161-194.

GREENE, William; **The Econometric Analysis**, New York, Second Edition, MacMillan Publishing Co., 1993

GRIFFITHS, William E., HILL, R.Carter, JUDGE, George G.; **Learning and Practicing Econometrics**, New York, John Wiley and Sons Inc., 1993

GUJARATI, Damodar N.; **Temel Ekonometri**, Çevirenler: Ümit Şenesen, Gülay Günlük Şenesen, İstanbul, Literatür Yayınları, 2001

GÜNEŞ, Hurşit, SALTOĞLU, Burak; “İMKB Getiri Volatilitelerinin Makroekonomik Konjonktür Bağlamında İrdelenmesi”, **İMKB Yayınları**, 1998

HAMILTON, James D.; **Time Series Analysis**, Princeton NJ, Princeton University Press, 1994

HANSEN, Bruce E.; “Autoregressive Conditional Density Estimation”, **International Economic Review**, 15,3, 1994, s.705-730

HANSEN, Peter.R, LUNDE, Asger; “A Forecast Comparison of Volatility Models: Does anything Beat a GARCH (1,1)?”, **Journal of Applied Econometrics**, 20(7), 2005, 873 – 889.

HARRIS, Milton, RAVIV, Artur; “Differences of opinion make a horse race”, **Review of Financial Studies**, 6, 1993, s. 479-506

HIGGINS, Matthew L., BERA, Anil.K; “A Class of Nonlinear ARCH Models”, **International Economic Review**, 33, 1992, s. 137-158

HIRT, A. Geoffrey, BLOCK, B. Stanley; **Fundamentals of Investment Management**, Boston, Sixth Edition, McGraw-Hill, 1999

IŞIK, Nihat; “Enflasyonla Mücadelede Politika Aracı Seçimi”, **Selçuk Üniv. SBE Dergisi**, Sayı:14, 2005, s.346

JARQUE, Carlos W., BERA, Anil K.; “A Test for Normality of Observations and Regression Residuals”, **International Statistical Review**, 55, No:2, August, 1987, s.163-172

JARQUE, Carlos W., BERA, Anil K; “Efficient Test For Normality, Homoskedasticity and Serial Independence of Regression Residuals”, **Economic Letters**, 6, s. 255-259

KIRAN, Burcu, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda İşlem Hacmi ve Getiri Volatilitesi”, **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, 11 (1), 2010, s. 98-108

KÖSE, Nezir; “Vektör Otoregressif Modeller Üzerine Bir İnceleme”, Ankara, Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, **Yayınlanmamış Doktora Tezi**, 1998

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

KÜÇÜKÇOLAK, Necla; "Co-integration of the Turkish Equity Market with Greek and Other European Union Equity Markets", **International Research Journal of Finance and Economics**, Issue 13, 2008, s.58-73

LAMOUREUX, Christopher G., LASTRAPES, William D.; "Heteroskedasticity in stock return data: Volume versus GARCH effects", **Journal of Finance**, 45,1990, s. 221-229.

MADALLA, Gangadharrao Soundalyarao; **Introduction to Econometrics**, New York, Macmillan Publishing Company, 1992

MAZIBAŞ, Murat; "İMKB Piyasalarında Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri ile bir Uygulama", **VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu**, 2005, s. 1-29

MCCURDY, Thomas, MORGAN, Ieuan G.; "Testing the Martingale Hypothesis in Deutsche Mark Futures with Models Specifying the Form of Heteroscedasticity", **Journal of Applied Econometrics**, John Wiley & Sons Ltd., Vol. 3(3), 1988, s. 187-202

NELSON, Daniel B.; "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", **Econometrica**, 59, 1991, s.347-370

OKAY, Can N.; "Yatırım danışmanlığı ve finans sektörü", **PİVOLKA**, 3(13), 2004, s.12-14.

ÖZDEN, Ünal H.; "İMKB Bileşik 100 Endeksi Getiri Volatilitésinin Analizi", **İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Yıl:7 Sayı:13, Bahar 2008, s.339-350

ÖZER, Mustafa, TÜRKYILMAZ, Serpil; “Türkiye Finansal Piyasalarında Oynaklıkların ARCH Modelleri İle Analizi”, **T.C. Anadolu Üniversitesi Yayınları**, No:1593, Eskişehir, 2004

PAGAN, Adrian R., SCHWERT, G. William; “Alternative Models for Conditional Stock Volatility”, **Journal of Econometrics**, 45, 1990, s. 267-290.

PINDYCK, Robert S., RUBINFELD, Daniel L.; **Econometric Models and Economic Forecast**, New York, McGraw-Hill International Edit., 1991

SARIOĞLU, Serra Eren; “Değişkenlik Modelleri ve İMKB Hisse Senetleri Piyasası’nda Değişkenlik Modellerinin Kesitsel Olarak İrdelenmesi”, İstanbul, **İktisadi Araştırmalar Vakfı Ünal Aysal Tez Değerlendirme Yarışma Dizisi**, Yayımlanmış Doktora Tezi, 2006

SCHWERT, G. William, SEGUIN, Paul J.; “Heteroscedasticity in Stock Returns”, **Journal of Finance**, 45, 1990, s.1129-1155

SEVÜKTEKİN, Mustafa, NARGELEÇEKENLER, Mehmet; “Türkiye ve Amerika’daki Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Dinamik İlişkinin Belirlenmesi”, **Finans Politik & Ekonomik Yorumlar**, Cilt:45, Sayı:520, 2008, s.15-24

SEVÜKTEKİN, Mustafa, NARGELEÇEKENLER, Mehmet; **Ekonometrik Zaman Serileri Analizi, E-views Uygulamalı**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2007

SEYİDOĞLU, Halil; **Ekonomik Terimler Ansiklopedik Sözlük**, İstanbul, Güzem Can Yayınları, 2002

SIMS, Christopher A.; "Macroeconomics and Reality", **Econometrica**, 48, 1980, s. 1-48

SIMS, Christopher A.; "Money, Income and Causality", **American Economic Review**, Vol 62, 1972, s. 540-552.

SUBRAMANIAN, Ulaganathan; "Cointegration of Stock Markets in East Asia", **European Journal of Economics**, Finance and Administrative Sciences, Issue 14, 2008, s.84-92

TELATAR, Erdinç, BİNAY, H. Soner; "İMKB Endeksi'nin PARCH Modellemesi", **Akdeniz Ünv. İİBF Dergisi**, (3), 2002, s.114-121

Türkiye Odalar ve Borsalar Birliği (TOBB), "**Yıllık Ekonomik Rapor 2009**", Ankara, TOBB Yayınları, 2010

VANTCHIKOVA, Dejid; "The Integration of İstanbul Stock Exchange (ISE) to the European Union Stock Markets", DEÜ SBE İngilizce İşletme ABD, **Y.Lisans Tezi**, 2006

YALAMA, Abdullah; "Dünya Borsaları ve İMKB'de Oynaklık Yapısının Analizi Ve Oynaklık Etkileşimi", Eskişehir, Anadolu Ünv. SBE. İşletme ABD, **Doktora Tezi**, 2008

YANG, Tracy, Lim, Jamus Jerome; "Crisis, Contagion and East Asian Markets", **Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies**, Vol.7, No:1, 2004, s.119-151

YAVAN, Zafer, AYBAR, C.Bülent; "İMKB'de Oynaklık", **İMKB Dergisi**, Cilt:2, No:6, 1998, s. 35-47

YÜCE, Ayşe; “Türkiye’de Liberalizasyon Hareketlerinin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi”, **İMKB Dergisi**, Cilt:1, No.4, Ekim-Aralık 1997

YÜZBAŞ, Fatih; “Makro Ekonomik Göstergelerin Borsa Endeksi Volatilitesi Üzerindeki Etkileri”, Ankara, Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı, **Master Tezi**, 2002

ZAMAN, Selin; “İMKB’nin Uluslararası Hisse Senedi Piyasaları ile Entegrasyonu”, Zonguldak, Karaelmas Üniv. SBE İşletme ABD, **Yüksek Lisans Tezi**, 2008

İNTERNETTEN ERİŞİLEN KAYNAKLAR

(Erişim) <http://www.baskent.edu.tr/~gurayk/finpazcuma6.doc>, 08 Mayıs 2010, s.1., s.2.

(Erişim)http://bilgiteknoloji.net/ekonometri/ekotest/e04_degisen_varyans.asp, 15 Mayıs 2010

(Erişim) http://www.bmfbovespa.com.br/Indices/download/IBovespa_ing.pdf, **“Bovespa Index Description”**, 10 Mayıs 2010, s.5

(Erişim) <http://www.bloomberg.com/apps/quote?ticker=MERVAL:IND>, 10 Mayıs 2010

(Erişim) <http://www.econstats.com/>, 21 Ocak 2009

(Erişim) <http://borsa.ku.edu.tr/dokumanlar/Borsa%20Terimleri%20Sozlgu.pdf>, **“Borsa Terimleri Sözlüğü”**, Koç Üniversitesi Borsa Kulübü Web Sitesi, 08 Mayıs 2010, s.22

(Erişim) <http://www.borsamiz.com/borsa-nedir/> , 08 Mayıs 2010

(Erişim)<http://80.251.40.59/politics.ankara.edu.tr/karatepe/faspa/borsaendeksleri.pdf>, 10 Mayıs 2010, s.4-5.

(Erişim) http://en.wikipedia.org/wiki/Autoregressive_moving_average_model , 25 Mayıs 2010

(Erişim) <http://en.wikipedia.org/wiki/Bovespa>, 10 Mayıs 2010

(Erişim)http://en.wikipedia.org/wiki/Dow_Jones_Industrial_Average#Calculation, 10 Mayıs 2010

(Erişim) http://en.wikipedia.org/wiki/Dow_Jones_Industrial_Average, 09 Mayıs 2010

(Erişim) <http://en.wikipedia.org/wiki/MERVAL>, 10 Mayıs 2010

(Erişim) http://en.wikipedia.org/wiki/Nikkei_225, 10 Mayıs 2010

Rate of return, From Wikipedia, the free encyclopedia, (Erişim) http://en.wikipedia.org/wiki/Rate_of_return , 08 Mayıs 2010

(Erişim) <http://tr.wikipedia.org/wiki/E%C5%9Fb%C3%BCt%C3%BCnle%C5%9Fme>, 27 Mayıs 2010

(Erişim) evds.tcmb.gov.tr/ , Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi, 10 Eylül 2009

(Erişim) http://www.ekodialog.com/Konular/borsa_yatirim/mali_piyasalar.html, 05 Mayıs 2010

(Erişim) http://www.ekodialog.com/Konular/borsa_yatirim/para_piyasasi.html, 05 Mayıs 2010

(Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/endeksler.sflb.ashx, 08-09 Mayıs 2010, s.3-10

(Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/imkb.sflb.ashx, 09 Mayıs 2010, s.3.

(Erişim) http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/piyasa_kavram%C4%B1.sflb.ashx, 05 Mayıs 2010, s.2.

(Eriřim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/piyasa_kavram%c4%b1.sflb.ashx, 06 Mayıs 2010, s.3, s.4.

(Eriřim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/imkb_hisse_senetleri_piyasalar%c4%b1.sflb.ashx, 08 Mayıs 2010, s. 3-4

(Eriřim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/sermaye_piyasas%c4%b1_ara%c3%a7lar%c4%b1.sflb.ashx, 06 Mayıs 2010, s.3-9

(Eriřim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/Egitim_Setleri/borsalar%c4%b1n_ekonomik_i%c5%9flevleri.sflb.ashx, 08 Mayıs 2010, s.2-3

(Eriřim) <http://www.imkb.gov.tr/Indexes.aspx>, 09 Mayıs 2010

(Eriřim) http://www.koniks.com/topic.asp?TOPIC_ID=16654, 08 Mayıs 2010

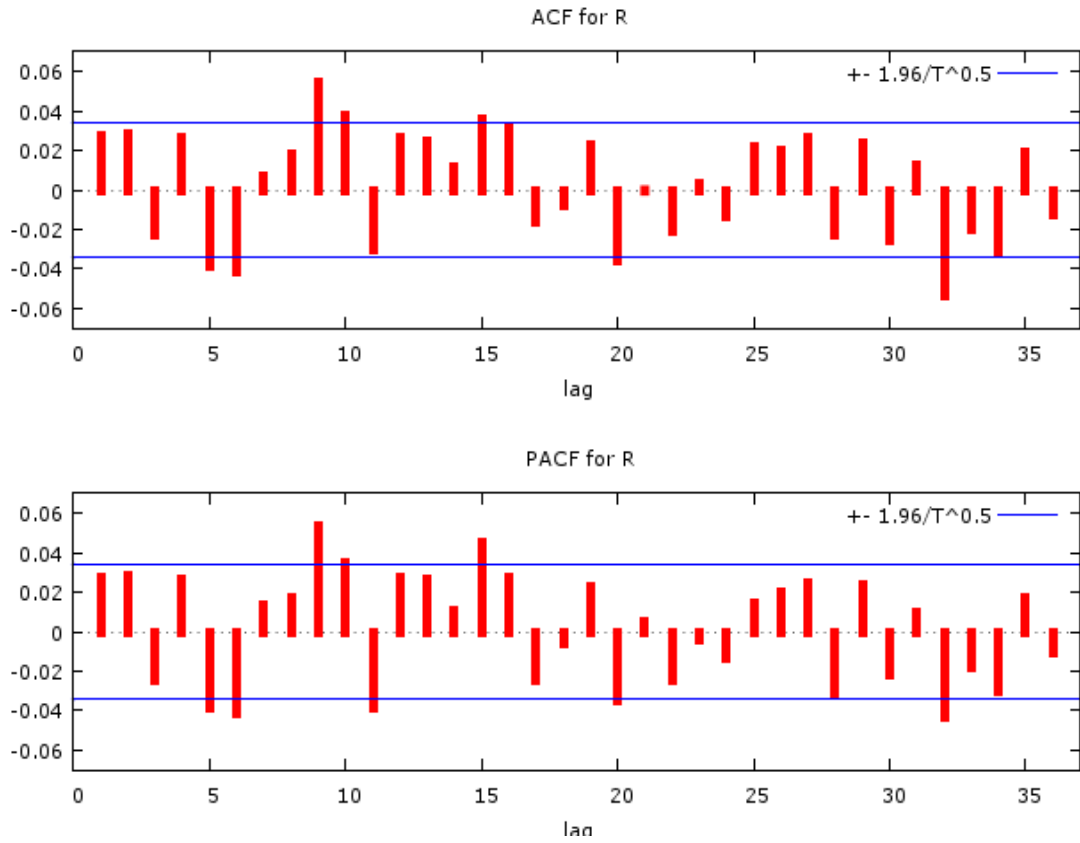
(Eriřim) <http://www.takasbank.com.tr/Pages/TakasbankParaPiyasasi.aspx> , 06 Mayıs 2010

(Eriřim) http://www.tcmb.gov.tr/yeni/gen_sek/sozluk.htm, TCMB Web sitesi, 06 Mayıs 2010

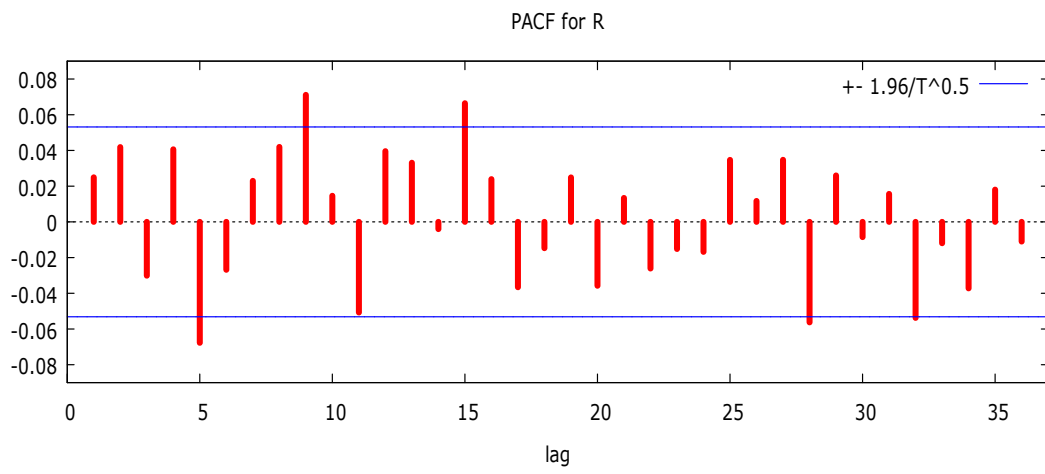
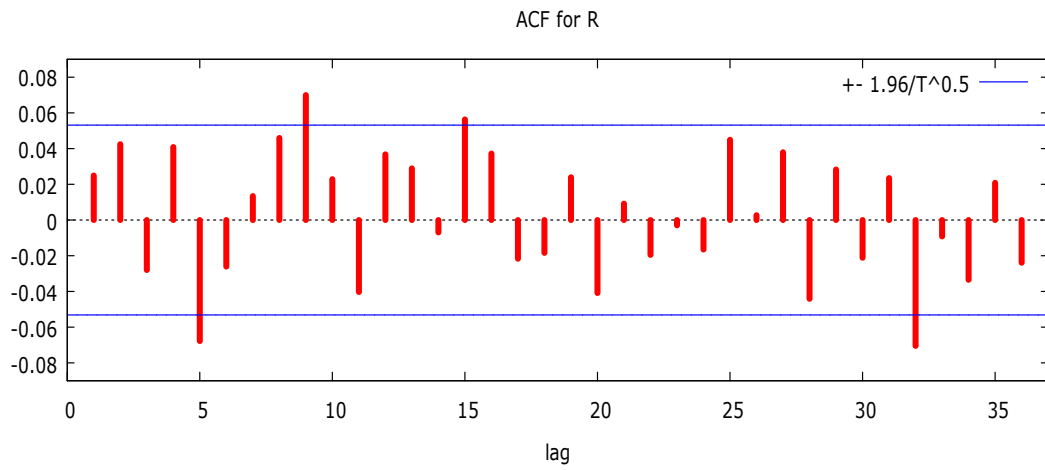
((Eriřim)http://www.imkb.gov.tr/Libraries/bilgi_edinme/Cevaplarla_Borsa_ve_Sermaye_Piyasas%C4%B1_Nisan2010.sflb.ashx, s.2, 8. 05 Mayıs 2010

EKLER

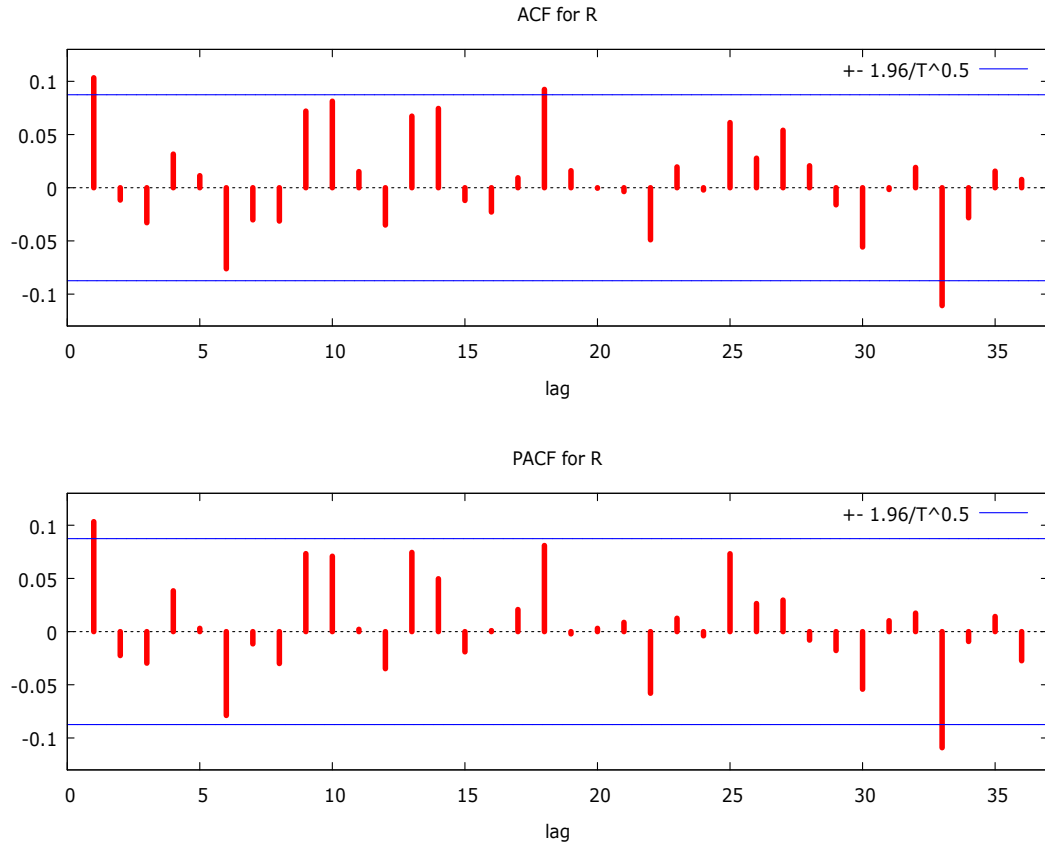
Ek.1. Tüm Dönem İçin Getiri Oranına (R) İlişkin ACF ve PACF Grafikleri



Ek.2. 1999-2001 Kriz Dönemi İçin Getiri Oranına(R) İlişkin ACF ve PACF Grafikleri



Ek.3. 2008 Kriz Dönemi İçin Getiri Oranına(R) İlişkin ACF ve PACF Grafikleri



ÖZET

ALEMDAR, Aytaç. İMKB Endeksindeki Oynaklığın Ekonometrik Olarak Modellenmesi Ve İMKB İle Bazı Uluslararası Borsa Endeksleri Arasındaki İlişkiler, Yüksek Lisans Tezi, Ankara, 2010

Bu çalışmanın iki amacı bulunmaktadır. Çalışmanın birinci amacı, İMKB Ulusal 100 endeksi getiri oranlarının oynaklık yapısını modellemektir. Ayrıca, çalışmaya konu olan dönemlerde Türkiye’de yaşanan iki kriz dönemi (1999-2001 krizi ve 2008 küresel ekonomik krizi) ayrı ayrı ele alınarak bu dönemlerde İMKB getirilerinin oynaklık yapısı incelenmiştir. İlgili ana dönem ve iki alt dönem için İMKB getirilerinin oynaklığı, koşullu değişen varyans modelleri ile incelenmiştir.

Çalışmanın ikinci amacı ise, İMKB ile bazı uluslararası borsa endeksleri arasındaki ilişkilerin belirli bir dönem için ortaya çıkarılmasıdır. Bu bağlamda çeşitli ekonometrik analiz tekniklerinden faydalanılmıştır. Endekslerin ölçekleri farklı olduğundan ortak bir ölçek belirlemek için endekslerin logaritmik formları analizde kullanılmıştır. İlk olarak endekslerin durağanlığı, birim kök testleri ile belirlenmiş ve tüm endekslerin birinci mertebede $I(1)$ durağan oldukları görülmüştür. Daha sonra Engle-Granger İki Aşamalı Eştümleşim Testi kullanılmış ve İMKB endeksinin Bovespa ve Merval endeksleri ile eştümleşik ilişkiye sahip olduğu saptanmıştır. Engle-Granger yöntemi ile eştümleşik ilişkilerin saptandığı iki model için hata düzeltme modelleri kurulmuş ve kısa-uzun dönem arasındaki dengesizliğin kaç gün içerisinde ortadan kalkacağı (ya da sistemin kaç günde dengeye geleceği) belirlenmiştir. Buna göre, İMKB ile Bovespa için kurulan hata düzeltme modelinde hata düzeltme katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunurken, İMKB ile Merval için kurulan hata düzeltme modeli ise anlamsız bulunmuştur.

Bunun yanısıra, endeksler arasındaki nedensel ilişkilerin yönünün tespit edilmesi amacı ile Granger Nedensellik Testi kullanılmış, İMKB ile diğer

borsaların birbirleri üzerindeki etkilerini incelemek amacı ile de Vektör Otoregresif Modelinden (VAR) yararlanılmıştır.

Anahtar Sözcükler

1. İMKB
2. Koşullu değişen varyans modelleri
3. Kriz dönemlerinde oynaklık
4. Uluslararası borsa endeksleri
5. Eştleşim

ABSTRACT

ALEMDAR, Aytaç. Econometric Modelling Of The Volatility Of ISE Index And The Relationships Between ISE And Some International Stock Indexes, Master's Thesis, Ankara, 2010

This study has two aims. The first aim of the study is to model the volatility structure of the ISE index's returns. In addition to this, the two crisis periods (1999-2001 crisis period and global economic crisis in 2008) which were experienced in Turkey has been taken individually and the volatility of the ISE index's returns have been examined in these periods. For the main related period and also for the two sub-periods, the volatility of ISE index's returns have been examined by the conditionally heteroscedastic variance models.

The second aim of the study is to find out the relationships between ISE index and some international stock indexes in a certain time period. In this respect various econometric analysis techniques have been used. To design a common scale due to the different scaling of the indexes, the logarithmic forms of indexes have been used. First of all, the stationary of the indexes has been examined by the unit root tests and the results of the tests show that all of the indexes are stationary at a level of first order ($I(1)$). Then, Engle-Granger two step cointegration test has been used and it has been found two cointegration relationships as ISE-Bovespa and ISE-Merval. The error correction models have been designed for the two models in which the cointegration relationships have been established with the help of Engle-Granger method and it has been identified that how many days will it take to balance the system. Accordingly, it has been determined that in the ISE-Bovespa error correction model, the error correction parameter is negative and statistically significant. On the other hand, the ISE-Merval error correction model has been found insignificant.

Moreover, Granger Causality Test is used to determine the relationships between indexes and Vector Autoregressive (VAR) model is used to examine the effects of the indexes to each other.

Key Words

1. ISE
2. Conditional heteroscedastic variance models
3. Volatility in crisis periods
4. International stock exchanges
5. Cointegration