

T.C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İŞLETME ANABİLİM DALI
FİNANSMAN DOKTORA PROGRAMI

DOKTORA TEZİ

DEĞİŞKENLİK MODELLERİ VE İMKB HİSSE
SENETLERİ PİYASASI'NDA DEĞİŞKENLİK
MODELLERİNİN KESİTSEL OLARAK
İRDELENMESİ

Tez Danışmanı:

Prof.Dr. Mehmet Şükrü TEKBAŞ

İ.Ü. İşletme Fakültesi

Muhasebe, Finans ve Sayısal Yöntemler Ana Bilim Dalı

Hazırlayan:

Serra EREN SARIOĞLU

Enstitü No: 2502010042

ÖZ

“Değişkenlik Modelleri ve İMKB Hisse Senetleri Piyasası’nda Değişkenlik Modellerinin Kesitsel Olarak İrdelenmesi”

Serra Eren Sarıoğlu

Bu çalışmanın amacı, hisse senetlerinde riskin nasıl tahminleneceği ve hangi etkenlerin riski belirlediği sorularına Türk Sermaye Piyasası’nda bir yanıt bulabilmektir. Riskin nasıl tahminleneceği sorusunu yanıtlayabilmek amacıyla, İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi getiri değişkenliğini en iyi tahminleyen değişkenlik modelleri Ocak 1991 - Aralık 2004 ve Mayıs 1996 - Aralık 2004 dönemleri olmak üzere iki ayrı dönem için araştırılmıştır. Değişkenlik modellerinin performansları dört ayrı kesit için iki ayrı istatistikî yöntemle göre değerlendirilmiştir. Bunlardan ilki hata istatistikleri, diğeri regresyon analizidir. Elde edilen bulgulara göre, hata istatistiklerinde koşullu modellerin koşulsuzlara göre her kesitte ve her dönemde üstün olduklarını söylemek mümkün değildir. Regresyon analizlerinde koşullu modeller (GARCH, EGARCH ve TARARCH) koşulsuzlara göre daha etkin ve tarafsız tahminleyenler olarak bulunmuşlardır. Bu modellerin riski açıklayıcılık güçleri de daha yüksektir; Mayıs 1996 – Aralık 2004 döneminde R^2 en yüksek değerini % 29,1 ile TARARCH Modeli’nde bulmuştur. Riski belirleyen faktörlerin araştırılması yine iki ayrı dönem için yapılmış ve çalışmada çoklu regresyon analizleri kullanılmıştır. İMKB aylık riskinin aylık faiz oranı, sanayi üretim endeksindeki aylık değişim, para arzında beş ay önce meydana gelen değişim ve yabancı yatırımcı sahiplik oranının bir ayda % 4’ten daha fazla değişmesinden etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. Bu dört etkenden faiz oranı ve yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki % 4’ün üzerinde gerçekleşen değişim, diğeri iki değişkene göre risk üzerinde daha büyük bir etkiye sahiptirler. Oluşturulan modelin riski açıklama gücü % 56,8’dir. En yüksek açıklayıcılık gücüne sahip bir değişkenlik modelinin neredeyse iki katına yakın açıklayıcılık gücüne sahip olan faiz oranı ve yabancı yatırımcı sahiplik oranının belli bir oranda değişimi, İMKB’nin riskinin yabancı yatırımcıların sahipliklerinden yüksek düzeyde etkilendiğini göstermektedir.

ABSTRACT

“Volatility Models and the Cross-Sectional Examination of the Volatility Models in Istanbul Stock Exchange”

Serra Eren Sarioğlu

The objective of this study is to find answers to the questions of “how volatility of common stocks traded in Istanbul Stock Exchange (ISE) can be estimated” and “which factors determine the volatility in ISE.” In order to find the answer of how volatility is predicted, the best models that forecast the volatility of ISE-100 Price Index for the periods January 1991 - December 2004 and May 1996 - December 2004 have been found out. The performance of the models has been examined for four cross-sections by using two different statistical analysis: Error measures and regression analysis. According to the findings of the error measures, it is not possible to say that the conditional models are superior to the unconditional models in every cross-section and in every period. According to the regression analysis, conditional models (GARCH, EGARCH and TARARCH) are more efficient and unbiased predictors than unconditional models. These models have higher R^2 's than the unconditional ones; TARARCH Model has the highest R^2 of 29.1 % for the period May 1996 - December 2004. The study for determining the factors of risk has been conducted for the same two periods. Analysis method used in this part of the study is multiple regression. It has been found that the monthly risk of ISE is affected by the monthly interest rate, the monthly change in industrial production index, the monthly change in money supply and the monthly change of more than 4 % of the ownership of the foreign investors. The monthly interest rate and the monthly more than 4 % of change in the ownership of the foreign investors are more effective than the other determinants. The R^2 of the model is 56.8 %. It can be said that the risk of ISE is substantially affected by the ownership of the foreign investors as “interest rate” and “foreign investor ownership rate” have almost as twice explanatory power as of the best volatility model.

ÖNSÖZ

Bu çalışmanın hazırlanmasında göstermiş olduğu değerli katkılarından dolayı tez danışmanım Prof. Dr. Mehmet Şükrü Tekbaş'a teşekkür ederim.

Başta Prof. Dr. Orhan Göker olmak üzere, İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Finans Anabilim Dalı'nın tüm öğretim üyelerine teşekkür ederim. Ayrıca değerli katkılarından dolayı Prof. Dr. Mehmet Bolak'a teşekkür etmeden geçemem.

Değişkenlik modellerinin teorisini öğrenmemdeki katkılarından dolayı Prof. Dr. Belkıs Seval'e, Prof. Dr. Burç Ülengin'e, Prof. Dr. Ercan Balaban'a, Prof. Dr. Suat Teker'e, Prof. Dr. Bülent Aybar'a, rahmetli Prof. Dr. Faruk Selçuk'a, Doç. Dr. Alövsat Müslümov'a, Araş. Gör. Bora Kurtuluş'a ne kadar teşekkür etsem azdır. Ayrıca analizlerimle ilgili sorunlarımda benden yardımlarını esirgemeyen Prof. Dr. Neyran Orhunbilge'ye, Doç. Dr. Ramazan Sarı'ya, Araş. Gör. Timur Keskindürk'e, Araş. Gör. Şebnem Er'e, Araş. Gör. Tuğba Saka ve Araş. Gör. Ümit Gümrah'a teşekkürü bir borç bilirim. Gerekli verilerin temini sırasında değerli yardımlarından ötürü Dr. Engin Kurun'a, Dr. Osman Yükseltürk'e ve Özkan Çevik'e teşekkür ederim. Oda arkadaşım Araş. Gör. Ali Hepşen'e ayrıca teşekkür ederim. Çalışma sürem boyunca verdikleri düşünsel destekten dolayı sevgili arkadaşlarım Gökçe Alp Gökçe'ye ve Nazlı Kalfa'ya teşekkürü bir borç bilirim.

Çalışma dönemimde benden sabır, anlayış ve desteğini esirgemeyen eşim Dr. Kerem Sarıoğlu'na ve ona ayıramadığım zamanlar için tatlı kızım Zeynep Duru'ya, eğitimim konusunda hep yanımda ve destekçim olan sevgili aileme ne kadar teşekkür etsem azdır.

İÇİNDEKİLER

	Sayfa No
ÖZ /ABSTRACT	iii
ÖNSÖZ	v
İÇİNDEKİLER	vi
TABLolar LİSTESİ	xii
GRAFİKLER LİSTESİ	xvii
KISALTMALAR LİSTESİ	xviii
GİRİŞ	1
1. DEĞİŞKENLİK	4
1.1. Değişkenliğin İstatistiksel Yapısı ve Özellikleri	4
1.1.1. Finansal Varlık Fiyatları	4
1.1.2. Finansal Varlık Getirileri	5
1.1.3. Finansal Varlık Değişkenliği	7
1.2. Değişkenliğin Nedenleri	10
1.3. Finansal Piyasalarda Değişkenlik	15
1.3.1. Gelişmiş Ülkelerin Hisse Senetleri Piyasalarında Değişkenlik	16
1.3.2. Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senetleri Piyasalarında Değişkenlik	23
1.3.3. Gelişmekte Olan Bir Piyasa Olarak İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda Değişkenlik	29
2. DEĞİŞKENLİK MODELLERİ ve TAHMİNLEME	36
2.1. Koşulsuz Değişkenlik Modelleri	38
2.1.1. Tarihsel Ortalama Modeli	38
2.1.2. Hareketli Ortalama Modeli	41
2.1.3. Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli	42
2.1.4. Üstel Düzgünleştirme Modeli	42
2.1.5. Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli	44
2.1.6. Rassal Yürüyüş Modeli	44

2.1.7. Basit Regresyon Modeli	45
2.2. Koşullu Değişkenlik Modelleri	45
2.2.1. ARCH Modeller Ailesi	46
2.2.1.1. ARCH Modeli	46
2.2.1.1.1. ARCH Modeli'nin Özellikleri	49
2.2.1.1.2. ARCH Modeli'nin Zayıf Yönleri	51
2.2.1.2. GARCH Modeli	52
2.2.1.2.1. GARCH Modeli'nin Özellikleri	53
2.2.1.2.2. GARCH Modeli'nin Zayıf Yönleri	54
2.2.1.3. IGARCH Modeli	54
2.2.1.4. ARCH-M ve GARCH-M Modelleri	55
2.2.1.5. Üstel GARCH (EGARCH) Modeli	56
2.2.1.6. GJR-GARCH Modeli	57
2.2.1.7. Threshold GARCH Modeli	58
2.2.1.8. Log-GARCH (MGARCH) Modeli	59
2.2.1.9. A-GARCH Modeli	60
2.2.1.10. NARCH Modeli	60
2.2.1.11. NA-GARCH Modeli	61
2.2.1.12. QARCH ve GQ-ARCH Modelleri	61
2.2.1.13. V-GARCH Modeli	62
2.2.1.14. FIGARCH Modeli	62
2.2.1.15. FI-EGARCH Modeli	63
2.2.1.16. C-ARCH Modeli	63
2.2.1.17. AC-ARCH Modeli	64
2.2.1.18. A-PARCH Modeli	65
2.2.2. Stokastik Değişkenlik Modelleri	67
2.3. Öngörülen Değişkenlik Modeli	68
2.4. Değişkenlik Tahmin Modellerinin Değerlendirilmesi	69
2.4.1. İstatistikî Değerlendirme	70
2.4.1.1. Hata İstatistikleri	70
2.4.1.1.1. Simetrik Hata İstatistikleri	72

2.4.1.1.1.1. Ortalama Hata	72
2.4.1.1.1.2. Ortalama Hata Karesi	73
2.4.1.1.1.3. Ortalama Mutlak Hata	73
2.4.1.1.1.4. Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi	75
2.4.1.1.1.5. Heteroskedastisite Ortalama Hata Karesi	76
2.4.1.1.2. Asimetrik Hata İstatistikleri	76
2.4.1.2. Regresyon Analizi	78
2.4.1.3. Yeni Nesil Teknikler	79
2.4.2. Diğer Değerlendirme Yöntemleri	80
3. DEĞİŞKENLİKLE İLGİLİ DÜNYADA ve TÜRKİYE'DE	
YAPILMIŞ ÇALIŞMALAR	81
3.1. Değişkenliğin Yapısal Özelliklerini İnceleyen Çalışmalar	81
3.1.1. Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Piyasalar Üzerine Yapılmış Çalışmalar	82
3.1.2. Türk Sermaye Piyasası Üzerine Yapılmış Çalışmalar	91
3.2. Değişkenlik Modellerini Oluşturan Çalışmalar	93
3.3. Değişkenlik Modellerini Karşılaştıran Çalışmalar	97
3.3.1. Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Piyasalar Üzerine Yapılmış Çalışmalar	97
3.3.2. Türk Sermaye Piyasası Üzerine Yapılmış Çalışmalar	103
3.4. Piyasa Etkinliğini Araştıran Çalışmalar	106
3.4.1. Hisse Senedi Getirisini Açıklayan Faktörleri Araştıran Çalışmalar	110
3.4.1.1. Gelişmiş Piyasalar Üzerine Yapılmış Çalışmalar	112
3.4.1.2. Gelişmekte Olan Piyasalar Üzerine Yapılmış Çalışmalar	119
3.4.1.3. Türk Sermaye Piyasası Üzerine Yapılmış Çalışmalar	122
3.4.2. Değişkenliğin Nedenlerini Araştıran Çalışmalar	126
3.4.2.1. Gelişmiş Piyasalarda Değişkenliğin Nedenlerini Araştıran Çalışmalar	126

3.4.2.2. Gelişmekte Olan Piyasalarda Değişkenliğin Nedenlerini Araştıran Çalışmalar	136
3.4.2.3. Türk Sermaye Piyasası'nda Değişkenliğin Nedenlerini Araştıran Çalışmalar	139
3.5. Çalışmaların Genel Değerlendirmesi	144
4. İMKB HİSSE SENETLERİ PİYASASI DEĞİŞKENLİĞİNİ ETKİLEYEN FAKTÖRLERİN ARAŞTIRILMASI	148
4.1. Araştırmanın Amacı	148
4.2. Araştırmanın Kapsamı	149
4.3. Araştırmanın Modeli	149
4.3.1. Araştırmada Kullanılacak Veri Seti, Kısıtlar ve Hipotezler	149
4.3.1.1. İMKB Hisse Senetleri Piyasası Değişkenliği	150
4.3.1.2. Ekonomik Büyüme	153
4.3.1.3. Enflasyon	154
4.3.1.4. Faiz Oranı	155
4.3.1.5. Döviz Kuru	156
4.3.1.6. Parasal Büyüklükler	157
4.3.1.7. İşlem Hacmi	158
4.3.1.8. Sıcak Para	159
4.3.1.9. S & P 500 Endeksi	160
4.3.2. Araştırmada Kullanılacak Analizler	162
4.3.2.1. Çoklu Regresyon Analizi	162
4.3.2.1.1. Yabancı Yatırımcı Sahiplik Oranı Ön Analizi	163
4.4. Araştırmanın Bulguları ve Bulguların Değerlendirilmesi	166
4.4.1. Değişkenler İle İlgili Tanımsal İstatistikler	166
4.4.2. Değişkenlerin Durağanlık Testleri	170
4.4.3. Araştırmanın Bulguları	174
4.4.3.1. Dönem I'e Ait Sonuçlar	174
4.4.3.1.1. Model 1.1.'in Sonuçları	174

4.4.3.1.2. Model 1.2.'nin Sonuçları	181
4.4.3.2. Dönem II'ye Ait Sonuçlar	183
4.4.3.2.1. Model 2.1.'in Sonuçları	183
4.4.3.2.2. Model 2.2.'nin Sonuçları	186
4.4.3.2.2.1. Değişkenliği Açıklayan Model 2.2.'nin Sonuçlarının Yorumlanması	191
4.4.4. Bulguların Değerlendirilmesi	209
5. İMKB HİSSE SENETLERİ PİYASASI'NDA DEĞİŞKENLİK MODELLERİNİN KESİTSEL OLARAK ARAŞTIRILMASI ve EN ÜSTÜN MODELLERLE HESAPLANAN AYLIK VARYANSLARIN DEĞİŞKENLİĞİ BELİRLEYEN FAKTÖRLERİN AÇIKLAMA GÜCÜ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ	212
5.1. İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda Değişkenlik Modellerinin Kesitsel Olarak Araştırılması	212
5.1.1. Araştırmanın Amacı	212
5.1.2. Araştırmanın Kapsamı	213
5.1.3. Araştırmanın Modeli	213
5.1.3.1. Araştırmada Kullanılacak Veri Seti ve Kısıtlar	213
5.1.3.2. Anlamlılığı Araştırılacak Modeller	215
5.1.3.3. Modellerin Değerlendirilmesinde Kullanılacak İstatistikler	222
5.1.4. Araştırmanın Bulguları ve Bulguların Değerlendirilmesi	223
5.1.4.1. Veri Seti ile İlgili Tanımsal İstatistikler	224
5.1.4.2. Araştırmanın Bulguları	230
5.1.4.2.1. Dönem I'e Ait Bulgular	231
5.1.4.2.1.1. Simetrik Hata İstatistikleri Bulguları	231
5.1.4.2.1.2. Asimetrik Hata İstatistikleri Bulguları	251
5.1.4.2.1.3. Regresyon Analizleri Bulguları	260
5.1.4.2.2. Dönem II'ye Ait Bulgular	270
5.1.4.2.2.1. Simetrik Hata İstatistikleri Bulguları	270

5.1.4.2.2.2. Asimetrik Hata İstatistikleri Bulguları	274
5.1.4.2.2.3. Regresyon Analizleri Bulguları	280
5.1.4.3. Bulguların Değerlendirilmesi	282
5.2. İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda En Üstün Modellerle Hesaplanan Aylık Varyansların Değişkenliği Belirleyen Faktörlerin Açıklama Gücü Üzerindeki Etkileri	285
5.2.1. Araştırmanın Amacı	285
5.2.2. Araştırmanın Kapsamı	285
5.2.3. Araştırmanın Modeli	286
5.2.3.1. Araştırmada Kullanılacak Veri Seti ve Kısıtlar	286
5.2.3.2. Araştırmada Kullanılacak Analizler	287
5.2.4. Araştırmanın Bulguları	287
5.2.4.1. Model 2.2.1.'in Sonuçları	288
5.2.4.2. Model 2.2.2.'nin Sonuçları	288
5.2.4.3. Model 2.2.3.'ün Sonuçları	290
5.2.4.4. Model 2.2.4.'ün Sonuçları	292
5.2.4.5. Model 2.2.5.'in Sonuçları	294
5.2.5. Bulguların Değerlendirilmesi	296
SONUÇ	299
KAYNAKÇA	312
EKLER	331
ÖZGEÇMİŞ	358

TABLolar LİSTESİ

Tablo 1	Gelişmekte Olan Hisse Senedi Piyasalarına Yabancı Fon Akışı (Milyar Dolar)	24
Tablo 2	Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senedi Piyasa Değerlerinin Gelişimi I	25
Tablo 3	Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senedi Piyasa Değerlerinin Gelişimi II	26
Tablo 4	Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senedi Piyasalarının Yıllık Getiri Tanımsal İstatistikleri	27
Tablo 5	İMKB Hisse Senetleri Piyasası Piyasa Değerinin Gelişimi	30
Tablo 6	İMKB Hisse Senetleri Piyasası Yıllık İşlem Hacminin Gelişimi	31
Tablo 7	İMKB Hisse Senetleri Piyasası İşlem Gören Şirket Sayısı Gelişimi	32
Tablo 8	İMKB Hisse Senetleri Piyasası Piyasa Değerinin GSMH'ye Oranı	33
Tablo 9	Koşullu Değişkenlik Modelleri	66
Tablo 10	Hata İstatistiklerine Ait Notasyonlar Tablosu	72
Tablo 11	OHK ve OMH Değerlerini Karşılaştıran Sayısal Bir Örnek	74
Tablo 12	OMHY ile İlgili Sayısal Bir Örnek	75
Tablo 13	İMKB Hisse Senetleri Piyasası Endekslerinin Piyasa Değerleri (2.12.2005 Tarihi İtibariyle)	151
Tablo 14	Türkiye'de Şirketlerin Halka Açıklık Oranları (Yıl Sonları İtibariyle)	153
Tablo 15	Değişkenlerin Kısaltılmış Gösterimleri	161
Tablo 16	Kukla Değişkenlere Ait Ön Analiz Sonuçları	164
Tablo 17	Yabancı Yatırımcı Sahipliği ile İlgili Değişkenlerin Bağımlı Değişken ile Korelasyon Analizi Sonuçları	165

Tablo 18	Bağımlı ve Bağımsız Değişkenlerin Her İki Dönem İçin Tanımsal İstatistikleri	167-169
Tablo 19	Bağımlı ve Bağımsız Değişkenlerin ADF Test Sonuçları (Dönem I)	172
Tablo 20	Bağımlı ve Bağımsız Değişkenlerin ADF Test Sonuçları (Dönem II)	173
Tablo 21	Bağımsız Değişkenlerin Kısmî Regresyon Katsayılarının t-testi Sonuçları (Model 1.1.)	175
Tablo 22	Spearman Sıra Korelasyon Testi Sonuçları (Model 1.1.)	178
Tablo 23	Bağımsız Değişkenlerin Kısmî Regresyon Katsayılarının t-testi Sonuçları (Model 1.2.)	182
Tablo 24	Bağımsız Değişkenlerin Kısmî Regresyon Katsayılarının t-testi Sonuçları (Model 2.1.)	184
Tablo 25	Bağımsız Değişkenlerin Kısmî Regresyon Katsayılarının t-testi Sonuçları (Model 2.2.)	187
Tablo 26	Spearman Sıra Korelasyon Testi Sonuçları (Model 2.2. Dönüştürülmüş Değişkenlerle)	189
Tablo 27	Bağımsız Değişkenlerin Tanımsal İstatistikleri	193
Tablo 28	Bağımsız Değişkenlerdeki Aylık Değişimin Tanımsal İstatistikleri	203
Tablo 29	İMKB Ulusal-100 Endeksi Günlük Getirilerinin 1991-2004 Döneminde Yıl ve Tüm Dönem Bazında Tanımsal İstatistikleri	224
Tablo 30	İMKB Ulusal-100 Endeksi Günlük Getirilerinin 1991-2004 Döneminde Yıl ve Tüm Dönem Bazında Jarque-Bera İstatistikleri	225
Tablo 31	İMKB Ulusal-100 Endeksi Günlük, Haftalık, 10-Günlük, 1-Aylık ve 3-Aylık Getirilerinin 1991-2004 Döneminde Tüm Dönem Bazında Tanımsal İstatistikleri	227

Tablo 32	İMKB Ulusal-100 Endeksi Haftalık, 10-Günlük, 1-Aylık ve 3-Aylık Gerçekleşen Varyans Değerlerinin 1991-2004 Döneminde Tüm Dönem Bazında Tanımsal İstatistikleri	229
Tablo 33	Dönem I için Üstel Düzgünleştirme ve Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modellerine Ait Parametreler	232
Tablo 34	Haftalık Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları I	232
Tablo 35	Haftalık Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları II	233
Tablo 36	Tüm Döneme Uygulanan EGARCH Modeli Sonuç Tablosu	234
Tablo 37	Kestirim Dönemine Uygulanan EGARCH Modeli Sonuç Tablosu	235
Tablo 38	10-Günlük Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları I	238
Tablo 39	10-Günlük Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuç II	239
Tablo 40	1-Aylık Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları I	241
Tablo 41	1-Aylık Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları II	242
Tablo 42	3-Aylık Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları I	244
Tablo 43	3-Aylık Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları II	245
Tablo 44	Tüm Kesitler için Simetrik Hata İstatistikleri Özet Tablosu	248
Tablo 45	Haftalık Varyans Tahminlemesi Asimetrik Hata İstatistikleri Sonuçları	252
Tablo 46	10-Günlük Varyans Tahminlemesi Asimetrik Hata İstatistikleri Sonuçları	253

Tablo 47	1-Aylık Varyans Tahminlemesi Asimetrik Hata İstatistikleri Sonuçları	254
Tablo 48	3-Aylık Varyans Tahminlemesi Asimetrik Hata İstatistikleri Sonuçları	256
Tablo 49	Tüm Kesitler için Asimetrik Hata İstatistikleri Özet Tablosu	258
Tablo 50	Haftalık Varyans Tahminlemesi Regresyon Analizi Sonuçları	261-262
Tablo 51	10-Günlük Varyans Tahminlemesi Regresyon Analizi Sonuçları	263-264
Tablo 52	1-Aylık Varyans Tahminlemesi Regresyon Analizi Sonuçları	265-266
Tablo 53	3-Aylık Varyans Tahminlemesi Regresyon Analizi Sonuçları	267-268
Tablo 54	Üstel Düzgünleştirme ve Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modellerine Ait Parametreler	270
Tablo 55	Tüm Döneme Uygulanan EGARCH Modeli Sonuç Tablosu	271
Tablo 56	Kestirim Dönemine Uygulanan EGARCH Modeli Sonuç Tablosu	271
Tablo 57	1-Aylık Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları I	272
Tablo 58	1-Aylık Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları II	273
Tablo 59	1-Aylık Varyans Tahminlemesi Asimetrik Hata İstatistikleri Sonuçları	275
Tablo 60	Dönem II için Simetrik ve Asimetrik Hata İstatistikleri Özet Tablosu	277
Tablo 61	Dönem I ve Dönem II Karşılaştırması (Simetrik Hata İstatistikleri)	278

Tablo 62	Dönem I ve Dönem II Karşılaştırması (Asimetrik Hata İstatistikleri)	279
Tablo 63	1-Aylık Varyans Tahminlemesi Regresyon Analizi Sonuçları	280-281
Tablo 64	Bağımsız Değişkenlerin Kısmî Regresyon Katsayılarının t-testi Sonuçları (Model 2.2.2.)	289
Tablo 65	Bağımsız Değişkenlerin Kısmî Regresyon Katsayılarının t-testi Sonuçları (Model 2.2.3.)	291
Tablo 66	Bağımsız Değişkenlerin Kısmî Regresyon Katsayılarının t-testi Sonuçları Model (2.2.4.)	293
Tablo 67	Bağımsız Değişkenlerin Kısmî Regresyon Katsayılarının t-testi Sonuçları (Model 2.2.5.)	295

GRAFİKLER LİSTESİ

Grafik 1	A.B.D., İngiltere, Almanya ve Japonya Hisse Senedi Değişkenlik Grafikleri	17
Grafik 2	A.B.D., İngiltere, Almanya ve Japonya Tahvil Piyasası Değişkenlik Grafikleri	19
Grafik 3	A.B.D., İngiltere, Almanya ve Japonya Döviz Kuru Değişkenlik Grafikleri	20
Grafik 4	Ortalama Çapraz-Ülke Hisse Senedi Korelasyonları	21
Grafik 5	İki Taraflı Ülke Tahvil Piyasası Korelasyonları	22
Grafik 6	Gelişmekte Olan Ülkeler Hisse Senedi ve Tahvil Piyasaları Değişkenlik Grafiği	28
Grafik 7	İMKB Ulusal-100 Endeksi Aylık Değişkenlik Grafiği (1991-2004)	34
Grafik 8	Bağımsız Değişkenlerin Grafikleri	194
Grafik 9	dSÜE'deki Değişimin Varyanstaki Değişime Etkisi	198
Grafik 10	dM2Y'deki Değişimin Varyanstaki Değişime Etkisi	201
Grafik 11	Bağımsız Değişkenlerin Aylık Değişimlerinin Grafiği	204
Grafik 12	Bağımsız Değişkenlerde Meydana Gelen Aylık Değişime Bağlı Olarak Varyansta Meydana Gelen Aylık Değişim	205
Grafik 13	Varyanstaki Aylık Değişim ile Faiz Oranındaki Aylık Değişim	206
Grafik 14	Varyanstaki Aylık Değişim ile Sanayi Üretim Endeksindeki Değişimin Aylık Değişimi	207
Grafik 15	Varyanstaki Değişim ile Para Arzındaki 5 Ay Önceki Değişimin Aylık Değişimi	208
Grafik 16	İMKB Ulusal-100 Endeksi Günlük Getirilerinin 1991-2004 Dönemi Grafiği	228
Grafik 17	İMKB Ulusal-100 Endeksi 1-Aylık Varyans Değerlerinin 1991-2004 Dönemi Grafiği	230

KISALTMALAR LİSTESİ

ABD	Amerika Birleşik Devletleri
ADF	Augmented Dickey-Fuller Testi
AIC	Akaike Bilgi Kriteri
ANOVA	Analysis of Variance
ARCH	Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (Oto regresif Koşullu Değişen Varyans)
ARMA	Autoregressive Moving Average (Oto regresif Hareketli Ortalama)
ARIMA	Autoregressive Integrated Moving Average (Oto regresif Bütünleşik Hareketli Ortalama)
EGARCH	Exponential GARCH (Üstel GARCH)
EPK	Etkin Pazar Kuramı
ES	Exponential Smoothing (Üstel Düzgünleştirme)
EWMA	Exponentially Weighted Moving Average (Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama)
GARCH	Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (Genelleştirilmiş Oto regresif Koşullu Değişen Varyans)
GSMH	Gayri Safi Milli Hasıla
GSYİH	Gayri Safi Yurt İçi Hasıla
HM	Historical Mean (Tarihsel Ortalama)
HOHK	Heteroskedastisite Ortalama Hata Karesi
IFC	International Finance Corporation
IGARCH	Integrated GARCH (Entegre GARCH)
İMKB	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
LH	Logaritmik Hata
LSE	Londra Menkul Kıymet Borsası
KOHK	Karekök Ortalama Hata Karesi
MA	Moving Average (Hareketli Ortalama)
MSE	Malezya Menkul Kıymetler Borsası

NBER	National Bureau of Economic Research
NSE	Nairobi Menkul Kıymetler Borsası
NYSE	New York Menkul Kıymet Borsası
SÜE	Sanayi Üretim Endeksi
OECD	Organization for Economic Co-operation and Development
OH	Ortalama Hata
OHK	Ortalama Hata Karesi
OKH (Y)	Ortalama Karışık Hata (Yüksek)
OKH(D)	Ortalama Karışık Hata (Düşük)
OMH	Ortalama Mutlak Hata
OMHY	Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi
RW	Random Walk (Rassal Yürüyüş)
WMA	Weighted Moving Average (Ağırlıklı Hareketli Ortalama)
SEC	Amerikan Sermaye Piyasası Kurulu
SIC	Schwarz Bilgi Kriteri
S&P 500	Standard & Poors 500 Endeksi
TARCH	Threshold GARCH
TCMB	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
TEFE	Toptan Eşya Fiyat Endeksi
TSE	Tokyo Menkul Kıymet Borsası
TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi
ÜFE	Üretici Fiyat Endeksi
VAR	Vektör Otoregresif
VECM	Vektör Hata Düzeltme Modeli
YYSO	Yabancı Yatırımcı Sahiplik Oranı

ÖZGEÇMİŞ

Yazar, 1973 yılında Kütahya’da doğmuştur. Kastamonu Gazipaşa ve Erzurum Şeker İlkokulu’nda ilköğretimini tamamlamıştır. 1991 yılında TED Ankara Koleji’ni bitirmiş, 1995 yılında İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi İngilizce İşletme Bölümü’nden mezun olmuştur. 1995-1998 döneminde İstanbul’da bir süreliğine özel sektörde çalışmıştır. 1999 yılında İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Finans Anabilim Dalı’nda araştırma görevlisi olarak çalışmaya başlamıştır ve halen aynı görevi yürütmektedir. 2001 yılında “Şirket Birleşmeleri ve Şirket Birleşmelerinin Yasal ve Finansal Açıdan Değerlendirilmesi: Bir Türkiye Örneği” başlıklı tezi ile, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Finans Anabilim Dalı Yüksek Lisans Programı’nı tamamlamıştır. 2001 yılında İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Finans Anabilim Dalı Doktora Programı’na başlamıştır. Yazar evli ve bir çocuk annesidir.

GİRİŞ

Dünya finans piyasalarının son dönemlerde hızla birbirleriyle bütün (entegre) hale gelmesi, finansal araçlarla ilgili iki kavramı eskisinden daha da önemli hale getirmiştir. Bu kavramlardan ilki getiri, diğeri ise risk, başka bir ifadeyle getiri değişkenliğidir. Özellikle gelişmiş ülkelerin finansal piyasalarının birbirleriyle olan yüksek korelasyonları, yatırımcıları, riski dağıtabilecekleri yeni gelişmekte olan piyasalar arama eğilimine sevk etmiştir. Bu bağlamda, getirinin ve değişkenliğin tahmin edilebilirliği ve hangi değişkenler tarafından belirlendiği gibi konular, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler ayrımıyla birlikte hem araştırmacılar hem de yatırımcılar için önem taşıyor hale gelmiştir.

1987 yılının Ekim ayında Amerika Birleşik Devletleri'nde yaşanan finansal kriz, değişkenlik kavramının öneminin artmasına neden olmuştur. Bu dönemde hisse senedi ortalama fiyatları yaklaşık % 40 kadar değer kaybetmiş, finans piyasasında ciddi bir kriz yaşanmış ve finansal araçların değişkenliği belirli düzeylerin üzerine çıkmıştır. 1987 Ekim Krizi'nin finansal piyasalarda oluşturduğu yüksek fiyat değişimleri, araştırmacıları değişkenliğin yapısal özelliklerini ve değişkenlik üzerinde hangi etmenlerin etkili olduğunu araştırmaya sevk etmiştir.

Her ne kadar yapılan çalışmaların geçmişi 35-40 yıl gibi görece yakın bir zamana dayansa da, bu konuda finans bilimi oldukça büyük adımlar atmıştır. Önceleri sabit olduğu varsayılan değişkenlik için zamanla değişen varyans modeli oluşturulmuş ve bu modelin çok sayıda varyasyonu literatüre kazandırılmıştır. Bu modellerin hangisinin en iyi varyans tahminleyicisi olduğunu araştıran çalışmalar günümüzde de çeşitli ülkeler ve piyasalar için yapılmaktadır. Yeni model oluşturan ve bu modellerin performanslarını ölçen çalışmalara koşut olarak değişkenliğin yapısal özelliklerini araştıran çalışmalar sürdürülmektedir. Özellikle gelişmekte olan piyasaların farklı getiri-risk yapılarını ortaya koyan çalışma sayısı oldukça fazladır ve bu çalışmalar yatırımcılara riski dağıtmaları konusunda yol gösterici bir nitelik sergilemektedir. Gelişmekte olan ülke hisse senedi piyasalarının en önemli özelliği olan yüksek risk yapısı, zaten düşük düzeylerde olan malî kaynakların daha düşük riske sahip yatırım araçları olan hazine bonolarına ve dövizde yatırılmasına neden olmaktadır. Bu nedenle gelişmekte olan ülkelerde riskin modellenmesi, finansal

piyasalarda derinliğin sağlanabilmesi ve kaynak dağılımının düzenlenebilmesi açısından önem taşımaktadır. Ayrıca riski en iyi tahminleyen modelin bilinmesi, türev varlıkların fiyatlandırılmasında ve portföy yönetiminde de büyük önem arz etmektedir.

Riskin neden oluştuğu sorusu, finans literatüründe en sık sorulan sorulardandır. Makroekonomik etmenler yanında piyasanın işlem faaliyetleriyle ilgili bazı özellikler de risk üzerinde belirleyici olabilmektedir. Ayrıca son yıllarda özellikle finansal liberalizasyonun risk üzerindeki etkilerini araştıran çalışma sayısı oldukça artmıştır. Finansal liberalizasyonun bir sonucu olarak bulaşma etkisi (contagion), bir finans piyasasında oluşan belirsizliğin diğer ülke finans piyasalarına yansımaya neden olmaktadır.

Bu çalışmanın iki amacı bulunmaktadır. Bu amaçlardan ilki, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) Ulusal-100 Fiyat Endeksi getiri değişkenliğini (bundan sonra 'İMKB riski' denecektir) etkileyen faktörlerin neler olduğunun belirlenmesi ve bu belirleyicilerin değişkenliği açıklama güçlerinin tespit edilmesidir. İkinci olarak, İMKB riskini en iyi tahminleyen değişkenlik modellerinin belirlenmesi amaçlanmıştır.

Çalışma beş ana bölümden oluşacaktır. Birinci bölümde değişkenliğin istatistiksel yapısı ve özellikleri üzerinde durulacaktır. Ayrıca değişkenliğe neden olduğu düşünülen etmenler kısaca tanıtılacaktır. Birinci bölümün son başlığı altında ise değişkenliğin geçmişi, gelişmiş ve gelişmekte olan ülke ayrımları yapılarak anlatılacaktır.

İkinci bölüm, değişkenlik tahminleme modellerinin neler olduğunu tanıtmak üzere yazılmıştır. Ayrıca değişkenlik tahmin modellerinin değerlendirilmesinde kullanılan istatistikler de bu bölüm altında yer alacaktır.

Üçüncü bölüm, değişkenlik ile ilgili yapılmış çalışmaların anlatılacağı bölümdür. Burada oldukça geniş bir literatür taramasının sonuçları yer almaktadır. Gelişmiş ülkeler, gelişmekte olan ülkeler ve Türk Sermaye Piyasası ayrı ayrı olmak üzere değişkenliğin yapısal özellikleri, değişkenlik modellerini oluşturan çalışmalar, değişkenlik modellerini karşılaştıran çalışmalar ve değişkenliğin nedenlerini araştıran çalışmalar ayrıntılı olarak tartışılacaktır.

Teorik kısmın yer aldığı bu üç bölümün ardından, deneysel kısmın ilk bölümü olan ve çalışmanın ilk amacı doğrultusunda gerçekleştirilen dördüncü bölüm yer alacaktır. Dördüncü bölümde İMKB Hisse Senetleri Piyasası değişkenliğini etkileyen etmenler araştırılacaktır.

Beşinci ve son bölüm iki alt bölümden oluşmaktadır. İlk alt bölümde, bu çalışmanın ikinci amacı olarak belirtilen en iyi varyans tahminleme modellerinin belirlenebilmesi için yapılmış olan araştırma anlatılacaktır. İkinci alt bölümde ise, değişkenliği en iyi tahminleyen modeller ile bulunan varyans değerlerinin, dördüncü bölümde tespit edilen riski belirleyen etmenlerin açıklayıcılık güçlerini arttırıp arttırmadığı araştırılacaktır. Son olarak, deneysel çalışmaların sonuçları yorumlanarak değerlendirmeler yapılacak ve konuyla ilgili öneriler sunulacaktır.

1. DEĞİŞKENLİK

1.1. Değişkenliğin İstatistiksel Yapısı ve Özellikleri

1.1.1. Finansal Varlık Fiyatları

Finansal varlık fiyatları rassal, olasılıklı ya da diğer ismiyle stokastik değişkenlerdir. Rassal süreçlerin¹ özel bir türü olan Markov Süreci'nde, "bir değişkenin sadece şu anki değeri gelecekteki değerinin tahmini için kullanılabilir" varsayımı bulunmaktadır. Etkin Pazar Kuramı'na göre, hisse senedi fiyatlarının genellikle bir Markov Süreci takip ettiği varsayılmaktadır.

Markov Süreci, kesik-zamanlı süreç ve sürekli-zamanlı süreç olmak üzere iki ana gruba ayrılmaktadır. Sürekli-zamanlı sürecin bir türü, Wiener Süreci veya Brownian Hareketi olarak adlandırılmaktadır. Brownian Hareketi, Parçacık Fiziği'nin bir kuramı olan "bir parçacığın hareketi, çok sayıda küçük moleküler darbe tarafından oluşturulmaktadır" üzerine kurulmuştur. Söz konusu hareketi, 1827 yılında Robert Brown isimli bir botanikçi, bir sıvı ile engellenen atom parçalarının hareketlerindeki değişimi gözlemleyerek tanımlamıştır. Bu deneyde, atom parçalarının hareket değişiminin, hareketlerini değiştiren her ufak şok karşısında rassal olduğu belirlenmiştir. Bu olay fizik biliminde "Brownian Hareketi (Brownian Motion)" olarak isimlendirilmiştir. Daha sonra, 1905 yılında, Albert Einstein Brownian Hareketi'nin matematiksel formülizasyonunu oluşturmuştur. 1923 yılında ise Norbert Wiener tarafından teori geliştirilmiş ve son halini almıştır.² Fizik biliminin bu temel kuralı finans bilimine de uygulanmıştır. Finansta bu moleküler darbeler 'piyasaya gelen bilgiler'dir. Dolayısıyla bir finansal varlığın fiyatı, piyasaya gelen bilgilerle oluşmaktadır.

Uzunluğu T olan herhangi bir zaman aralığında, bir Wiener süreci izleyen herhangi bir değişken, ortalaması sıfır, standart sapması ilgili zaman aralığının

¹ Rassal süreçler için bkz.: Avinash K. Dixit ve Robert S. Pindyck, **Investment Under Uncertainty**, Princeton University Press, New Jersey, 1994, s. 60-92.

² Avinash K. Dixit ve Robert S. Pindyck, **Investment Under Uncertainty**, Princeton University Press, New Jersey, 1994, s. 63.

uzunluğunun karekökü (\sqrt{T}) olan bir normal dağılım göstermektedir. Standart sapmanın zaman içinde zamanın karekökü kadar artacağı beklentisi, finansal varlığın fiyatının zaman geçtikçe ilk fiyatından uzaklaşacağı varsayımına dayanmaktadır.

Her ne kadar finansal varlık fiyatlarının bir Wiener Süreci takip ettiği varsayılmış olsa da, gerçekte fiyatları sürekli olarak izleyebilmek fiziksel olarak mümkün değildir. Bunun iki sebebi bulunmaktadır:

1. İşlemler sürekli değil belli zaman noktalarında olmaktadır.
2. Menkul kıymet piyasaları belirli zamanlarda kapalıdır.

Fakat yine de çalışmaların büyük bir çoğunluğu Wiener süreci varsayımı yapmakta, son yıllarda yapılan bazı çalışmalarda kesik-zamanlı süreçler için neler yapılabileceği üzerinde durmaktadır.³

1.1.2. Finansal Varlık Getirileri

Finansal çalışmaların birçoğu fiyatları analiz etmektense, fiyatların birinci momenti olan getiriler üzerinde durmaktadırlar. Campbell, Lo ve MacKinlay⁴ bunun iki sebebi olduğunu belirtmişlerdir. Birincisi, bir varlığın getirisi tam ve ölçekten (scale) bağımsız bir analize imkân tanımaktadır. İkincisi ise, getirilerin istatistikî özellikleri fiyatlara göre daha iyi göstergeler sunmaktadır.

Getirinin avantajlarını sıraladıktan sonra getiri hesaplamasının birden çok yolu bulunduğunu belirtmek gerekecektir.

1. Basit getiri olarak adlandırabileceğimiz ilk getiri hesaplama formülü aşağıdadır:

$$R_t = \frac{(P_t - P_{t-1})}{P_{t-1}}$$

Denklem 1

³ Bu çalışmalardan bazıları için bkz: Terry A. Marsh ve Eric F. Rosenfeld, "Non-trading market making and estimates of stock price volatility", **Journal of Financial Economics** 15, 1986; D. Chinyung Cho ve Edward W. Frees, "Estimating the Volatility of Discreet Stock Prices", **The Journal of Finance**, Cilt 43, No. 2, Haziran 1988; L.C.G Rogers, S.E.Satchell ve Y.Yoon, "Estimating the volatility of stock prices: a comparison of methods that use high and low prices", **Applied Financial Economics** 4, 1994; Andrew Harvey, Esther Ruiz ve Neil Shepard, "Multivariate Stochastic Variance Models", **Review of Economic Studies**, 61, 1994

⁴ J.Y. Campbell, A.W. Lo ve A.C. MacKinlay, **The Econometrics of Financial Markets**, New Jersey, Princeton University Press, 1997, s.9

Burada,

R_t = Finansal varlığın t zamanında gerçekleşen basit getirisi

P_t = t zamanında varlığın fiyatı

P_{t-1} = t-1 zamanında varlığın fiyatı

2. Sürekli bileşik getiri veya logaritmik getiri:

$$r_t = \ln(1 + R_t) = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad \text{Denklem 2}$$

r_t = Finansal varlığın t zamanında gerçekleşen logaritmik getirisi

Finansal çalışmalardaki geleneksel varsayıma göre, basit getiri normal dağılıma uymaktadır. Fakat bu varsayımın geçerliliği şüphe yaratmaktadır. Bunun başlıca üç sebebi bulunmaktadır. Birincisi basit getirinin en alt sınırı -1'dir. Fakat bilindiği gibi normal dağılımın herhangi bir alt sınırı bulunmamaktadır.

İkincisi, bilindiği gibi çoklu dönem getirisi tek dönem getirilerinin çarpımıdır:

$$1 + R_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad \text{Denklem 3}$$

$$1 + R_t [k] = \frac{P_t}{P_{t-k}} = \frac{P_t}{P_{t-1}} \times \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \times \dots \times \frac{P_{t-k+1}}{P_{t-k}}$$

$$= (1 + R_t)(1 + R_{t-1}) \dots (1 + R_{t-k+1})$$

$$= \prod_{j=0}^{k-1} (1 + R_{t-j})$$

Eğer tek dönemin basit getirisi normal dağılıyorsa, çoklu dönem getirisi normal dağılmayacaktır.

Üçüncü ve son olarak da, yapılan deneysel çalışmalar göstermektedir ki, varlık basit getirilerinin artık basıklıkları (excess kurtosis) oldukça yüksek pozitif bir

değere sahiptir. Bu da normal dağılımın basıklık değeri 3 olduğu için normal dağılıma uygun olmayan bir yapıyı sergilemektedir.⁵

Basit getirinin yukarıda sayılan özellikleri nedeniyle finansal çalışmaların birçoğunda logaritmik getiri hesaplanmaktadır. Gerçekten de logaritmik getirinin özellikleri basit getiriye göre normal dağılıma daha uygundur. Normal dağılımın herhangi bir alt sınırı bulunmamasına uygun olarak, logaritmik getirinin de bir alt sınırı bulunmamaktadır. Ayrıca logaritmik getirinin basıklık değeri, basit getirininkine göre normal dağılıma daha uygundur.

1.1.3. Finansal Varlık Değişkenliği

Finansal çalışmaların finansal varlıklarla ilgili olarak odaklandığı ikinci bir konu, fiyatların ikinci momenti olan değişkenliktir (volatility). Değişkenlik, bir gözlemler setindeki gözlemlerin aritmetik ortalama etrafındaki dağılmasının bir ölçüsüdür.⁶ Bu dağılımın en yaygın ölçüm şekli varyans veya varyansın karekökü olan standart sapmadır. “Standart sapma”, ilk olarak 1894 yılında Karl Pearson tarafından hesaplanmıştır ve literatüre kazandırılmıştır.⁷

Fiyatların aksine değişkenlik, piyasada doğrudan doğruya gözlemlenemez. Sadece belli bir model yardımıyla hesaplanabilmektedir.

Değişkenlik ile ilgili literatürde birçok farklı kavram yer almaktadır. Bunlardan önemli olanlarının tanımı, konunun anlaşılabilirliği açısından değer taşımaktadır:

Ekonometri ve finans yazınında değişkenlik kavramı, bir değişkenin zaman içerisinde belirsiz bir biçimde değişmesi süreci olarak tanımlanan rassal süreç varsayımı altında incelenmektedir. Dolayısıyla literatürde değişkenlik anlamında stokastik değişkenlik (stochastic volatility) veya süreç değişkenliği (process volatility) ifadeleri de kullanılmaktadır.

⁵ Ruey S. Tsay, **Analysis of Financial Time Series**, Wiley Series in Probability and Statistics, John Wiley & Sons Inc., ABD, 2002, s.11.

⁶ Collin J. Watson, v.d., **Statistics for Management and Economics**, 5. bs., Allyn and Bacon, ABD, 1993, s.80.

⁷ Çevrimiçi: http://en.wikipedia.org/wiki/Standard_deviation, 18 Şubat 2006

Değişkenlik hesaplama yöntemlerini iki ana grupta incelerken, aşağıda bahsedilen farklı değişkenlik kavramlarıyla karşılaşmaktayız:

1. Öngörülen * değişkenlik (implied volatility ya da implicit volatility), piyasanın belirli bir dönem için gelecekteki değişkenlik bekleyişidir. Opsiyonlarda fiyat, değişkenliğin bir fonksiyonu olduğu için opsiyonun fiyatının bilinmesi halinde öngörülen değişkenliği bulunabilir. Öngörülen değişkenliğin hesaplanabilmesi, bir opsiyon fiyatlama modeli ile birlikte bir matematiksel tahmin yönteminin kullanılmasını gerektirir.⁸

2. İstatistikî değişkenlik (statistical volatility), tarihsel hisse senedi fiyatlarına dayalı olarak bir istatistikî yöntem aracılığıyla hesaplanan değişkenliği ifade etmektedir. İstatistikî yöntemler kullanılarak hesaplanan bu değişkenliğe ampirik değişkenlik veya gerçekleşen değişkenlik (realized, actual veya historical volatility) adı verilmektedir.

Değişkenlik, piyasada direkt olarak gözlemlenemese de varlık getirilerinde çoğunlukla izlenebilen özelliklere sahiptir. Bu özelliklere aşağıdaki satırlarda yer verilmiştir:⁹

1. Değişkenlik kümeleri bulunmaktadır (fiyatlarda meydana gelen yüksek değişimleri yine yüksek değişimler, düşük değişimleri ise düşük değişimler takip eder).

2. Değişkenlik sıçramaları nadiren görülür.

3. Değişkenlik sabit bir aralıkta hareket eder. Başka bir deyişle, değişkenlik çoğunlukla durağandır (stationary).¹⁰

* “Implied volatility” için Türk finans yazınında “öngörülen değişkenlik” terimi yaygın bir kullanım alanı bulmuştur. Fakat geçmişte gerçekleşmiş işlem verileri kullanılarak elde edilen tüm değişkenlikler gerçekleşen (realized) değişkenlik olarak adlandırılırken, bu değerler bir sonraki dönemin değişkenliği için birer tahminleyen olarak da kullanılmakta; bu nedenle tahmini, tahminleyen veya öngörülen değişkenlik adını almaktadırlar. Hesaplanma şekli ne olursa olsun tüm bu tahmini değişkenlik kümesine genel olarak öngörülen değişkenlik adı verilirken, opsiyon fiyatlarında kullanılan değişkenliğe bu kümenin adını vermek ne derece doğrudur, bu bir tartışma konusudur. Belki “opsiyonlardan öngörülen değişkenlik” gibi bir isim tamlaması daha uygun olacaktır. Fakat literatürdeki birliğe uymak adına, bu çalışmada “öngörülen değişkenlik” tamlamasının kullanılması uygun görülmüştür.

⁸ Erk Hacıhasanoğlu, **Menkul Kıymet Piyasasında Volatilitenin Modellenmesi**, Ankara, SPK Yayın No: 139, 2003, s.5

⁹ Tsay, a.g.e., s.80

¹⁰ Durağanlık için bkz.:Damodar N. Gujarati, **Temel Ekonometri**, Çev. Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen, İstanbul, Literatür Yayıncılık, 1999, s. 710-724

4. Değişkenlik, yüksek fiyat artışlarına ve yüksek fiyat düşüşlerine farklı tepkiler verir. Azalan yöndeki fiyat artışları, artan yöndeki fiyat artışlarından daha yüksek değişkenliklere neden olmaktadır. Bu olguya “haberın asimetrik etkisi (asymmetric effect of news)” denmektedir.

Bu özellikler, değişkenlik modellerinin gelişiminde önemli bir rol oynamaktadır. İlerideki bölümlerde de değinileceği gibi, bu özelliklerin zayıf yönlerini ortadan kaldırmak amacıyla bazı değişkenlik modelleri oluşturulmuştur.

Değişkenliğin özelliklerinden bahsedilirken, üçüncü özellik olarak değişkenliğin durağan olduğu vurgulanmıştı. Bu çalışmanın temel amaçlarından birisi değişkenliğin modellenmesidir. Değişkenlik modellerinin sınıflandırılması, durağanlık (stationarity) özelliği üzerine kurulduğu için burada durağanlıktan bahsetmek çalışmanın bütünü için önem taşımaktadır.

Yapılan çalışmalar zaman serilerinin durağan olduğu varsayımına dayanmaktadır. Durağan serilerde serinin ortalaması, varyansı ve otokorelasyonları zamana göre değişmeyip sabittir. Bu koşullardan en az birini sağlamayan süreç durağan değildir.

Durağanlıkta ilk bahsedilen ortalamanın sabit olması, ortalamanın zamana göre değişim göstermemesidir. Sabit ortalamaya koşulsuz ortalama (unconditional mean) adı verilmektedir. Eğimi olan ya da ortalaması belli dönemler için farklı olan bir seri durağan değildir. Zamana bağlı değişen ortalamaya ise koşullu ortalama (conditional mean) denmektedir. İkinci olarak varyansın sabit olması gerekir. Sabit varyansa koşulsuz varyans (unconditional variance), zamana bağlı değişen varyansa koşullu varyans (conditional variance) denmektedir.

Durağanlığın üçüncü koşulu ise otokorelasyonların zamana değil aradaki gecikme sayısına bağlı olduğu, başka bir deyişle sabit olduğudur. Ortalama ve varyans sabit olmasına rağmen otokorelasyonlar zamana göre değişiyorsa seri durağan değildir.¹¹ Ortalama, varyans ve otokorelasyonların sabit olduğu serilere tam durağan seriler denmektedir. Yalnızca ortalamanın ve otokorelasyonların sabit,

¹¹ Bora Kurtuluş, “İktisadi Zaman Serilerinin Tahmininde ARIMA Modellerinin Müdahale Analizi ile Birlikte Kullanılması”, Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2002, s. 9-15

varyansın deęişken olduęu seriler de zayıf duraęan kabul edilmekte, bunlar da alıřmalarda kullanılmaktadır.

Pratikte karřılařılan zaman serilerinin biroęu duraęan deęildir. Fakat dnüşümler yardımıyla bu seriler duraęan hale getirilebilmektedir. Fark alma bu yollardan birisidir.

Varyansı sabit olan serilere homoskedastik (homoscedastic) seriler denmektedir. Ancak pek ok finansal zaman serisinin varyansı sabit deęildir. Deęişken varyansa sahip bu serilere heteroskedastik (heteroscedastic) seriler ismi verilmiřtir. Heteroskedastisitenin varlıęı, klasik test istatistiklerinin varsayımlarına aykırıdır.¹² Örneęin Sıradan En Küçük Kareler (Ordinary Least Squares – OLS) Yöntemi'nin varsayımları homoskedastisite ve normal daęılımıdır. Bu varsayıma uymayan heteroskedastik serilerde çoęunlukla En Yüksek Olabilirlik Yöntemi (Maximum Likelihood – ML) kullanılmaktadır.

1.2. Deęişkenlięin Nedenleri

Finansal varlık fiyatlarından ve getirilerinden bahsettikten, deęişkenlikle ilgili bazı önemli tanımları verdikten ve duraęanlıęa da kısaca deęindikten sonra deęişkenlięe neden olabilecek faktörler, bu alıřmanın amaları aısından önem tařıdığı için bu alt bölümde anlatılmıřtır.

Deęişkenlik, finansal varlık fiyatlarının ikinci momenti olması nedeniyle deęişkenlięin yapısı ve neden oluřtuęu sorusu fiyatların oluřumuna birebir baęlıdır. Gordon Modeli'ne göre herhangi bir varlıęın fiyatı veya deęeri, o varlıktan gelecekte saęlanacak nakit akımlarının belirli bir iskonto oranıyla bugüne getirilmiř deęerleri toplamıdır:

$$P_t = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{CF_t}{(1 + R_t)^t}$$

Denklem 4

¹² Güldal Güleriyüz, "Zaman Serilerinde Volatilitenin İncelenmesi", Yayınlanmamıř Yüksek Lisans Tezi, Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara, 1998, s. 32-42

Burada,

$P_t = t$ zamanında varlığın fiyatı

$R_t =$ Finansal varlığın t zamanında gerçekleşen basit getirisi veya iskonto oranı

$CF_t = t$ zamanındaki nakit akımı

Bu çalışmanın odaklandığı finansal varlık hisse senedi olduğu için Denklem 4'teki CF, sermaye kazancı ve kâr payı oranı olarak adlandırılabilir. Denklem 4'ün anlamı şudur: Hisse senedi fiyatının oluşmasında en etkin belirleyici, kâr payı değişkeninin ileride alması beklenen değeridir. Bu da hisse senedi değişkenliğinin belirlenmesinde “temel” (fundamental) olarak adlandırılan kârlılık, kâr payı ve benzeri değişkenlerin beklenen değerlerinin etkin belirleyiciler olduğu anlamına gelmektedir. Kârlılık, kâr payı gibi değişkenlerin ise makroekonomik değişkenlerden etkilenmesi beklenen bir durumdur. Dolayısıyla fiyatlardaki değişkenliğin temel nedenlerinden birisi olarak makroekonomik faktörlerdeki değişkenlik ele alınabilir. Bu ilişkinin artması, piyasada oluşan fiyatlardaki değişimin ekonominin genelindeki gelişmelerle açıklanabilmesi anlamına gelmektedir. Bu değişkenler, finans literatüründe bu konuda yapılmış birçok çalışmada deneysel olarak incelenmiştir. Üçüncü Bölüm'de anlatılan bu çalışmalardan derlenen bazı makroekonomik değişkenler aşağıda sıralanmıştır:

Makroekonomik değişkenler:

1. Döviz Kuru: Gelişmekte olan ülkelerde, özellikle yüksek enflasyon dönemlerinde yerli paranın değişim, değer ve tasarruf görevlerini yabancı paranın (döviz) üstlendiği görülmektedir. Bu durumda dövizde yaşanacak bir talep artışı, diğer yatırım araçlarından kaçışa neden olmaktadır. Dolayısıyla döviz kurunda oluşacak bir artış hisse senedi fiyatlarının düşmesine neden olmaktadır.

Kriz dönemlerinde hisse senetlerinden dövize geçişin bir başka önemli nedeni de iki enstrüman arasındaki likidite farkıdır. Döviz kurları ayrıca uluslararası yatırımları olan veya ihracat ya da ithalata ağırlık veren kuruluşları etkilemektedir. Dövizde yaşanan yüksek değişkenlik, şirketlerin üretim ve yatırım kararlarında etkileyici olacak, şirketlerin uzun dönemli kârlılıklarını belirleyecektir. Döviz kurlarının şirket bazında bir başka önemi ise, dış borçlanma ile kaynak yaratan

kuruluşların yaşayacakları sıkıntılardır. Özellikle yurtiçi fon kaynaklarında yaşanan daralma nedeniyle ya da büyük meblağlarda borçlanmayı daha düşük faiz oranlarıyla yapabilmek amacıyla dış piyasalardan yapılan borçlanmalar sonucunda kuruluşlar, yüksek kur riskiyle karşılaşmaktadırlar.

Döviz kurunun sermaye piyasasına bir başka etkisi, ülkeye kaynak girişini etkilemesidir. Döviz kurunun tahmin edilmesi, özellikle uzun vadeli yatırım yapmayı plânlayan yabancı kuruluşlar için önem arz etmektedir. Kurların ani dalgalanması, direkt yatırımların gelmesini engelleyecek, bunun yerine riski daha da arttıran ve kısa vadeli dalgalanmalardan kâr sağlayan spekülâtif yatırımcıları cezbedecektir. Ülkeye sıcak para giriş ve çıkışları ise büyük dalgalanmalara sebep olmaktadır.

Döviz kurlarıyla hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi inceleyen birçok çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalarda genel olarak iki değişken arasında istatistikî olarak anlamlı sonuçlar bulunmuş, bazı çalışmalarda bu ilişkinin çift taraflı olduğu sonucuna varılmıştır.¹³

2. Faiz Oranları: Yeni kurulan ya da etkin bir şekilde işlemeyen sermaye piyasaları, kendilerinden beklenen en önemli görev olan kaynak yaratma fonksiyonunu yeterince yerine getirememektedirler. Bu durumda yatırımların devamını sağlamak, işletmenin günlük finansman ihtiyacını karşılayabilmek için bankacılık kesiminden borçlanma gereği ortaya çıkmaktadır. Böylece borçluluk oranı gittikçe büyümekte, faiz oranlarında yaşanan her dalgalanma şirketlerin sermaye yapılarına zarar vermektedir. Faiz oranlarındaki yüksek dalgalanma ve belirsizlik, ayrıca şirketlerin yatırım kararlarını geciktirmekte ve böylelikle ekonominin daralmasına neden olmaktadır.¹⁴ Çalışmalarda faiz oranlarını temsilen hazine bonusu faiz oranları, bankalararası faiz oranları gibi değerler kullanılmaktadır.

3. Ekonomik Büyüme: Bir ekonomide yaşanacak büyüme ile hisse senetleri fiyatları arasında bir ilişki beklenen türden bir ilişkidir. Artan üretim, şirketlerin kaynak akışlarını arttıracak, bu da kârlılığın artmasına neden olacaktır. Çalışmalarda ekonomik aktivite ölçütü olarak genellikle gayri safi milli hasıla (GSMH), gayri safi yurt içi hasıla (GSYİH) ve sanayi üretim endeksi kullanılmaktadır.

¹³ Hacıhasanoğlu, a.g.e., s. 30-32

¹⁴ A.e., s. 32

4. Enflasyon Oranı: Enflasyon oranlarının yükselişi ve dalgalanması, gelecekle ilgili önemli bir belirsizlik faktörüdür. Bu nedenle özellikle çok dalgalanan enflasyon oranları, yatırım kararlarında ertelemelere neden olabilmektedir. Enflasyondaki değişimle hisse senedi fiyatları değişimi arasında negatif bir ilişki beklenmektedir.¹⁵ Enflasyonda bir artış nominal faiz oranını arttıracak, bir başka deyişle değerlendirme modelinde iskonto oranını büyütecektir. Bu da fiyatların düşmesi anlamına gelmektedir.

5. Parasal Büyüklükler: Parasal büyüklükler şirketlerin değerlerini belirleyen faktörlerdendir. Örneğin para arzında yaşanan bir küçülme kısa dönemde faiz oranlarını arttıracaktır. Bununla beraber firmaların satışları azalacak ve dolayısıyla kârlılıkları da azalacaktır. Ayrıca firmaların işletme faaliyetleri için ihtiyaç duydukları krediye ulaşmaları zorlaşacak ya da yüksek maliyetleri kabul etmek zorunda kalacaklardır. Bu da kârlılığı daha da azaltacaktır. Bu nedenlerle fiyatlar ile parasal büyüklükler arasında aynı yönlü bir ilişki olması beklenmektedir.¹⁶ Bu makroekonomik değişken likiditeyi ifade ettiği için likidite ile değişkenlik arasındaki ilişkiyi incelemek açısından önem taşımaktadır.

Makroekonomik değişkenlerin yanında hisse senedi değişkenliği ile ilişkisi olması beklenen diğer bazı değişkenler aşağıda yer almaktadır. Sözü geçen bu değişkenlerle ilgili yapılmış çalışmalara Üçüncü Bölüm'de ayrıntılı olarak yer verilmiştir:

1. Politik Olaylar: Yapılan araştırmalarda, önemli bir politik olayın değişkenlik üzerindeki etkisi, politik olay öncesi ve sonrasındaki değişkenlik incelenerek tespit edilmeye çalışılmaktadır.

2. Liberalizasyon: Çalışmalarda, finansal liberalizasyon sürecinden geçmiş gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi fiyat değişkenliği, liberalizasyon öncesi ve

¹⁵ Robert Geske ve Richard Roll, "The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation", **Journal of Finance**, Cilt 38, No.1, Mart 1983, s.1-33; Nai-Fu Chen, Richard Roll ve Stephen A.Ross, "Economic Forces and the Stock Market", Çevrimiçi: <http://0-web5.epnet.com.library.bilgi.edu.tr>, 8 Şubat 2006

¹⁶ Eugene F. Fama, "Stock returns, real activity, inflation and money", **American Economic Review**, Cilt 71, No.4, 1981, s.545-565; Nozar Hashemzadeh ve Philip Taylor, "Stock prices, money supply, and interest rates: the question of causality", **Applied Economics**, 20, 1988, s.1603-1611

sonrası dönem için tespit edilmekte; liberalizasyonun deęişkenlięi arttırıcı bir etkisi olup olmadığı bulunmaya çalışılmaktadır.

3. İşlem Hacmi (Trading Volume): Çalışmalarda, menkul kıymetler piyasasındaki işlem hacminin deęişkenlięi ile hisse senedi getiri deęişkenlięi arasında ilişki olduğu varsayımı bulunmaktadır.

4. İşlem Sıklığı (Trading Frequency): Yapılan araştırmalarda, işlem sıklığı olarak hisse senedi piyasasındaki belirli bir döneme ait işlem sayısı alınmaktadır ve bu deęerin deęişkenlięi ile hisse senedi deęişkenlięi arasındaki ilişkiye bakılmaktadır.

5. Piyasa Deęeri (Market Capitalization): Literatürde, spekülâtif hareketlerin varlığını tespit edebilmek için hisse senedi deęişkenlięi ile şirketlerin piyasa deęerleri arasındaki ilişkiye bakılmaktadır. Örneğin spekülâtorler, piyasa deęeri görece düşük olan şirketlerin hisse senetlerini, fiyatlarını kısa dönemli alım-satımlarla kolaylıkla etkileyebilecekleri için piyasa deęeri görece daha büyük olanlara tercih edeceklerdir.¹⁷

6. Marj Sistemi (Margin Regulation): Araştırmacılar, özellikle ilk marj deęerinin arttırılmasının deęişkenlięi azaltıcı yönde bir etkisi olup olmadığını incelemektedirler.

7. İşlem Mekanizması ve Gün-içinde Çift Seans Uygulaması: Dünya finans piyasalarından yalnızca 5 hisse senedi piyasasında çift seans uygulaması bulunmaktadır: Bunlar Tokyo, Singapur, Hong Kong, Tayland ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'dır.¹⁸ Çalışmalarda, çift seans uygulamasının deęişkenlięi arttırıcı bir etkisi olup olmadığı test edilmeye çalışılmaktadır.

8. İçten Öğrenenlerin Ticareti (Insider Trading): Araştırmacılar, içten öğrenenlerin ticaretinin deęişkenlięi arttırıcı bir etkisi olup olmadığını test etmektedirler.

9. Fiyat Deęişme Sınırları (Price Limits): Çalışmalarda, fiyat deęişme sınırlarına getirilen deęişikliklerin deęişkenlik üzerindeki etkileri araştırılmaktadır.

¹⁷ Hurşit Güneş ve Burak Saltoęlu, **İMKB Getiri Volatilitésinin Makroekonomik Konjonktür Bağlamında İrdelenmesi**, İstanbul, İMKB Yayınları, 1998, s. 109-110

¹⁸ Gökçe Alp Gökçe ve Serra Eren Sarıoęlu, "Trading Session Effect: The Evidence From İstanbul Stock Exchange", **11th Annual Conference of the Multinational Finance Society**, İstanbul, 3-8 Temmuz 2004, s. 8

10. Kamuya Duyurulmuş Haberler (News Releases): Araştırmacılarca, kamuya açıklanan bilgilerin değişkenlik üzerindeki etkileri ölçülmeye çalışılmaktadır.

Buraya kadar değişkenliğin tanımı, temel kavramları, özellikleri ve nedenleri üzerinde durulmuştur. Bundan sonraki alt bölümde, finansal piyasalarda değişkenliğin geçmişini izleyebilmek için gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalar ayrımıyla birlikte karşılaştırmalı bir anlatım yer almaktadır. Gelişmişlik düzeyi ayrımının yanında finansal araçlar da sınıflandırılarak genel bir durum tespiti yapılmıştır.

1.3. Finansal Piyasalarda Değişkenlik

Değişkenlik hisse senedi, döviz kuru, devlet iç borçlanma senetleri fiyatları ve özellikle gelişmekte olan ülkelerde enflasyon ve benzeri makroekonomik değişkenlerde rastlanan bir olgudur. Finans literatüründe ise daha ziyade hisse senedi ve döviz kuru değişkenlikleri üzerine çalışmalar yapılmıştır.* Bu çalışmanın amacı İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda değişkenliğin araştırılması olduğu için, finansal piyasalarda değişkenlik başlığı altında dünya finans piyasalarında özellikle hisse senedi değişkenliği üzerinde durulmuştur. Fakat diğer yatırım araçlarının değişkenliği ile karşılaştırmalar yapabilmek amacıyla, döviz kuru ve devlet iç borçlanma senetleri (özellikle hazine bonosu) fiyatlarının değişkenlikleri de incelenmiştir.

Son zamanlarda değişkenliğin finans piyasalarında araştırılan önemli konulardan birisi olması birkaç nedene birden dayanmaktadır. Bu nedenlerden birisi, opsiyon ve diğer türev ürün piyasalarının performansının, hisse senedi piyasasının değişkenliği ile yakından ilişkili olmasıdır. Başka bir temel neden ise, Ekim 1987'de Amerika Birleşik Devletleri'nde (A.B.D.) yaşanan finansal krizdir. Bu dönemde hisse senedi ortalama fiyatları yaklaşık % 40 kadar değer kaybetmiş ve finans piyasalarında ciddi bir kriz yaşanmıştır. Bu krize nelerin neden olduğu ve finansal

* Bu çalışmalardan Üçüncü Bölüm'de ayrıntılı olarak bahsedilmiştir.

araçların deęişkenliğinin neden belirli düzeylerin üzerine çıktığı akademik çevreler için önemli bir araştırma konusu olmuştur.¹⁹

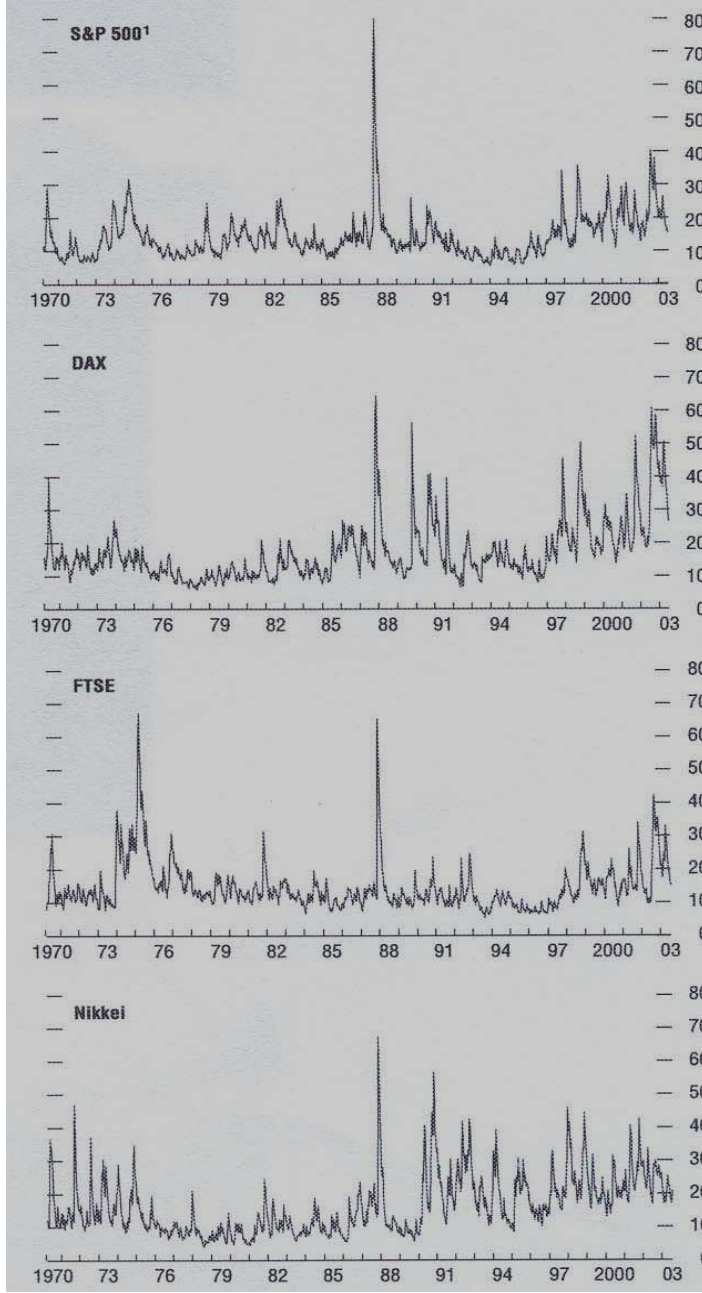
Bu çalışmada dünya finans piyasalarında deęişkenlik, finansal piyasaları gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin finansal piyasaları olarak iki gruba ayırarak incelenmiştir.

1.3.1. Gelişmiş Ülkelerin Hisse Senetleri Piyasalarında Deęişkenlik

Gelişmiş ülke piyasalarının bir kısmı ele alınıp incelendiğinde, bu piyasalarda deęişkenliğin 1987'deki ani yükselişin ardından 1990'lı yılların ortalarından itibaren yükselişe geçtiğini söylemek mümkündür. A.B.D., İngiltere, Almanya ve Japonya hisse senedi piyasaları için hazırlanmış grafikler de bunu doğrulamaktadır.²⁰ Aşağıdaki grafiklerde (Grafik 1, Grafik 2 ve Grafik 3) yer alan deęişkenlik deęerleri, yüzdesel getirilerin yıllık baza getirilmiş standart sapmaları olarak dönen örneklem yöntemiyle ve Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli kullanılarak hesaplanmıştır.

¹⁹ Güneş ve Saltoęlu, a.g.e., s.14

²⁰ Global Financial Stability Report, IMF Reports, s. 65, (Çevrimiçi) [http:// www.imf.org](http://www.imf.org), 13 Ekim 2005



Grafik 1

A.B.D., İngiltere, Almanya ve Japonya Hisse Senedi Değişkenliği (Yüzdesele)

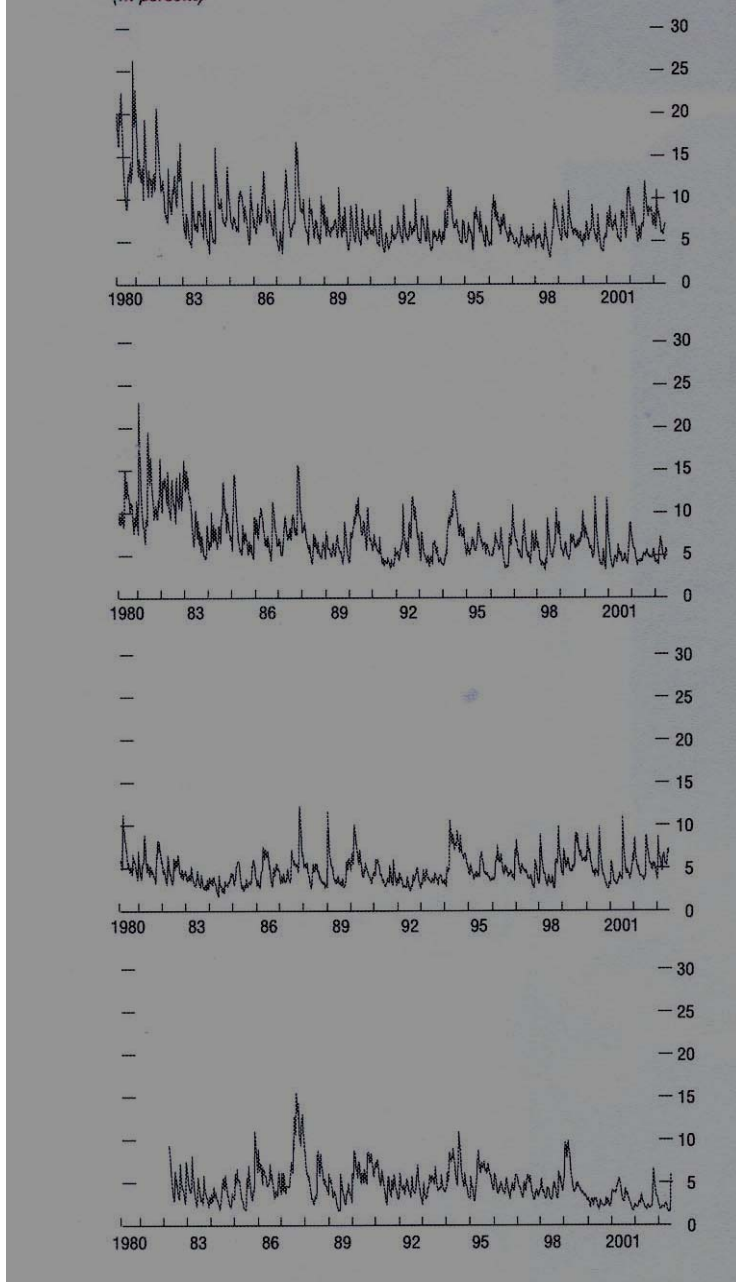
Kaynak: Global Financial Stability Report, IMF Reports, s. 65, (Çevrimiçi) <http://www.imf.org>, 13 Ekim 2005

Grafik 1'den de izlenebileceği gibi, dört ülkenin de piyasasında 2000 yılından itibaren kısmen yükselmiş bir değişkenlik söz konusudur. Bunun ardında yatan muhtemel nedenlerden birisi 11 Eylül 2001'de A.B.D.'de yaşanan terör olayıdır. Bu

olayın ardından yine A.B.D.'de patlak veren muhasebe skandalları (WorldCom ve Enron) ve jeopolitik belirsizlikler de muhtemelen deęişkenlięin son yıllarda yükselmesine neden olmuştur.

Bir karşılaştırma imkânı sağlaması açısından tahvil piyasasındaki deęişkenlik ve döviz kuru deęişkenlięi grafikleri de aşıęıda Grafik 2 ve Grafik 3'te verilmiştir.²¹

²¹ Global Financial Stability Report, IMF Reports, s. 66-67, (Çevrimiçi) [http// www.imf.org](http://www.imf.org), 13 Ekim 2005



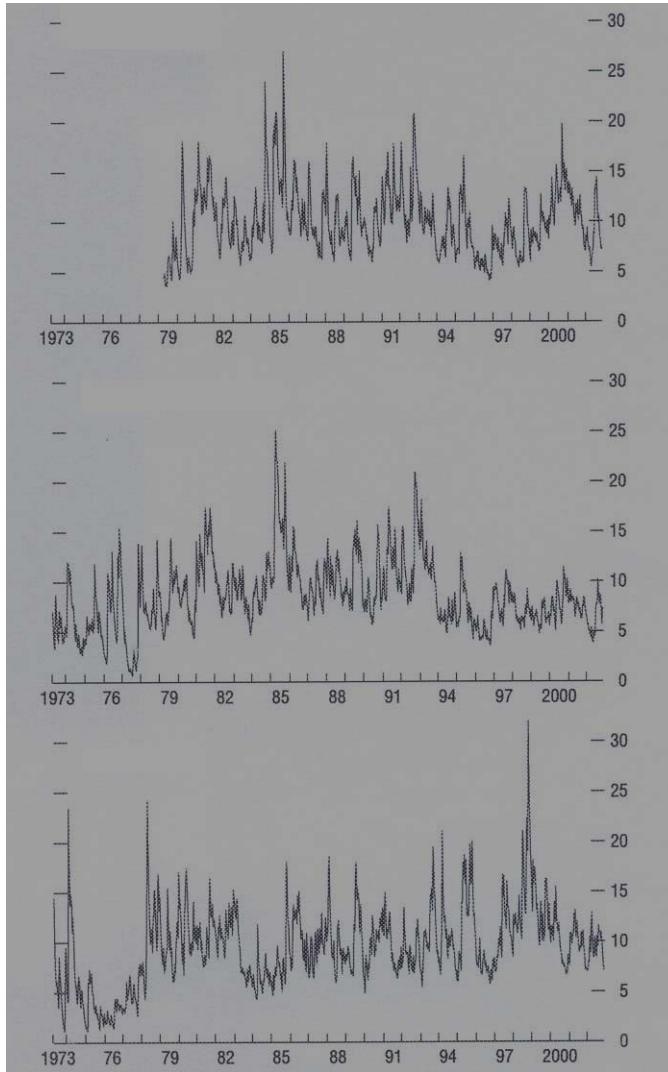
Grafik 2

A.B.D., İngiltere, Almanya ve Japonya Tahvil Piyasası Değişkenliği (Yüzdesele)

Kaynak: Global Financial Stability Report, IMF Reports, s. 66-67, (Çevrimiçi) <http://www.imf.org>, 13 Ekim 2005

Grafiklerden ilki A.B.D., ikincisi İngiltere, üçüncüsü Almanya ve dördüncüsü Japonya tahvil piyasasına aittir.

Tahvil piyasası için 7 ilâ 10 yıl vadeli hazine bonolarından oluşmuş bir endeksin getirileri verilmiştir. Değişkenlik, A.B.D, Almanya ve İngiltere’de 1987 krizinin ardından oldukça sabit bir bant içinde hareket etmiştir. Hisse senedi değişkenliğinin aksine artan bir eğim görülmemektedir. 1994 yılında A.B.D.’nin faiz oranı politikasını değiştirmesiyle birlikte oluşan bir artışa rağmen, hisse senedi piyasasındaki şiddetli hareketlilik bu piyasada bulunmamaktadır.



Grafik 3

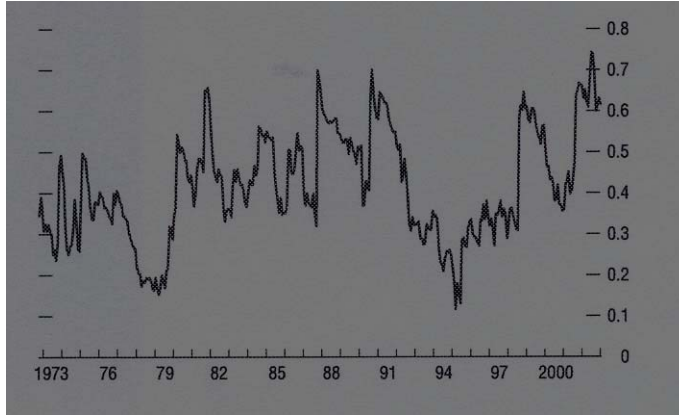
A.B.D., İngiltere, Almanya ve Japonya Döviz Kuru Değişkenliği (Yüzdesel)

Kaynak: Global Financial Stability Report, IMF Reports, s. 66-67, (Çevrimiçi) <http://www.imf.org>, 13 Ekim 2005

Grafik 3 başlığı altındaki grafiklerden ilki Amerikan Doları/Euro, ikincisi Amerikan Doları/İngiliz Poundu, üçüncüsü Yen/Amerikan Doları'na aittir.

Tahvil piyasasında olduğu gibi döviz kuru piyasasında da değişkenlik artan bir eğim içinde değildir. Değişkenlik, sadece belli politika belirsizliklerinin olduğu dönemlerde yükselmiştir. Örneğin 1985'teki Plaza Antlaşması ve 1992'deki Döviz Kuru Mekanizması Krizi gibi. Ayrıca hisse senedi piyasasında aşırı günlük fiyat değişimi diğer iki piyasaya (döviz ve tahvil piyasaları) göre daha sık olmaktadır.

Ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonlar artan bir eğime sahiptir. Bu eğim tahvil piyasasında ise yalnızca bazı ülkeler için geçerlilik taşımaktadır. Finansal piyasalar daha fazla bütünleştikçe ve şirketlerin faaliyetleri uluslararası düzeye yaklaştıkça, bu korelasyon katsayılarının artması beklenmektedir.²² A.B.D., İngiltere, Almanya ve Japonya'ya ait hisse senedi ve tahvil korelasyon katsayıları aşağıda Grafik 4 ve Grafik 5'te yer almaktadır.²³



Grafik 4

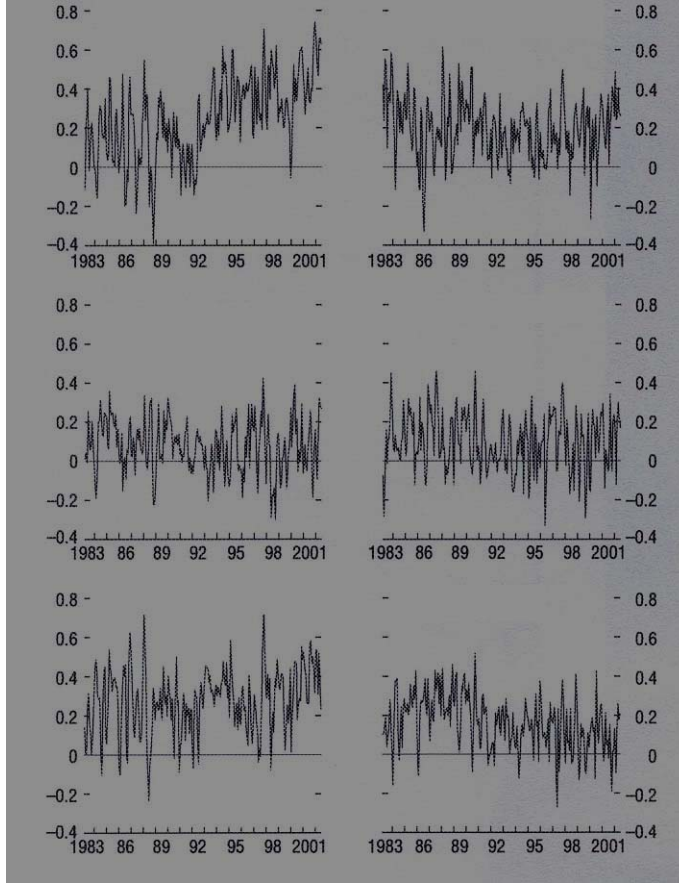
Ortalama Çapraz-Ülke Hisse Senedi Korelasyonları

Kaynak: Global Financial Stability Report, IMF Reports, s. 69-70, (Çevrimiçi) <http://www.imf.org>, 13 Ekim 2005

²² Bkz: Michael D. Bordo, Barry Eichengreen ve Douglas Irwin, "Is Globalization Today Really Different Than Globalization a Hundred Years Ago?" **NBER Working Paper** No. 7195, 1999. Bu çalışmada 1970'lerin ortasından itibaren küreselleşmenin ülke ekonomilerini ve finansal piyasalarını daha entegre hale geldiği kanıtlanmıştır. Aktaran Eser: ²² Global Financial Stability Report, IMF Reports, s. 69-70, Çevrimiçi: www.imf.org, 13 Ekim 2005

²³ Global Financial Stability Report, IMF Reports, s. 69-70, Çevrimiçi: www.imf.org, 13 Ekim 2005

Grafik 4'teki deęerler, iki taraflı lke endekslerinin korelasyon katsayılarının ortalamasıdır. Bařka bir deyiřle, S&P 500 Endeksi ile FTSE Endeksi arasındaki korelasyon, S&P Endeksi ile DAX arasındaki korelasyon, DAX ile NİKKEİ arasındaki korelasyon vb. toplanmıř ve bu toplamın ortalaması alınmıřtır. lke endeksleri S&P 500 (A.B.D iin), FTSE (İngiltere iin), DAX (Almanya iin) ve Nikkei (Japonya iin)'dir. Grafik 4'ten de izlenebileceęi gibi, bu ortalama korelasyon deęeri yıllar iinde artan bir eęime sahiptir. 2002 yılından itibaren yeni bir artıř eęimine girmiřtir.



Grafik 5

İki Taraflı lke Tahvil Piyasası Korelasyonları

Kaynak: Global Financial Stability Report, IMF Reports, s. 69-70, (evrimii) <http://www.imf.org>, 13 Ekim 2005

Grafik 5 başlığı altındaki sol üst taraftaki grafik A.B.D. ve İngiltere, üstteki ikinci grafik A.B.D. ve Almanya; sol orta taraftaki grafik A.B.D. ve Japonya, ortadaki ikinci grafik İngiltere ve Japonya; sol alt taraftaki grafik İngiltere ve Almanya, alttaki ikinci grafikse Almanya ve Japonya tahvil piyasaları arasındaki korelasyonları göstermektedir.

Son yıllarda yapılan çalışmaların da gösterdiği gibi²⁴, ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyon artış eğilimindedir. Fakat aynı yargıya özellikle Japon tahvil piyasası için varmak mümkün değildir. Grafik 5'in de gösterdiği gibi A.B.D., İngiltere ve Almanya tahvil piyasaları arasındaki korelasyonlar düşük düzeyde de olsa yükselme eğilimindeyken, Japon tahvil piyasasının bu ülkeler piyasalarıyla olan korelasyonları son yıllarda düşme eğilimine girmiştir.

Gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasalarında değişkenlik, -tahvil ve döviz piyasalarındaki değişkenlikten farklı olarak- 21. yüzyılın ilk yıllarından itibaren yükselme eğilimine girmiştir. Ayrıca yine tahvil ve döviz piyasalarından farklı olarak, gelişmiş ülke hisse senedi piyasalarının birbirleriyle olan ilişkileri artış eğilimindedir. Korelasyon katsayılarındaki bu artış, riski dağıtmak isteyen yatırımcıların gelişmekte olan piyasalara gözlerini çevirmelerine neden olmaktadır.

1.3.2. Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senetleri Piyasalarında Değişkenlik

Gelişmekte olan ülkelerin finansal piyasaları henüz yeterince çeşitliliğe ve derinliğe sahip olmamasına rağmen, özellikle getiri olanakları doyum noktasına ulaşmış gelişmiş piyasalar için önemli bir yatırım alternatifi oluşturmaktadırlar. Gelişmiş ekonomiler arasında bölgesel ekonomik birliklerin de çoğalmasıyla daha net olarak gözlemlenen korelasyonlardaki artış -yukarıda Grafik 4 ve Grafik

²⁴ Bu çalışmalardan bazıları: Wen-Ling Lin, Robert F. Engle ve Takatoshi Ito, "Do Bulls and Bears Move Across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility", **The Review of Financial Studies**, Cilt 7, No. 3, Sonbahar 1994, s. 507-538; G. Andrew Karolyi ve Rene M. Stulz, "Why Do Markets Move Together? An Investigation of U.S.-Japan Stock Return Comovements", **The Journal of Finance**, Cilt 51, No.3, Temmuz 1996, s. 951-986; Giorgio de Santis ve Bruno Gerard, "International Asset Pricing and Portfolio Diversification with Time-Varying Risk", **The Journal of Finance**, Cilt 52, No.5, Aralık 1997, s. 1881-1912; Francois Longin ve Bruno Solnik, "Extreme Correlation of International Equity Markets", **The Journal of Finance**, Cilt 56, No.2, Nisan 2001, s. 649-676.

5'in de gösterdiği gibi-, riski dağıtmak açısından geliştirmekte olan piyasalara yatırımı teşvik etmektedir. Bu nedenlerle, geliştirmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarına son dönemlerde fon akışının arttığı gözlenmektedir. Geliştirmekte olan ülkeler hisse senedi piyasalarına akan yabancı fon miktarları yıllık bazda aşağıda Tablo 1'de verilmiştir:

Tablo 1
Geliştirmekte Olan Hisse Senedi Piyasalarına Yabancı Fon Akışı²⁵ (Milyar Dolar)

Yıllar	Yabancı Fon Miktarı
1996	32.9
1997	22.6
1998	6.6
1999	12.7
2000	12.4
2001	6.0
2002	5.8
2003	24.8
2004e*	26.8

Tablo 1'de görülen 1998 yılındaki 16 milyar dolarlık düşüşün önemli nedenlerinden birisi, 1997 yılının sonunda Uzakdoğu ekonomilerinin yaşadığı finansal krizdir. 2001 ve 2002 senelerindeki düşük fon akışı miktarları ise, A.B.D.'de yaşanan terör olayının ardından Irak Savaşı'nın patlak vermesi ile bağlantılandırılabilir. 2003 yılında yine büyük bir artışla fon akışı 1997 seviyelerine yükselmiştir.

Bununla birlikte, geliştirmekte olan piyasalara olan ilginin son dönemde artmış olduğunu, bu ülkelerin hisse senedi piyasa değerlerinin gelişiminden de izlemek mümkündür. 1986-2004 dönemi verilerinin yer aldığı Tablo 2, geliştirmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasa değerlerinin toplam dünya hisse senedi piyasa değerlerine oranını yıllar itibariyle vermektedir. 2002-2004 üç yıllık döneminde,

²⁵ Global Development Finance 2005, s.14, (Çevrimiçi) [http:// www.econ.worldbank.org](http://www.econ.worldbank.org), 14 Ekim 2005

* e: Beklenen

gelişmekte olan ülke piyasa değerlerinin bu ülkelerin GSMH değerlerine oranı da Tablo 3'te yer almaktadır.

Tablo 2

Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senedi Piyasa Değerlerinin Gelişimi I²⁶

Yıllar	Gelişmekte Olan Ülkelerin Piyasa Değeri (Milyar Dolar)	Gelişmiş Ülkelerin Piyasa Değeri (Milyar Dolar)	Gelişmekte Olan /Toplam (%)
1986	239	6.276	3,81
1987	320	7.511	4,26
1988	483	9.245	5,22
1989	745	10.967	6,79
1990	614	8.785	6,99
1991	908	10.434	8,70
1992	1.000	9.923	10,08
1993	1.689	12.327	13,70
1994	1.913	13.211	14,48
1995	1.929	15.859	12,16
1996	2.272	17.982	12,63
1997	2.163	20.924	10,33
1998	1.899	25.065	7,58
1999	3.074	32.957	9,33
2000	2.691	29.521	9,12
2001	2.572	25.247	10,19
2002	2.436	20.956	11,62
2003	3.657	28.291	12,93
2004	5.143	32.025	16,06
2005	7.104	36.528	19,45

Tablo 2'den de izlenebileceği gibi, gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarının değerinin tüm dünya hisse senedi piyasalarının değerine oranı 1986 yılında % 3,81 düzeyindeyken, 2005 yılında bu oran % 19,45'e çıkmıştır. Bu oranın 1996 yılında % 12,63 iken 2005 yılına gelinceye kadar çok da fazla artmış

²⁶ İMKB Dergisi, Cilt:8, Sayı:29, s.94

olmamasının nedeni, büyük ölçüde 1997 yılında Güney Doğu Asya’da yaşanan kriz ve 2001’de A.B.D’de yaşanan terör olayına bağlanabilir. Bu iki olayın etkilerine Tablo 1 ile ilgili açıklamanın yer aldığı yukarıdaki paragraflarda da değinilmiştir.

Tablo 3

Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senedi Piyasa Değerlerinin Gelişimi II²⁷

Yıllar	Gelişmekte Olan Ülkelerin Piyasa Değeri (Milyar Dolar)	Gelişmekte Olan Ülkelerin GSMH’leri (Milyar Dolar)	Piyasa Değeri/GSMH (%)
2002	1.806,1	7.297,8	24,75
2003	3.947,3	8.356,5	47,24
2004	5.143,0	9.868,6	52,11

Krizler bir kenara bırakılırsa, gelişmekte olan ülke piyasalarına büyük bir talep olduğu, bu ülkelerin piyasa değerlerinin GSMH’lerine oranlarına bakılarak da söylenebilir (Tablo 3). 2002-2004 dönemi gibi çok kısa bir dönem dahi incelendiğinde oran, iki katından fazla artmıştır.

Gelişmekte olan piyasaların önemi bu şekilde artmaktayken, bu piyasaların getiri ve risk özellikleri de önem taşır hale gelmiştir. Bu piyasalar yüksek getiri ve yüksek risk yapısına sahip piyasalardır. Aşağıda yer alan Tablo 4’te, Ocak 1996 – Mart 2002 dönemine ait gelişmekte olan piyasaların yıllık ortalama getiri-risk yapıları, gelişmiş bazı ülkelerin piyasaları ile karşılaştırılmak üzere verilmiştir.

²⁷ Global Financial Stability Report, Sep.2005, Statistical Appendix, s.171, (Çevrimiçi) <http://www.imf.org>, 14 Ekim 2005

Tablo 4

Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senedi Piyasalarının Yıllık Getiri Tanımsal İstatistikleri²⁸

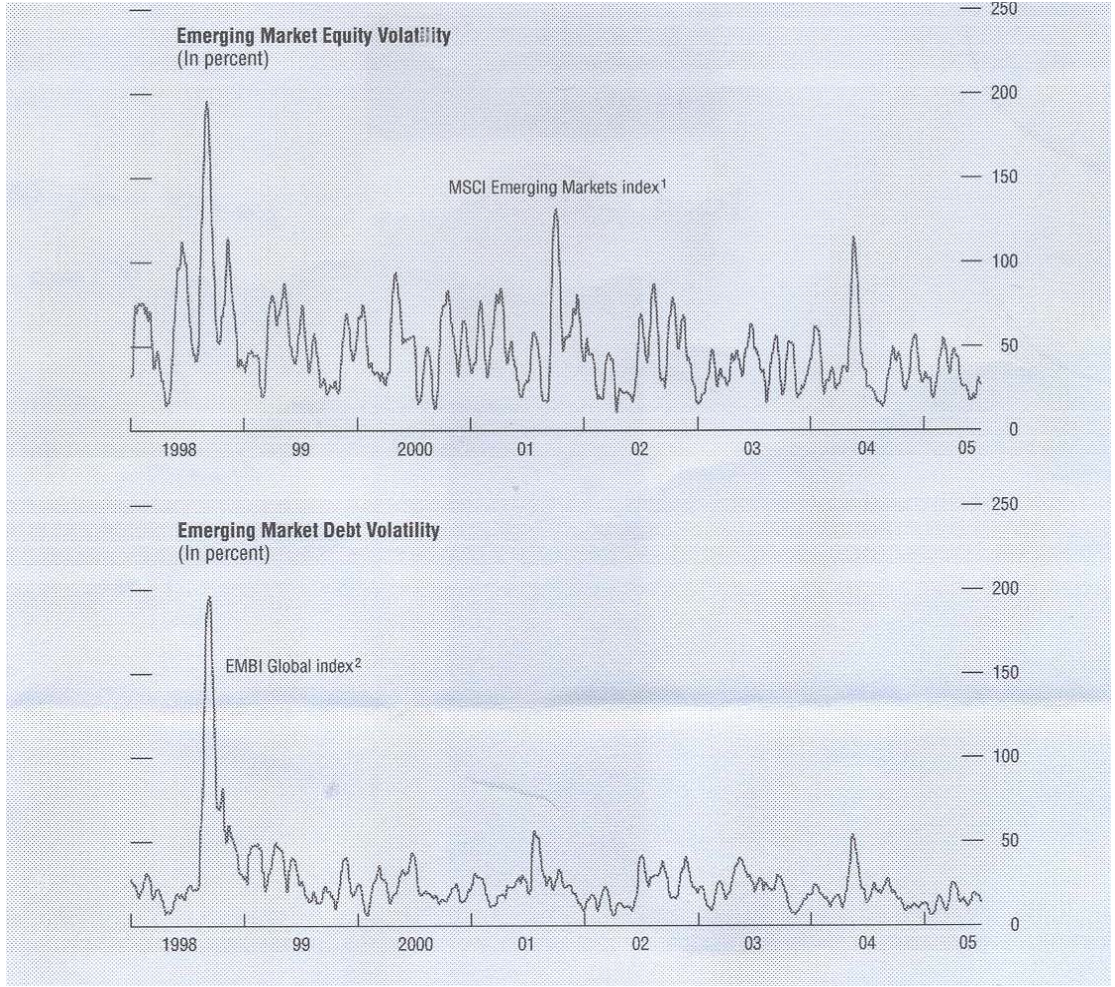
Tanımsal İstatistikler	Gelişmekte Olan Piyasalar	S&P 500	FTSE 100	NIKKEI
Ortalama	0,229596	0,162772	0,133234	0,199694
Medyan	0,220470	0,163090	0,149000	0,196300
Maksimum	0,413240	0,234960	0,186600	0,271500
Minimum	0,097310	0,054620	0,055600	0,107400
Standart Sapma	0,086343	0,040837	0,039828	0,033357
Çarpıklık	0,736807	-0,134900	-0,727549	-0,382630
Basıklık	2,851580	2,871653	2,176972	3,198066
Jarque-Bera	6,489301	0,264077	8,267608	1,848527
Gözlem	71	71	71	71

Tablo 4'ten de izlenebileceği gibi, gelişmekte olan piyasalardan elde edilen yıllık ortalama getiri, gelişmiş piyasaların getirilerinin oldukça üzerindedir. Örneğin, anılan dönemde gelişmekte olan piyasalar, FTSE 100'den % 72 oranında daha fazla getiri sağlamışlardır. Bununla beraber, gelişmekte olan piyasaların riski de daha yüksektir. Tablodaki standart sapma değerlerine baktığımızda, gelişmekte olan piyasaların riskinin gelişmiş piyasaların riskinin yaklaşık 2 katı olduğunu görmekteyiz.

Çarpıklık değerlerinde dikkat çeken nokta, gelişmekte olan piyasaların sağa, gelişmiş piyasalarinsa sola çarpık bir yapıya sahip olmalarıdır. Bunun anlamı, gelişmekte olan ülkelerde getiri değerleri küçük değerlerde; gelişmiş piyasalarda ise büyük değerlerde toplanmıştır. Gelişmekte olan piyasalarda ve FTSE 100'de güçlü bir çarpıklık söz konusudur. Basıklık değerlerine bakıldığında, NIKKEI dışında diğer piyasaların basık bir dağılıma sahip olduklarını söylemek yanlış olmayacaktır. Sonuç olarak, hiçbir ülkenin getiri yapısı normal dağılıma uymamaktadır.

Gelişmekte olan ülkelere ait Ocak 1998- Mart 2005 dönemi hisse senedi ve tahvil piyasası değişkenlik grafikleri de aşağıda Grafik 6'da yer almaktadır.

²⁸ Hacıhasanoğlu, a.g.e., s.24



Grafik 6

Gelişmekte Olan Ülkeler Hisse Senedi ve Tahvil Piyasası Değişkenliği (Yüzdesel)

Kaynak: Global Financial Stability Report, Sep.2005, Statistical Appendix, s.179, (Çevrimiçi) [http:// www.imf.org](http://www.imf.org), 14 Ekim 2005

Grafik 6'dan izlenebileceği gibi, hisse senedi değişkenliği tahvil değişkenliğine göre oldukça hareketli bir yapı sergilemektedir. Hemen hemen aynı dönemlere denk gelen değişkenlik artışları her iki yatırım aracı için de geçerlidir. Özellikle 1998 yılının ortalarında her iki piyasada da değişkenlik en üst düzeye ulaşmıştır. Bu da 1997 yılı sonunda yaşanan Güney Doğu Asya Krizi ile bağlantılandırılabilir.

1.3.3. Gelişmekte Olan Bir Piyasa Olarak İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda Değişkenlik

1986 yılında kurulan İMKB, o tarihten bu yana Türkiye'nin tek organize menkul kıymet borsası olma özelliğini korumaktadır. 1990'lı yılların başlarından itibaren gelişmekte olan ülke piyasalarının öneminin artmasıyla birlikte, İMKB de 1996 yılına gelindiğinde işlem hacmini önemli boyutlara ulaştırmıştır. 1986 yılında İMKB'nin işlem hacminin gelişmekte olan piyasaların işlem hacimlerine oranı binde 2 iken, bu oran 10 yıl içinde % 3'lere kadar çıkmıştır.²⁹ Kurulduğu 1986 yılında 13 milyon dolar işlem hacmi bulunan İMKB, 2005 yılında 201.258 milyon dolarlık işlem hacmine ulaşmıştır.

İMKB'nin gelişimi, hisse senetleri piyasasının değerinin son yıllardaki artışından da izlenebilir (Tablo 5). Tablo 6'da ve Tablo 7'de ise, İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nın işlem hacminin ve işlem gören şirket sayısının gelişmekte olan ülkelerle karşılaştırmaları yer almaktadır.

²⁹ Güneş ve Saltoğlu, a.g.e., s. 25

Tablo 5
İMKB Hisse Senetleri Piyasası Piyasa Değerinin Gelişimi³⁰

Yıllar	İMKB Hisse Senetleri Piyasası Piyasa Değeri (Milyon Dolar)	Gelişmekte Olan Ülkelerin Piyasa Değeri (Milyon Dolar)	İMKB/ Gelişmekte Olan (%)
1986	938	238.617	0,39
1987	3.125	319.706	0,98
1988	1.128	483.135	0,23
1989	6.756	745.278	0,91
1990	18.737	613.621	3,05
1991	15.564	907.871	1,71
1992	9.922	1.000.319	0,99
1993	37.824	1.688.781	2,24
1994	21.785	1.913.273	1,14
1995	20.782	1.929.050	1,08
1996	30.797	2.272.184	1,36
1997	61.348	2.163.095	2,84
1998	33.473	1.899.090	1,76
1999	112.276	3.073.871	3,65
2000	69.659	2.691.452	2,59
2001	47.689	2.572.064	1,85
2002	33.958	2.436.038	1,39
2003	68.379	3.656.722	1,87
2004	98.073	5.143.000	1,91
2005	161.537	7.104.000	2,27

Tablo 5'ten izlenebileceği gibi, işleme başladığı ilk yıl İMKB'nin piyasa değerinin gelişmekte olan piyasaların değerine oranı binde 4 iken, 2005 yılına gelindiğinde bu oran % 2,27 olmuştur. İMKB piyasa değerinin diğer gelişmekte olan ülkeler içindeki payının hâlâ çok düşük düzeylerde olduğu dikkat çekmektedir.

³⁰ İMKB Dergisi, Cilt:8, Sayı:29, s.94

Tablo 6İMKB Hisse Senetleri Piyasası Yıllık İşlem Hacminin Gelişimi³¹

Yıllar	İMKB Hisse Senetleri Piyasası Yıllık İşlem Hacmi (Milyon Dolar)	Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senetleri Piyasası Yıllık İşlem Hacmi (Milyon Dolar)	İMKB/ Gelişmekte Olan (%)
1986	13	82.852	0,02
1987	118	164.721	0,07
1988	115	408.627	0,03
1989	773	1.169.219	0,07
1990	5.854	899.920	0,65
1991	8.502	615.965	1,38
1992	8.567	631.188	1,36
1993	21.770	1.103.746	1,97
1994	23.203	1.665.141	1,39
1995	52.357	1.042.297	5,02
1996	37.737	1.510.529	2,50
1997	59.105	2.666.647	2,18
1998	68.646	1.909.510	3,60
1999	81.277	2.866.867	2,86
2000	179.209	4.051.905	4,42
2001	77.937	2.400.844	3,25
2002	70.667	2.546.742	2,77
2003	99.611	2.896.144	3,44
2004	147.426	3.967.806	3,72
2005	201.258	5.604.092	3,59

Yıllık işlem hacmi bazında da İMKB gelişmekte olan ülkelerin içinde oldukça düşük bir paya sahiptir. 2000 yılında yaklaşık 180 milyar doları bulan yıllık işlem hacmi, 2001 yılında hızla daralmıştır. Bunda 2001 Şubat Krizi'nin büyük bir etkisi olduğu söylenebilir.

³¹ İMKB Dergisi, Cilt:8, Sayı:29, s.94

Tablo 7İMKB Hisse Senetleri Piyasası İşlem Gören Şirket Sayısı Gelişimi³²

Yıllar	İMKB Hisse Senetleri Piyasası İşlem Gören Şirket Sayısı	Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senetleri Piyasası İşlem Gören Şirket Sayısı	İMKB/ Gelişmekte Olan (%)
1986	80	9.618	0,83
1987	82	11.013	0,74
1988	79	11.465	0,69
1989	76	8.709	0,87
1990	110	9.101	1,21
1991	134	9.854	1,36
1992	145	10.730	1,35
1993	160	11.883	1,35
1994	176	14.968	1,18
1995	205	17.954	1,14
1996	228	19.949	1,14
1997	258	20.075	1,29
1998	277	26.354	1,05
1999	285	26.280	1,08
2000	315	25.937	1,21
2001	310	24.880	1,25
2002	288	24.276	1,19
2003	284	25.441	1,12
2004	296	23.982	1,23
2005	302	24.609	1,23

İşleme açıldığı 1986 yılında İMKB’de toplam 80 şirket işlem görmekteydi. Yaklaşık 20 yıl sonra, 2005 yılında bu sayı neredeyse 4 katına çıkmıştır ve 302 adet şirkete ulaşmıştır. 2001 yılına kadar sürekli artış gösteren halka açık şirket sayısı, finansal krizlerden sonra sınırlı sayılarda gerçekleşen halka arzlar ve kotasyondan

³² İMKB Dergisi, Cilt:8, Sayı:29, s.94

çıkarmalar nedeniyle³³ düşüş göstermiştir. 2005 yılında işlem gören şirket sayısının gelişmekte olan ülkelerin tümünde hisse senetleri piyasasında işlem gören şirketlere oranı ancak % 1’ler düzeyindedir.

Tablo 8
İMKB Hisse Senetleri Piyasası Piyasa Değerinin GSMH’ye Oranı³⁴

Yıllar	İMKB Piyasa Değeri/ GSMH (%)
1986	1,69
1987	4,56
1988	1,59
1989	8,40
1990	15,63
1991	10,36
1992	6,27
1993	21,16
1994	16,40
1995	12,44
1996	16,85
1997	32,16
1998	16,45
1999	61,68
2000	34,51
2001	32,18
2002	19,02
2003	28,84
2004	32,75

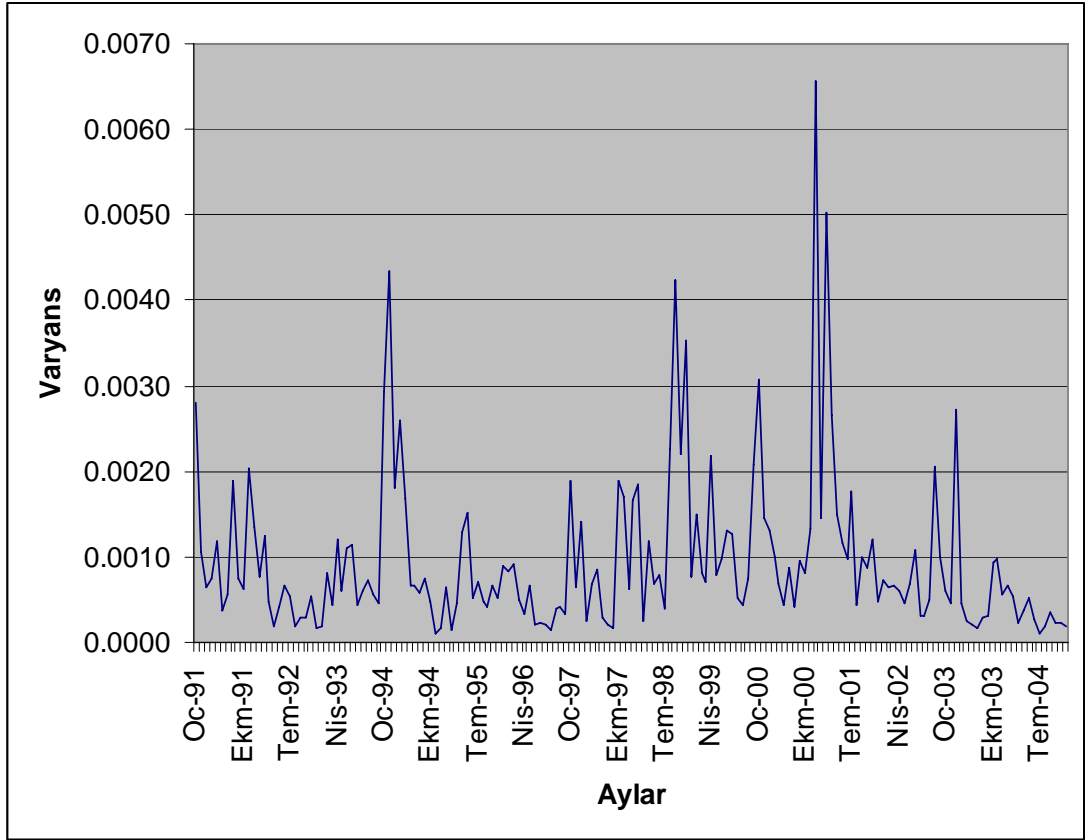
Tablo 8’den de izlenebileceği gibi, 1986 yılında İMKB’nin değerinin GSMH’ye oranı % 2’ler düzeyindeyken 2004 yılında bu oran % 33’lere çıkmıştır. Piyasanın GSMH’ye oranında ciddi bir istikrar görülmemekte, zaman zaman oran % 62’lere çıkarken, bazı yıllar % 6’ya dek düşmektedir. 2004 yılında yaklaşık 300

³³ Türk Sermaye Piyasası 2004, Sermaye Piyasasında Gelişmeler, Yatırımcı Analizi, Aracı Kuruluşlar, Türkiye Sermaye Piyasası Aracı Kuruluşları Birliği, Yayın No.23, İstanbul, Nisan 2005, s.48.

³⁴ (Çevrimiçi) [http:// www.die.gov.tr.](http://www.die.gov.tr), 17 Ekim 2005

milyar dolarlık bir milli gelire oranla İMKB'nin değerinin çok da yüksek olmadığı (gelişmekte olan ülkelerin toplamı ile karşılaştırıldığında – Tablo 3) göz ardı edilmemelidir. Özellikle önemli boyutta bir kayıt dışı ekonominin varlığı da düşünüldüğünde bu oranların görece daha da düşük olduğu anlaşılacaktır.

İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi'nin Ocak 1991- Aralık 2004 dönemi aylık değişkenliği varyans olarak Tarihsel Ortalama Yöntemi ile hesaplanmıştır. Bununla ilgili grafik aşağıdadır:



Grafik 7

İMKB Ulusal-100 Endeksi Aylık Değişkenlik Grafiği (1991-2004)

Grafik 7'den de izlenebileceği gibi İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi oldukça değişken bir yapı sergilemektedir. En yüksek değerini 2001 yılının ilk aylarında bulmuştur. Buradaki yüksek değişkenliğin nedeni 2001'de yaşanan siyasi ve ekonomik krize dayandırılabilir. Ayrıca değişkenliğin kümelenmeler sergilediğini de söylemek yanlış olmayacaktır.

1976-1992 döneminde gelişmekte olan ülkelerin incelendiği bir çalışmada, en yüksek getirinin Arjantin, Filipinler ve Kolombiya'dan sonra Türkiye'de elde edildiği ortaya konmuştur. Çalışmada, analiz döneminde en yüksek standart sapma Arjantin'de bulunmuştur. Bu sonuç, yüksek getirinin yüksek riski de beraberinde getirdiği yargısını desteklemektedir. Arjantin'den sonra en yüksek risk Türkiye'de görülmektedir. İMKB, gelişmekte olan piyasalar arasında bile çok yüksek bir riske sahiptir.³⁵

1997 yılında gerçekleştirilen bir başka çalışmada, İMKB Bileşik Endeksi değişkenliğinin vade yapısının Brownian Hareketi sergilemediği yönünde bir bulguya rastlanmıştır. Başka bir deyişle, İMKB Bileşik Endeksi getirileri zamanla orantılı olarak değişirken, standart sapma ile ifade edilen risk, zamanın karekökünden daha hızlı artmaktadır.³⁶

İMKB, 1986 yılında 80 şirket ile işleme başlamıştır ve aynı yıl 13 milyon dolarlık bir işlem hacmi gerçekleşmiştir. 1989 yılında 32 sayılı kararla, yabancı yatırımcılara Türkiye'deki her türlü menkul kıymete yatırım yapma ve kârını kendi ülkesine transfer etme imkânı verilmiştir. 1994 yılında İMKB'de bütün hisse senedi alım satım faaliyetleri bilgisayar ortamında yapılmaya başlanmıştır. Bu uygulama, bilgilerin fiyatlara hızlı yansımaları sağlaması açısından önemlidir.

Kurulduğu günden bu yana hızlı bir gelişim gösteren İMKB'de, 2005 yılının sonunda 302 adet şirketin hisse senedi işlem görmektedir ve 2005 yılının işlem hacmi 201.258 milyon dolar olarak gerçekleşmiştir. Neredeyse 20 yıllık bir geçmişe sahip olan İMKB, yüksek getiri-risk yapısıyla dikkat çekmektedir. Fakat gelişmiş ülke piyasalarının birbirleriyle olan yüksek ilişki düzeyleri, yatırımcılar için İMKB gibi gelişmekte olan piyasaların yıldızlarının parlamasına neden olmaktadır.

³⁵ Hacıhasanoğlu, a.g.e., s.46-47

³⁶ Mustafa Kemal Yılmaz, "Stock Market Volatility and Its Term Structure: Empirical Evidence From the Turkish Market", **ISE Review**, Cilt: 1, No:3, Temmuz-Eylül 1997, s.25-42

2. DEĞİŞKENLİK MODELLERİ ve TAHMİNLEME

Birinci Bölüm’de değişkenliğin tanımı, temel kavramları, özellikleri ve nedenleri üzerinde durulmuştur. Ayrıca finansal piyasalarda değişkenliğin gelişimi ile ilgili tarihsel bilgiler verilmiştir. Bu bölümde ise, değişkenlik modelleri ayrıntılı olarak ele alınacaktır.

Zaman serisi, bir nicel değişkenin eşit aralıklı ve sıralı zaman birimlerinde gözlemlenen değerleridir.¹ Zaman serisi oluşturulan varlık getirileri de ekonomik veriler gibi yalnızca zamanın bir fonksiyonu olarak ortaya çıkmazlar. Bunların değerlerinin oluşmasında, zaman faktörünün yanında diğer başka değişkenler de etkide bulunmaktadır. Dolayısıyla, serileri zamanın bir fonksiyonu olarak açıklayan belirleyici (deterministic) yöntemleri kullanmak doğru olmayacaktır. Zamana bağlı olaylar rassal karakterde oldukları için söz konusu olaylarla ilgili serilerin gelecek dönemdeki seyrini, bugünkü ve geçmiş dönem değerlerine dayanarak incelemek için rassal yaklaşım gereklidir. Bu nedenle zaman serileri analiz edilirken bu serilere rassal bir süreç olarak bakılması ve analiz için rassal modeller kullanılması gereği ortaya çıkmaktadır.²

Zaman serileri analizlerinde, serinin ortalamasının ve varyansının modellenmesi yapılmaktadır. Bir serinin birinci momenti, o serinin beklenen değeri aynı zamanda da ortalamasıdır. İkinci moment ise serinin varyansıdır. Her iki momentin modellenmesi aşamasında iki ayrı varsayımdan hareket edilmektedir. İlk varsayım, değerlerin geçmiş dönem gözlemlerinden etkilenmediği varsayımdır. Buna koşulsuzluk adı verilmektedir. Bu varsayım ile hesaplanan ortalamaya “koşulsuz ortalama”, varyansa da “koşulsuz varyans” (ya da koşulsuz değişkenlik) denmektedir. Bu varsayımdan hareket eden modeller, varlık getirilerinin bağımsız ve benzer dağıldığını (independent and identically distributed, iid, $[N \sim (\mu, \sigma^2)]$) farz etmektedirler. Başka bir deyişle seriler normal dağılıma uyan, sabit bir ortalaması ve varyansı olan serilerdir. Koşulsuz varyans sonlu, sabit bir varyanstır; veri oluşum süreci boyunca aynı kalan değerdir. Uzun dönemdeki varyansı gösterir.

¹ Watson, a.g.e., s.748

² Mustafa Özer ve Serpil Türkyılmaz, **Türkiye Finansal Piyasasında Oynaklıkların ARCH Modelleri ile Analizi**, T.C. Anadolu Üniversitesi Yayınları; No.1593, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Yayınları; No.186,Eskişehir, 2004, s.8

İkinci varsayıma göreyse, herhangi bir zaman dönemine ilişkin öngörü değeri, kendinden önceki belirli sayıdaki geçmiş dönem gözlem değerinden ve/veya hata teriminden etkilenmektedir. Koşullu ortalamayı modellemeye çalışan yöntem gruplarından en önemlisi olarak Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama (Autoregressive Integrated Moving Average - ARIMA) sayılabilir. Prensipleri George E.P. Box ve Gwilym Jenkins tarafından 1970 yılında yazdıkları kitapta oluşturulan ve belki de şimdiye kadar üzerinde en çok tartışılıp yazılan tek değişkenli bir zaman serisi ortalaması tahmin yöntemidir. Literatürde bu yöntemlere Box-Jenkins veya ARIMA modelleri denilmektedir.³

ARIMA modelinin üç bileşeni vardır; zira ismi de bu bileşenlerin baş harflerinden oluşmaktadır: Otoregresif (AR), Fark Alma (I) ve Hareketli Ortalama (MA). Durağan zaman serilerine uygulanan ARIMA modellerinde herhangi bir zaman dönemine ilişkin öngörü değeri, kendinden önceki belirli sayıdaki geçmiş dönem gözlem değerinin ve/veya hata teriminin doğrusal bir fonksiyonu olarak açıklanmaktadır. Örneğin hem geçmiş dönem gözlem değerinin hem de hata teriminin bir fonksiyonu (ARMA (p,q)) olarak açıklanan bir serinin ifadesi aşağıda verilmiştir. Burada p AR modelinin, q ise MA modelinin terimini göstermektedir:

$$r_t = \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \dots + \phi_p r_{t-p} + \theta_0 \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad \text{Denklem 5}$$

r_t , t'inci döneme ait ortalamanın gözlem değeridir. ϕ ve θ modelin parametreleridir. ε_t ise t'inci dönem hata terimidir. Burada, her bir rassal hata teriminin ortalaması sıfır ve zamana göre varyansı değişmeyen bir normal dağılımdan çekildiği varsayılmaktadır. Ayrıca hata terimleri birbirinden bağımsızdır:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad \text{Hata terimlerinin ortalaması sıfırdır.}$$

$$E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2 \quad \text{Hata terimlerinin varyansı sabittir.}$$

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 \quad \text{Hata terimleri birbirinden bağımsızdır.}$$

$$s, t = 1, 2, \dots, n \quad s \neq t$$

³ Kurtuluş, a.g.e., s.2

Bu tür süreçlere “beyaz gürültü (white noise)” adı verilmektedir.

Yakın zamana kadar zaman serileri ile ilgili çalışmalar koşullu birinci momentler üzerinde yoğunlaşmışlar, daha yüksek dereceli momentlerdeki ilişkileri göz ardı etmişlerdir. Pek çok zaman serisi modelinde, kararları etkileyen etken olarak koşullu dağılımların ortalaması gösterilirken, ortalamalardan sapmaların etkisi modellere dahil edilmemiştir.⁴ Riskin gün geçtikçe artan önemi, serilerin ikinci momentleri olan varyanslarının da modellenmesi ihtiyacını doğurmuştur.

Risk ya da diğer adıyla değişkenlik, olasılık yoğunluğundaki dağılımın bir ölçüsüdür. Bu dağılımın ölçüsü olarak varyans veya onun karekökü olan standart sapma kullanılmaktadır. Değişkenlik hesaplamasında kullanılan modellerin çeşitlenmesi ise varyansın koşulsuz veya koşullu olması varsayımına bağlı olarak değişmektedir.

Koşulsuz değişkenlik modelleri koşulsuz varyansı tespit etmeye yönelik olarak oluşturulmuşlardır.

2.1. Koşulsuz Değişkenlik Modelleri

Daha önce de belirtildiği gibi, koşulsuz değişkenlik modelleri varyans değerlerinin geçmiş dönem gözlemlerinden etkilenmediği varsayımına dayanmaktadır. Koşulsuz değişkenlik modelleri finansta pek çok kullanım alanı bulmuştur. Bunlardan en popüler olanı teknik analizde kullanılan ve “rassal” olarak isimlendirilen türüdür. Finansal ekonometride ise, koşulsuz varyansın tespit edilmesinde “tarihsel değişkenlik modelleri” de denilen bu modellerden yararlanılmaktadır.

2.1.1. Tarihsel Ortalama Modeli (Eşit Ağırlıklı Ortalama Modeli)

Tarihsel Ortalama Modeli (Historical Mean – HM) ile n-günlük değişkenlik ya da t zamanındaki koşulsuz varyansın tarafsız tahminleyeni, aşağıdaki formül kullanılarak hesaplanmaktadır:

⁴ Güleriyüz, a.g.e., s.43

$$\hat{\sigma}_t^2(HM) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{\alpha} \sigma_{T-j}^2$$

Denklem 6

$\hat{\sigma}_t^2$, t zamanındaki varyans tahminleyeni temsil etmektedir. Bu modelde, tahmin edilecek dönemin değişkenliğinin geçmişteki tüm değişkenliklerin eşit ağırlıklı ortalaması olarak hesaplanacağı varsayımı vardır. Varyans hesaplarken çoğunlukla ortalama getiriden sapmaların karesi $(r_t - \bar{r})^2$ yerine getirilerin karesi r_t^2 kullanılmaktadır. Bilindiği üzere günlük getirilerin ortalaması sıfırdır. Dolayısıyla literatürde günlük verilerle çalışırken getirilerin karelerini kullanmak benimsenmiştir.⁵ Oysa ki daha düşük frekansta (örneğin aylık getiriler) verilerle çalışırken ortalama getiriden sapmaların karelerini kullanmak doğru olacaktır.

Zaman zaman uygulamacılar, hesaplanan bu n-günlük tarihsel değişkenliği n-günlük tahmin için kullanmaktadır. Fakat bu yalnızca kısa vadeli tahmin dönemleri için uygun sonuçlar verir. Uzun vadeli tahminler için daha uzun süreli ortalama hesaplama yoluna gidilmelidir. Örneğin 10-günlük bir tahmin yapılacaksa 30 gün veya daha fazla geriye giderek varyans hesaplanmalıdır.⁶

Koşulsuz değişkenlik tüm bir veri seti için tek bir değerdir ve bu değerden sapmalar örneklem hatası olarak adlandırılır. Bu yöntem geleceğin tahminlemede kullanılırken, örneklem hatalarının azalması için mümkün olduğunca geriye gidilmelidir.

Bu yöntemin önemli sorunlarından birisi olağanüstü olayların, ister dün gerçekleşmiş olsun isterse de çok uzak bir geçmişte, koşulsuz varyans değerinin oluşmasında son derece etkili olmasıdır. Sadece tek bir olağandışı getiri bile, n-günlük bir değişkenliği olayın gerçekleştiği günden n. günün sonuna kadar etkilemektedir.

Her ne kadar deneysel çalışmalar, kısa vadeli tahminler için Tarihsel Ortalama Modeli'nin etkin olmadığını kanıtlamışlarsa da, geçmişin geleceğin aynası

⁵ Carol Alexander, **Market Models A Guide to Financial Data Analysis**, John Wiley & Sons Inc., Avustralya, 2001, s. 50

⁶ A.e., s.51

olduğunun düşünöldüğü durumlarda yöntem, hesaplama kolaylığı da göz önünde bulundurularak tercih edilebilmektedir.⁷

Birinci Bölüm’de logaritmik getiri formölünü yazarken, P_t ve P_{t-1} için finansal varlığın t ve $t-1$ tarihlerindeki fiyatı ibaresi kullanılmıştır. Burada fiyat olarak kabul edilen, varlığın kapanış fiyatıdır. Dolayısıyla koşulsuz varyans hesaplarken kullanılan logaritmik getiri, varlığın kapanış fiyatlarıyla hesaplanan getiridir.

Bilindiği üzere, hisse senedi fiyatlarının sürekli rassal süreç içinde (continuous stochastic process) sıfır sürüklenmeli (drift = $\alpha = 0$) Brownian hareketi (Brownian motion with zero drift) sergiledikleri varsayılmaktadır. Birinci Bölüm’de “sürekli rassal süreç”ten ve “Brownian hareketi”nden bahsedilmişti. Sürüklenmenin üzerinde ise durulmamıştı. Aşağıda takip eden paragrafta sürüklenme ile ilgili gerekli açıklama yapılmıştır:

Sürüklenme, değişkenin gelecekte beklenen değeriindeki değişim olarak ifade edilebilir. Sıfır sürüklenme, değişkenin değerinin gelecekte değişmeyeceğini varsayar. Sıfırdan farklı bir sürüklenme ise değişim olacağı varsayımından hareket eder.

⁷ A.e., s. 57

Sıfır sürüklenmeli Brownian Hareketi varsayımı altında pek çok kuramcı, kapanış fiyatlarının dışında başka veriler kullanarak varyans hesaplama modelleri geliştirmişlerdir. Bu varsayımın geliştirilmesi üç ana yönde olmuştur. Birincisi, fiyatların sürekli değil kesikli bir süreç izlediklerini varsayımın içine yerleştirmek olmuştur. İkinci grupta, sıfır sürüklenme yerine belli bir sürüklenmenin olduğunun varsayılması yer almaktadır. Son olarak, açılış fiyatında bir sıçramanın olup olmaması durumuna göre modeller farklılaşmaktadır.⁸

2.1.2. Hareketli Ortalama Modeli

Hareketli Ortalama Modeli'nin (Moving Average –MA) varsayımı, tahmin edilen değişkenliğin son α dönemin değişkenliklerinin eşit ağırlıklı ortalaması

⁸ Bu çalışmalardan önemlileri: 1. Dennis Yang ve Qiang Zhang, “Drift-Independent Volatility Estimation Based on High, Low, Open, and Close Prices”, **Journal of Business**, Cilt 73, No. 3, 2000, s.478; 2. Michael Parkinson, “The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return”, **Journal of Business**, Cilt. 53, No. 1, 1980, s.62-65; 3. Harvinder Kaur, “Time Varying Volatility in the Indian Stock Market”, **Vikalpa**, Cilt 29, No. 4, Kasım-Aralık 2004, s.31; 4. Mark B. Garman ve Michael J. Klass, “On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data”, **Journal of Business**, Cilt:53, No:1, 1980, s. 74; 5. Stan Beckers, “Variances of Security Price Returns Based on High, Low, and Closing Prices”, **Journal of Business**, Cilt 56, No. 1, 1983, s. 97-112; 6. Terry A. Marsh ve Eric F. Rosenfeld, “Non-trading market making and estimates of stock price volatility”, **Journal of Financial Economics** 15, 1986, s.359-372; 7. D. Chinyung Cho ve Edward W. Frees, “Estimating the Volatility of Discreet Stock Prices”, **The Journal of Finance**, Cilt 43, No. 2, Haziran 1988, s.452; 8. James B. Wiggins “Empirical Tests of the Bias and Efficiency of the Extreme-Value Variance Estimator for Common Stocks”, **Journal of Business**, Cilt 64, No. 3, 1991, s.418-419; 9. L.C.G Rogers, S.E.Satchell ve Y.Yoon, “Estimating the volatility of stock prices: a comparison of methods that use high and low prices”, **Applied Financial Economics** 4, 1994, s.241-247; 10. Naoto Kunitomo, “Improving the Parkinson Method of Estimating Security Price Volatilities”, **The Journal of Business**, Cilt. 65, No. 2, 1992, s.295-302; 11. Andrew L. Turner ve Eric J. Weigel, “Daily Stock Market Volatility: 1928-1989”, **Management Science**, Cilt 38, No. 11, Kasım 1992, s.1586-1609; 12. Ajay Pandey, “Extreme Value Volatility Estimators and Their Empirical Performance in Indian Capital Markets”, (Çevrimiçi) <http://www.nseindia.com/content/research/Paper52.pdf>, 26 Nisan 2005

olacağı yönündedir. Tahminde kullanılacak olan α dönemin sayısı araştırmacının tercihine bırakılmıştır.⁹

$$\hat{\sigma}_T^2(MA) = \frac{1}{\alpha} \sum_{j=1}^{\alpha} \sigma_{T-j}^2 \quad \text{Denklem 7}$$

T = Tahmin edilen dönem

2.1.3. Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli

Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli (Weighted Moving Average – WMA) Hareketli Ortalama Modeli'nin bir türevidir. Bu yöntemde, hareketli ortalamadan farklı olarak geçmiş gözlemlerin ağırlıkları eşit değildir. Modelde amaç, daha yakın zamanda oluşmuş olan gözlemlere nispeten eski verilere göre daha fazla ağırlık vermektir.¹⁰ Örneğin, her bir gözlemin ağırlığı % 10'luk basamaklar halinde azalabilmektedir.¹¹ Burada en yakın gözleme en yüksek ağırlık, en eski gözleme ise en düşük ağırlık verilmektedir. Burada ağırlıklar arasındaki fark yine araştırmacının tercihine bağlıdır.

$$\hat{\sigma}_T^2(WMA) = \sum_{j=1}^{\alpha} \lambda_j \sigma_{T-j}^2 \quad \text{Denklem 8}$$

λ_j , her bir gözlemin ağırlığını temsil etmektedir.

2.1.4. Üstel Düzgünleştirme Modeli

Kısa dönem tahminlerinde sıklıkla kullanılan “Üstel Düzgünleştirme Yöntemleri (Exponential Smoothing – ES)”, geçmiş dönem verilerine eşit ağırlık

⁹ Timothy J. Brailsford ve Robert W. Faff, “An evaluation of volatility forecasting techniques”, **Journal of Banking and Finance** 20, 1996, s.426

¹⁰ Ercan Balaban, Aslı Bayar ve R. Faff, “Forecasting Stock Market Volatility: Evidence From Fourteen Countries”, Working Paper 02.04., Center for Financial Research, University of Edinburgh, İngiltere, (Çevrimiçi) <http://joanes.opf.slu.cz/vvr/akce/turecko/pdf/Balaban.pdf>, 21 Aralık 2004

¹¹ Eva Liljebloom ve Marianne Stenius, “Macroeconomic volatility and stock market volatility: empirical evidence on Finnish data”, **Applied Financial Economics**, 7, 1997, s. 420.

veren basit hareketli ortalamalar yöntemine benzeyen, ancak geçmiş dönem verilerine eşit değil farklı ağırlıkların verildiği bir yöntemler topluluğudur. Üstel terimi, verilen ağırlıkların veriler eskidikçe üstel bir şekilde azalması anlamını taşımaktadır. Diğer bir ifadeyle, tahminde kullanılan geçmiş dönem verilerinden en yakın geçmişte gerçekleşenlere yüksek, veriler eskidikçe ise üstel olarak azalan ağırlıklar verilmektedir.¹²

Birçok kuramcı tarafından üzerinde çalışılan yöntem, bu kuramcılar tarafından tahmin serisinin özelliğine göre çeşitlendirilmiştir. Bu yöntemin en önemli alt modelleri:

1. Tekli Üstel Düzgünleştirme
2. Doğrusal Hareketli Ortalamalar
3. Doğrusal Üstel Düzgünleştirme Yöntemleri
 - a. Brown'un Tek Parametrelili Doğrusal Üstel Düzgünleştirme Yöntemi
 - b. Holt'un İki Parametrelili Doğrusal Üstel Düzgünleştirme Yöntemi
4. Doğrusal Olmayan Üstel Düzgünleştirme-Brown'un İkinci Derece Üstel Düzgünleştirme Yöntemi
5. Doğrusal ve Mevsimsel Üstel Düzgünleştirme-Winters Yöntemi

Tekli üstel düzgünleştirme modeliyle, belirgin bir eğimi ve mevsimlik dalgalanması olmayan zaman serilerinin tahmini yapılmaktadır. Tekli üstel düzgünleştirme modelinde tahmini değişkenlik değeri, gözlemlenen en son değişkenlik değeri ile yine yapılmış olan en son değişkenlik tahmininin bir fonksiyonu olarak hesaplanır.

$$\hat{\sigma}_T^2(ES) = (1 - \phi) \hat{\sigma}_{T-1}^2(ES) + \phi \sigma_{T-1}^2 \quad \text{Denklem 9}$$

Düzgünleştirme parametresi (ϕ) sıfır ile bir arasında bir değer almaktadır. Hangi değer daha etkin sonuç verdiği ise deneysel olarak tespit edilebilmektedir. Atamaya sıfır ile başlanıp sonra belli aralıklarla değer arttırılarak denemeler yapılmaktadır. Dimson ve Marsh, 1990 yılında İngiltere Hisse Senetleri Piyasası için

¹² Neyran Orhunbilge, **Zaman Serileri Analizi Tahmin ve Fiyat İndeksleri**, İstanbul, İşletme Fakültesi Yayın No:277, 1999, s.95

yaptıkları çalışmalarında ϕ için optimal deęerin 0.76 olduęunu bulmuşlardır. Brailsford ve Faff'ın çalışmasında ise deęer 0.51 ile 0.98 aralığında yer almaktadır.¹³ İncelenen dönemin ilk tahmini yapılırken genellikle, bir önceki tarihin tahmini deęeri yerine gözlem deęeri kullanılır. Bir dięer yol da birkaç dönem gözlem deęerlerinin ortalamasının kullanılmasıdır.

2.1.5. Üstel Aęırlıklı Hareketli Ortalama Modeli

Üstel Aęırlıklı Hareketli Ortalama Modeli (Exponentially Weighted Moving Average – EWMA), Üstel Düzgünleştirme Modeli'ne benzemektedir. Tahmini deęişkenlik deęeri, gözlemlenen en son deęişkenlik deęeri yerine bu kez, Hareketli Ortalama Modeli ile bulunmuş olan deęişkenlik deęeriyle, yine yapılmış olan en son deęişkenlik tahmininin bir fonksiyonu olarak hesaplanır.

$$\hat{\sigma}_T^2(EWMA) = \psi \hat{\sigma}_{T-1}^2(EWMA) + (1 - \psi) \hat{\sigma}_T^2(MA) \quad \text{Denklem 10}$$

Burada da yine düzgünleştirme parametresinin (ψ) belirlenmesi deneysel çalışmaya dayanmaktadır. Parametrenin optimal deęeri, sıfırdan bire kadar deęerler arasında bir seçim yaparak elde edilebilmektedir. Tse, 1991 yılında Japon Sermaye Piyasası için yaptığı çalışmasında ψ için optimal deęeri 0.86 olarak bulmuştur.¹⁴ Tahminleme için kullanılan bu modelde düzgünleştirme parametresi, eęer kısa vadeli tahmin yapılıyorsa çoęunlukla düşük deęerler atanarak kullanılmaktadır. Uzun vadeli tahminlerde ise aksine yüksek deęerler kullanılmaktadır.¹⁵

2.1.6. Rassal Yürüyüş Modeli

Rassal Yürüyüş Modeli'ne (Random Walk – RW) göre tahmin döneminin en iyi deęişkenlik tahmini, bir önceki dönemin gözlemlenen deęişkenliğidir.

¹³ Brailsford ve Faff, a.g.e., s.426

¹⁴ A.e., s.427

¹⁵ Alexander, a.g.e., s. 59

$$\hat{\sigma}_T^2(RW) = \sigma_{T-1}^2$$

Denklem 11

2.1.7. Basit Regresyon Modeli

Basit Regresyon Modeli (Simple Regression -SR) geçmiş verilere Sıradan En Küçük Kareler Yöntemi'ni uygulayarak katsayılar elde etmekte ve bu katsayıları gelecek verilerin bulunması için kullanmaktadır.

$$\hat{\sigma}_T^2(SR) = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 \sigma_{T-1}^2$$

Denklem 12

2.2. Koşullu Değişkenlik Modelleri

Getirilerin ortalamasını açıklamaya yönelik olarak kullanılan ARIMA modellerinde varyansın sabit olduğu varsayımı yapılmıştır. Fakat gerçekte varyansın değişmezliği varsayımı her zaman geçerli olmayabilir. Herhangi bir zaman serisi gözlendiğinde, periyodik olmayan aşağı ve yukarı yönde dalgalanmalara rastlanabilmektedir. Özellikle hisse senedi ve döviz piyasası araçlarının getirileri gibi finansal varlık getirileri bazı özellikleri nedeniyle bu varsayıma uymazlar:¹⁶

1. Finansal zaman serilerinin dağılımı normal dağılıma uymamaktadır.
2. Getiriler arasında korelasyon olmamasına rağmen, getirilerin kareleri arasında yüksek korelasyon vardır. Özellikle yüksek frekanslı getiriler arasında otokorelasyon bulunmaktadır, dolayısıyla getirilerin bağımsızlıklarından bahsedilemez. Düşük frekanslı getiriler arasında otokorelasyona sıklıkla rastlanmasa da, bu getirilerin kareleri arasında yüksek otokorelasyonlar vardır; bu da yine bağımlılığa işaret etmektedir.

¹⁶ Michael S. Lo, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic Time Series Models", A project submitted in partial fulfillment of the requirements for the degree of master of science in the department of Statistics and Actuarial Science, Simon Fraser University, Nisan 2003, s.1.
(Çevrimiçi): www.stat.sfu.ca/people/alumni/Thesis/Lo.pdf, 9 Şubat 2004

3. Getirilerdeki deęişim kümelenme (volatility clustering) şeklindedir. Büyük deęişimler büyük deęişimleri, küçük deęişimlerse küçük deęişimleri takip eder.

Koşullu deęişen varyansa sahip zaman serilerinin çözümlenmesinde kullanılan yöntemleri iki ana kategoride inceleyebiliriz:

1. İlk kategorideki modeller, varyansın gelişimini tam bir fonksiyon yardımıyla açıklamaya çalışan yöntemlerdir. Bunlara Otoregresif Koşullu Deęişen Varyans (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity -ARCH) modeller ailesi de diyebiliriz.
2. İkinci kategorideki modeller ise varyansı stokastik bir denklem ile tanımlamaya çalışırlar ki, bu modellerden en önemlisi “Stokastik Deęişkenlik Modeli”dir.

Bir önceki bölümde anlatılan koşulsuz deęişkenlik modelleri, varlık getirilerinin bağımsız ve benzer dağıldığı $[N\sim(r, \sigma^2)]$ varsayımına dayanmaktadırlar. Bu modellerin hiçbirisinde zamanla deęişen bir deęişkenlik varsayımı bulunmamaktadır. Fakat izleyen bölümlerde anlatılan modeller, koşullu deęişen varyansı modellemeyi hedeflemiştir.

2.2.1. ARCH Modeller Ailesi

İkinci dereceden momentlerdeki dalgalanmalar 1982 yılında Engel tarafından incelenmiş ve çok kullanılan adıyla ARCH Modeli oluşturulmuştur. Bu modelle Engle, koşullu varyansın modellenbilmesini sağlamıştır. Çalışmasında, varyansların daha önceki verilere bağılı olduğunu göstermiştir. Engel tarafından oluşturulduğu günden beri literatürde pek çok deneysel çalışmada kullanılan ve zaman içinde geliştirilen bu model, ARCH türü modeller grubu olarak bilinen birçok modeli de beraberinde getirmiştir.

2.2.1.1 ARCH Modeli

Bölümün başında Denklem 5’te de verildiği üzere ARMA (p,q) modeli başka bir ifadeyle aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$r_t = \mu_t + a_t, \quad \mu_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} - \sum_{i=1}^q \theta_i a_{t-i} \quad \text{Denklem 13}$$

Burada μ_t , r_t ’nin ortalamasıdır ve F_{t-1} t-1 zamanındaki bilgi setini göstermek üzere:

$$\mu_t = E(r_t | F_{t-1}) \quad \text{Denklem 14}$$

Getiri serisinin varyansı ise:

$$\sigma_t^2 = \text{Var}(r_t | F_{t-1}) = E[(r_t - \mu_t)^2 | F_{t-1}] \quad \text{Denklem 15}$$

Denklem 13’ten a_t ’nin $(r_t - \mu_t)$ olduğunu biliyoruz. Dolayısıyla:

$$\sigma_t^2 = \text{Var}(r_t | F_{t-1}) = E[(r_t - \mu_t)^2 | F_{t-1}] = \text{Var}(a_t | F_{t-1}) \text{ olur.} \quad \text{Denklem 16}$$

Buradan varılan sonuç, koşullu değişkenliğin modellenmesi bir anlamda hata terimlerinin varyanslarının modellenmesidir.

Birinci dereceden otoregresif bir denklem düşünelim:¹⁷

$$y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{Denklem 17}$$

Burada ε_t , t’inci dönem hata terimidir ve beyaz gürültü bir süreçtir $[N(0, \sigma^2)]$. y_t ’nin koşullu ortalaması γy_{t-1} ve koşulsuz ortalaması sıfırdır. Koşullu varyansı σ^2 iken koşulsuz varyansı $\sigma^2 / (1 - \gamma^2)$ ’dir.

Fakat daha iyi tahmin aralıkları bulabilmek için y_t dışsal (exogenous) değişkenlerle açıklanmaya çalışılmıştır. Sıfır ortalamaya sahip dışsal değişken içeren bir hareketli ortalama modeli aşağıdaki gibi oluşturulmuştur:

¹⁷ Robert F. Engle, “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, **Econometrica**, Cilt 50, No 4, Temmuz 1982, s. 988

$$y_t = \varepsilon_t x_{t-1}$$

Denklem 18

Burada da yine $\varepsilon_t, [N \sim (0, \sigma^2)]$ 'dir. y_t 'nin koşullu varyansı $\sigma^2 x_{t-1}^2$ olduğu için tahmin aralığı dışsal varlığa dayalı olarak değişmektedir. Dışsal değişkenin belirlenmesindeki zorluklar nedeniyle koşullu varyansın, değişkenin geçmiş değerleriyle ilişkisini göz önüne alarak açıklayan, bir başka deyişle içsel (endogenous) değişken kullanan aşağıdaki model, Granger ve Andersen tarafından 1978 yılında geliştirilmiştir:¹⁸

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

Denklem 19

Şimdi y_t 'nin koşullu varyansı $\sigma^2 y_{t-1}^2$ olmuştur. Fakat koşulsuz varyans sıfır veya sonsuzdur.

Oysa aranan durum koşulsuz varyansı sonlu çıkan bir çözümdür. Bu sorun da Engle'in 1982 yılında geliştirdiği ARCH Modeli ile çözülmüştür:

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

Denklem 20

$$h_t = \omega + \alpha_1 y_{t-1}^2$$

Denklem 21

Bu kez $\varepsilon_t, [N \sim (0,1)]$ 'dir.

$$(1) y_t | F_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$(2) h_t = \omega + \alpha_1 y_{t-1}^2$$

(3) Varyans fonksiyonu:

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

p burada ARCH Modeli'ndeki dereceyi vermektedir; α ise bilinmeyen parametreleri temsil etmektedir. ARCH regresyon modelinde y_t serisinin ortalaması

¹⁸ A.e.

$x_t\beta$ dışsal ve içsel değişkenlerin dahil edildiği doğrusal kombinasyondan oluşur. Bu değişkene ait bilgiler F_{t-1} bilgi setinde mevcuttur.

$$(4) y_t | F_{t-1} \sim N(x_t\beta, h_t)$$

$$y_t = x_t\beta + \varepsilon_t$$

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

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

Denklem 16'nın ardından "koşullu değişkenliğin modellenmesi bir anlamda hata terimlerinin varyanslarının modellenmesidir" denmişti. Yukarıdaki Denklem 20'yi hata terimleri için yazarsak:

$$a_t = \varepsilon_t \sigma_t$$

Denklem 22

Burada $\sigma_t, \sqrt{h_t}$ notasyonu yerine kullanılmıştır.

Denklem 21 ise:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 a_{t-1}^2$$

Denklem 23

şeklini alır.

ARCH Modeli'nin bu iki önemli denklemi (Denklem 22 ve Denklem 23) hatanın varyansını kendisinin geçmiş değerlerine bağlı olarak açıklamaktadır. Denklemi ARCH (m) Modeli olarak yazarsak:

$$a_t = \varepsilon_t \sigma_t, \quad \sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m a_{t-m}^2$$

Denklem 24

$$\omega > 0 \text{ ve } \alpha_i \geq 0, i > 0 \text{ ve } \sum_{i=1}^m \alpha_i < 1$$

2.2.1.1.1 ARCH Modeli'nin Özellikleri

ARCH Modeli'nin özelliklerine kısaca değinmek modeli daha iyi kavrayabilmek açısından kaçınılmazdır. Modeli ARCH(1) olarak yazıp özelliklerine bakarsak¹⁹:

$$a_t = \varepsilon_t \sigma_t, \quad \sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 a_{t-1}^2 \quad \text{Denklem 25}$$

1. ARCH Modeli doğrusal bir modeldir.
2. Yukarıda da vurgulandığı gibi Engle, ARCH Modeli'nde hata terimlerinin normal dağıldığı varsayımını kullanmıştır. Normal dağılımın özelliklerini bir kez hatırlamak gerekirse:
 - a) Normal dağılımın birinci momenti (ortalaması) sıfırdır.
 - b) İkinci momenti, başka bir deyişle varyansı σ^2 , 1'dir.
 - c) Normal dağılım simetriktir. Dolayısıyla üçüncü momenti olan çarpıklığı da sıfırdır.
 - d) Basıklık olarak nitelendirilen dördüncü moment $3\sigma^4$ 'tür. Varyansı 1 olduğu için dördüncü momenti de 3 olmak durumundadır. Basıklığı 3 olan dağılımlara mezokörtik (mesokurtic) dağılım da denmektedir. Basıklığı 3'ten büyük olan serilere leptokörtik (leptokurtic) (bu serilerin dağılımları normal dağılımdan daha yüksek tepe noktasına sahiptir), küçük olan serilere de platikörtik (platykurtic) seriler ismi verilmektedir.

Hataların (a_t) koşulsuz ortalaması sıfırdır.

$$E(a_t) = E[E(a_t | F_{t-1})] = E[\sigma_t E(\varepsilon_t)] = 0$$

3. Hataların koşulsuz varyansı artık sıfır veya sonsuz değildir.

$$Var(a_t) = E(a_t^2) = E[E(a_t^2 | F_{t-1})] = E(\omega + \alpha_1 a_{t-1}^2) = \omega + \alpha_1 E(a_{t-1}^2)$$

Hatalar serisi durağan bir seri olduğu için her bir dönemin hatasının varyansı birbirine eşittir: $Var(a_t) = Var(a_{t-1}) = E(a_{t-1}^2)$ Yukarıdaki bir önceki denklemde yerine koyarsak:

$$Var(a_t) = \omega + \alpha_1 Var(a_t)$$

$$Var(a_t) = \frac{\omega}{1 - \alpha_1}$$

¹⁹ Tsay, a.g.e., s.83

Varyans daima pozitif olmak durumunda olduğunda için $\omega > 0$ ve $0 \leq \alpha_1 < 1$

4. ARCH süreçlerinin simetrik olması nedeniyle üçüncü moment olan çarpıklıkları da sıfıra eşittir.

5. Normal dağılımda basıklık $3\sigma^4$ 'dir. Basıklık $= \frac{\mu_4}{\mu_2^2}$ ile ölçülmektedir.

ARCH süreçlerinde $Var(a_t) = \frac{\omega}{(1 - \alpha_1)} = \sigma^2$ formülünü μ_4 formülüne

yerleştirirsek:

$$\mu_4 = \frac{3\omega^2(1 + \alpha_1)}{(1 - \alpha_1)(1 - 3\alpha_1^2)}$$

$$\frac{\mu_4}{\mu_2^2} = 3 \frac{\omega^2(1 + \alpha_1)}{(1 - \alpha_1)(1 - 3\alpha_1^2)} \times \frac{(1 - \alpha_1)^2}{\omega^2} = 3 \frac{1 - \alpha_1^2}{1 - 3\alpha_1^2} > 3$$

Burada α_1 ile ilgili bir başka kısıt ortaya çıkmaktadır: $0 \leq \alpha_1^2 < 1/3$.

Formülden de görüldüğü üzere ARCH süreçlerinin basıklığı 3'ten büyüktür dolayısıyla leptokörtik bir yapısı vardır. Dolayısıyla ARCH sürecinin şok üretme ihtimali, beyaz gürültü sürecinin şok üretme ihtimaline göre daha yüksektir. İşte bu nedenle varlık getirilerinde şoklar, bağımsız ve benzer dağılım sergileyen bir seriye göre daha sıklıkla oluşur.²⁰

6. ARCH Modeli'ne göre t-1 anından t-m anına kadar seriye uygulanan bütün şoklar hata terimini doğrudan etkilemektedir.²¹

7. Varyans, hata karelerinin otoregresyonu olarak modellendiğinden, şokların işaretlerinin seriye bir etkisi yoktur. Önemli olan şokun mutlak değeridir. Negatif veya pozitif şoklar, mutlak değerleri aynı olduğu sürece seriye aynı şekilde etki ederler.

2.2.1.1.2 ARCH Modeli'nin Zayıf Yönleri²²

²⁰ Tsay, a.g.e., s. 85

²¹ Gülerüz, a.g.e., s. 47-48

²² Tsay, a.g.e., s. 86

1. ARCH Modeli'ne göre negatif veya pozitif şoklar, mutlak değerleri aynı olduğu sürece seriyeye aynı şekilde etki ederler çünkü varyans bir önceki dönem hatasının karesine bağlı olarak oluşmaktadır. Fakat gerçek hayatta bilinir ki, finansal varlığın fiyatı pozitif ve negatif şoklara farklı yönlerde tepkiler vermektedir.
2. ARCH Modeli oldukça fazla kısıtlar içeren bir modeldir. Kısıtlar daha yüksek dereceden modellerde daha da karmaşık hale gelmektedirler.
3. ARCH Modeli, koşullu varyansı mekanik bir yolla açıklamaya çalışan fakat finansal zaman serilerindeki varyansın nedenini araştırmayan bir modeldir.
4. Model, varyansı aşırı yüksek tahmin eder çünkü model büyük şoklara yavaş bir şekilde yanıt vermektedir.

2.2.1.2 GARCH Modeli

Her ne kadar ARCH Modeli basit bir model olsa da, varlık getirisinin varyansını açıklayabilmek için pek çok kistası sağlamak durumundadır. Bu nedenle araştırmacılar, başka modellerin arayışı içine girmişlerdir. Bollerslev, 1986 yılında Journal of Econometrics'de yayımlanan makalesinde Engle'in ARCH Modeli'ni geliştirerek Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Değişen Varyans (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity - GARCH), GARCH Modeli'ni oluşturmuştur.²³ GARCH Modeli, hem otoresif hem de hareketli ortalamalar terimlerinin koşullu varyansın modellenmesinde kullanabilmesini sağlamaktadır. GARCH(m,s) Modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$a_t = \varepsilon_t \sigma_t, \quad \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad \text{Denklem 26}$$

Burada da yine $\varepsilon_t, [N\sim(0,1)]$

²³ Tim Bollerslev, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", **Journal of Econometrics** 31, Kuzey Hollanda, 1986, s. 307-327

$\omega > 0$ ve $\alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$ ve durağan bir süreç olabilmesi için $\sum_{i=1}^{\max(q,p)} (\alpha_i + \beta_i) < 1$

Formülden de anlaşılacağı üzere ω parametresinin sıfır olması, süreci bir ARCH(m) süreci haline getirmektedir.

2.2.1.2.1 GARCH Modeli'nin Özellikleri

GARCH Modeli'nin özelliklerini, modeli GARCH(1,1) olarak yazıp inceleyelim²⁴:

$$a_t = \varepsilon_t \sigma_t, \quad \sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad \text{Denklem 27}$$

1. Hata terimlerinin beklenen değeri sıfırdır.
2. Hataların koşulsuz varyansı:

$$\text{Var}(a_t) = \frac{\omega}{1 - \alpha_1 - \beta_1}$$

3. Basıklık 3'ten büyüktür:

$$\frac{\mu_4}{\mu_2^2} = 3 \frac{1 - (\alpha_1 + \beta_1)^2}{1 - (\alpha_1 + \beta_1)^2 - 2\alpha_1^2} > 3$$

ARCH Modeli'nde olduğu gibi bu modelde de normal dağılımdan farklı olarak kuyruklar şişkindir.

4. Büyük bir a_{t-1}^2 veya σ_{t-1}^2 , büyük bir varyans oluşmasına sebep olur. Bu şu demektir: Büyük bir a_{t-1}^2 büyük bir a_t^2 tarafından izlenecektir. Bu da varyans kümelenmesine neden olacaktır.
5. Model, varyansın açıklanması için basit bir model olma özelliği sergilemektedir. Yüksek dereceden gecikmeli bir ARCH Modeli yerine GARCH kullanarak çok daha az parametrelili bir model oluşturmak daha kolaydır.

²⁴ Tsay, a.g.e., s. 93-95.

2.2.1.2.2 GARCH Modeli'nin Zayıf Yönleri

Model aslında ARCH modelinin dezavantajlarına benzer dezavantajlara sahiptir:

1. Negatif veya pozitif şoklar, mutlak değerleri aynı olduğu sürece seriye aynı şekilde etki ederler.
2. GARCH Modeli oldukça fazla kısıtlar içeren bir modeldir. Kısıtlar daha yüksek dereceden modellerde daha da karmaşık hale gelmektedirler.
3. GARCH Modeli koşullu varyansı mekanik bir yolla açıklamaya çalışan fakat finansal zaman serilerindeki varyansın nedenini araştırmayan bir modeldir.
4. Yüksek frekanslı finansal zaman serileri ile yapılan son dönemdeki deneysel çalışmalar, GARCH Modeli'nin kuyruk davranışının normal dağılımın davranışından oldukça farklı olduğunu göstermektedir.

2.2.1.3 IGARCH Modeli

Bir serinin durağan olabilmesi için karakteristik denklemin köklerinin birim çember içinde olması gerekir. Karakteristik köklerin birim çember içinde olabilmesi için denklem katsayılarının toplamının birden küçük olması, dolayısıyla her bir parametrenin mutlak değerinin birden küçük olması gerekmektedir.

Bazı GARCH süreçlerinde durağanlık koşulu sağlanamamaktadır. Engle ve Bollerslev 1986 yılındaki çalışmalarında, GARCH modelini geliştirerek koşullu varyansın birim kök içerdiği durumlar için Entegre GARCH (Integrated GARCH - IGARCH) modelini oluşturmuşlardır. Burada α_i ve β_i katsayılarının toplamı bire eşittir.²⁵

²⁵ A.Tolga Ünal, "GARCH Models And An Application To Stock Return Volatility With The Effect Of Daily Trading Volume In Istanbul Securities Exchange", A Master's Thesis, The Department Of

Bir IGARCH(1,1) Modeli aşağıdaki gibi yazılır:²⁶

$$a_t = \varepsilon_t \sigma_t \quad \sigma_t^2 = \omega + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + (1 - \beta_1) a_{t-1}^2 \quad \text{Denklem 28}$$

$$1) \beta_1 > 0$$

Eğer GARCH Modeli'ndeki α_i ve β_i 'nin toplamı 1'e eşitse, o zaman Engle ve Bollerslev'in IGARCH Modeli'ni seriyi açıklamakta kullanmak daha doğru olacaktır.²⁷

IGARCH Modeli'ni takip eden serilerde, t anında oluşan herhangi bir şok etkisi seriyi daima etkiler ve bu etkinin boyutu değişmez.

2.2.1.4 ARCH-M ve GARCH-M Modelleri

Engle, Lilien ve Robins 1986 yılında *Econometrica*'da yayımladıkları makalelerinde faizlerin vade yapısıyla ilgili bir çalışmalarını anlatmışlardır.²⁸ Burada ARCH Modeli'ni geliştirerek, bir serinin ortalamasının kendi koşullu varyansına bağlı olduğunu ileri sürmüşler, modellerine de ARCH-M ya da Ortalamada ARCH Modeli ismini vermişlerdir. Ortalamanın varyanstan etkilenmesi durumu özellikle finansal varlıklar için geçerli olmaktadır.

ARCH-M ve GARCH-M Modelleri varyansın koşullu ortalama üzerindeki etkisini en iyi açıklayan modellerdendir.²⁹

ARCH ve ARCH-M Modelleri arasındaki fark, ortalama formülündeki koşullu varyans terimidir. Bir ARCH-M(1,1) Modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$r_t = \mu + c \sigma_t^2 + a_t$$

Economics and The Institute of Economics and Social Sciences of Bilkent University, Ankara, 1995, s.7

²⁶ Tsay, a.g.e., s.100

²⁷ Shin-Herng Chu ve Steven Freund, "Volatility Estimation for Stock Index Options: A GARCH Approach", **The Quarterly Review of Economics and Finance**, Cilt:36, No:4, Kış 1996, s.437

²⁸ Robert F. Engle, David M.Lilien ve Russell P.Robins, "Estimating Time Varying Risk Premia In The Term Structure: The Arch-M Model", **Econometrica**, Cilt 55, No. 2, Mart 1987, s. 391-407

²⁹ Christian Gouriéroux, **ARCH Models and Financial Applications**, Springer-Verlag New York, Inc., ABD, 1997, s. 36

$$a_t = \varepsilon_t \sigma_t \quad \sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 a_{t-1}^2 \quad \text{Denklem 29}$$

Burada c sabit bir katsayıdır. Pozitif sonlu varyansın ve durağanlığın sağlanabilmesi için gerekli koşullar:

$$\omega > 0 \text{ ve } 1 > \alpha_1 \geq 0$$

Aynı şekilde GARCH-M Modeli de ortalama eşitliğine koşullu varyansın yanı sıra hata terimlerinin gecikmeli verilerini dahil etmektedir.

Bir GARCH-M(1,1) Modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$r_t = \mu + c \sigma_t^2 + a_t$$

$$a_t = \varepsilon_t \sigma_t \quad \sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad \text{Denklem 30}$$

2.2.1.5 Üstel GARCH (EGARCH) Modeli

Buraya kadar ele alınan ARCH ve GARCH modellerinde haberin varyans üzerindeki etkisinin simetrik olduğu varsayılmıştır. Hataların ve geçmiş dönem değişkenliklerinin karelerinin alınmasından da anlaşılacağı gibi, bu modeller değişkenliğin yalnızca büyüklüğü ile ilgilenmişler, işaretini hesaba katmamışlardır. Oysa finansal piyasalarda azalan yöndeki dalgalanmaların artan yöndeki dalgalanmalardan daha yüksek değişkenliklere neden olduğu sıklıkla gözlenmektedir. Bu nedenle, Nelson tarafından değişkenlikteki asimetrik yapıyı dikkate alan Üstel GARCH (Exponential GARCH - EGARCH) Modeli 1990 yılında oluşturulmuş, bir yıl sonra da, 1991 yılında geliştirilmiştir.³⁰

EGARCH Modeli, geçmiş dönem hata terimlerinin sadece büyüklüğüne değil aynı zamanda işaretine de bağlı olarak açıklanan varyans modelidir. Negatif olmama

³⁰ Daniel B. Nelson, "Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, Cilt 59, No. 2, Mart 1991, s.347-370

sınırlamalarından kaçınmak için logaritmik olarak ifade edilen EGARCH(m,s) Modeli aşağıdaki gibidir:³¹

$$a_t = \varepsilon_t \sigma_t \quad \ln(\sigma_t^2) = \omega + \frac{1 + \beta_1 B + \dots + \beta_s B^s}{1 - \alpha_1 B - \dots - \alpha_m B^m} g(\varepsilon_{t-1}) \quad \text{Denklem 31}$$

$$g(\varepsilon_t) = \theta \varepsilon_t + \gamma [|\varepsilon_t| - E(|\varepsilon_t|)] \quad \text{Denklem 32}$$

Burada ω , θ ve γ sabit katsayılardır. B, geri kaydırma işlemcisidir. Başka bir deyişle, $Bg(\varepsilon_t) = g(\varepsilon_{t-1})$ 'dir. ε_t ve $|\varepsilon_t| - E(|\varepsilon_t|)$ sıfır ortalamalı iid serileridir. Dolayısıyla $E[g(\varepsilon_t)] = 0$ 'dır. $g(\varepsilon_t)$ 'yi bir daha yazarsak:

$$g(\varepsilon_t) = \begin{cases} (\theta + \gamma)\varepsilon_t - \gamma E(|\varepsilon_t|) & \text{if } \varepsilon_t \geq 0 \\ (\theta - \gamma)\varepsilon_t - \gamma E(|\varepsilon_t|) & \text{if } \varepsilon_t < 0 \end{cases}$$

γ parametresi asimetriyi sağlamaktadır. $\gamma = 0$ olması durumunda pozitif şoklar, aynı değerdeki negatif şoklarla değişkenliğe aynı etkiyi yapmaktadırlar. $\gamma = 0$, değişkenliğin simetrik olduğunu söylemektedir. $-1 < \gamma < 0$ arasında bir değer alması durumunda, pozitif şokların etkisi negatif şoklardan daha az olacaktır. Ancak γ değeri -1'den daha küçükse pozitif şoklar değişkenliği azaltacak, bunun aksine negatif şoklarsa arttıracaktır.³²

Getiriler arttığında değişkenliğin düşme, getiriler düştüğünde ise değişkenliğin artma eğilimine 'kaldıraç etkisi' veya 'asimetrik etki' denmektedir.³³

2.2.1.6 GJR-GARCH Modeli

Değişkenlikteki asimetrik yapıyı dikkate alan bir başka model 1989 yılında Glosten, Jagannathan ve Runkle tarafından oluşturulan ve araştırmacıların isimlerinin baş harfleriyle anılan GJR-GARCH Modeli'dir. Araştırmacılar daha sonra, 1993

³¹ Özer ve Türkyılmaz, a.g.e., s.47

³² Güleriyüz, a.g.e., s.62

³³ Walter Enders, **Applied Econometric Time Series**, 2. bs., Wiley Series in Probability and Statistics, ABD, 2004, s. 141.

yılında New York Hisse Senetleri Piyasası verileriyle yaptıkları çalışmada, bu modeli geliştirmişlerdir.³⁴ GJR-GARCH (1,1):

$$a_t = \varepsilon_t \sigma_t$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} a_{t-1}^2$$

Denklem 33

Burada, d_{t-1} kukla değişkendir.

$$a_{t-1} < 0 \text{ için } d_{t-1} = 1$$

$$a_{t-1} \geq 0 \text{ için } d_{t-1} = 0$$

Bu tür modellerde, koşullu varyans “bölümlenmiş” bir fonksiyon olup, farklı yönlerde ve büyüklüklerde oluşan şoklara farklı reaksiyonlar verebilen bir yapıyı modellemektedir. Model, “olumsuz haber” bilgisine “1” ve “olumlu haber” bilgisine “0” veren bir kukla değişkeni içermektedir. Yeni değişkenin katsayısının istatistikî olarak anlamlı olması durumunda, koşullu varyans üzerindeki GARCH etkisi tescil edilmiş olmaktadır. Bu yaklaşım, “olumsuz haber” bilgisinin yarattığı nispeten yüksek değişkenlik olgusuyla da örtüşmektedir.

2.2.1.7 Threshold GARCH (TARCH, TGARCH veya Thr-GARCH)

Zakoian, Glosten, Jagannathan ve Runkle ile hemen hemen aynı yıllarda haberin asimetrik etkisi konusuyla ilgili çalışmış, 1991 yılında değişkenlikteki asimetrik yapıyı EGARCH Modeli gibi açıklamaya çalışan bir model oluşturmuş ve ismine de Threshold GARCH (TARCH, TGARCH veya Thr-GARCH) Modeli demiştir.³⁵ Model hem asimetriyi açıklamayı hedeflemiş, hem de GARCH

³⁴ Glosten, Lawrence R., Ravi Jagannathan ve David E.Runkle, “On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks”, **The Journal of Finance**, Cilt:48, No.5, Aralık 1993, s. 1779-1801

³⁵ J.M. Zakoian, “Threshold Heteroscedastic Models”, Unpublished paper (Institute National de la Statistique et des Etudes Economiques, Paris), 1991a. Aktaran Eser: Zakoian, J.M. ve R. Rabemananjara, “Threshold Arch Models and Asymmetries In Volatility”, **Journal of Applied Econometrics**, Cilt:8, No.1, Ocak-Mart 1993, s. 32

Modeli'nin basitliğini bünyesinde barındırmıştır. Diğer modellerden (EGARCH ve GJR-GARCH) farklı olarak ikinci dereceden bir form kullanmamıştır:

$$\sigma_t = \omega + \alpha_1^+ a_{t-1}^+ - \alpha_1^- a_{t-1}^- + \dots + \alpha_q^+ a_{t-q}^+ - \alpha_q^- a_{t-q}^- + \beta_1 \sigma_{t-1} + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}$$

Denklem 34

Burada $a_t^+ = \max(a_t, 0)$ ve $a_t^- = \min(a_t, 0)$

Ayrıca $\omega > 0$ ve $\alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$ olduğu için negatif olmama kısıtları bu modelde de bulunmaktadır.

Daha sonra modeli, kısıtları kısmen de olsa ortadan kaldırabilmek için Rabemananjara ile birlikte yazdığı bir makale ile tekrar incelemiştir:³⁶

$$\sigma_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i [(1 - \gamma_i) a_{t-i}^+ - (1 + \gamma_i) a_{t-i}^-] + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}$$

Denklem 35

Bu modelde katsayılarla ilgili kısıtlar ortadan kaldırılmış, EGARCH Modeli'nin avantajı bu modelde de sağlanmıştır.

2.2.1.8 Log-GARCH Modeli (MGARCH)

Engle'in 1982 yılında oluşturduğu ARCH Modeli üzerinde pek çok araştırmacı teorik ve deneysel olarak çalışmıştır. Fakat uygulamada α_i değeri sıklıkla negatif bir sayı olarak bulunmuştur. Bu problemi ortadan kaldırabilmek için 1986 yılında Pantula ve yine aynı yıl Geweke konu üzerinde çalışmışlar ve aşağıdaki log-GARCH veya Multiplicative GARCH (MGARCH) da denen modeli oluşturmuşlardır. Artık doğrusal değil logaritmik bir model söz konusudur:³⁷

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

Denklem 36

³⁶ J.M. Zakoian ve R. Rabemananjara, "Threshold Arch Models and Asymmetries In Volatility", **Journal of Applied Econometrics**, Cilt:8, No.1, Ocak-Mart 1993,s. 31-49

³⁷ A.e., s.32

2.2.1.9 A-GARCH Modeli

Asimetri etkisini modellemeye çalışan bir başka araştırmacı ARCH'ın da mimarı olan Engle'dır. 1990 yılında yayımladığı makalesinde, asimetrik GARCH (Asymmetric GARCH – AGARCH) Modeli'ni aşağıdaki gibi yazmıştır:³⁸

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q [\alpha_i a_{t-i}^2 + \gamma_i a_{t-i}] + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad \text{Denklem 37}$$

2.2.1.10 NARCH Modeli

Bera ve Higgins 1992 yılında ARCH Modeli ile log-GARCH Modeli'nin karşılaştırmasını yaptıkları bir makale yazmışlardır. Bu çalışmada hangi modelin daha iyi tahmin yaptığını test etmişlerdir. Kendileri de Doğrusal Olmayan ARCH (Nonlinear ARCH - NARCH) ismini verdikleri yeni bir model oluşturmuşlardır. Bu model yine negatif olmama kısıtlarına sahiptir fakat doğrusal ARCH Modeli'ni özel bir model, log-GARCH Modeli'ni ise sınırlayıcı model olarak kullanmışlardır³⁹:

$$\sigma_t^2 = \left[\omega (\sigma^2)^\delta + \alpha_1 (a_{t-1}^2)^\delta + \dots + \alpha_q (a_{t-q}^2)^\delta \right]^{1/\delta} \quad \text{Denklem 38}$$

Kısıtlar:

$$\sigma^2 > 0, \alpha_i \geq 0, \delta > 0 \text{ ve } \sum_{i=0}^q \alpha_i = 1$$

$\delta = 1$ olduğu zaman, model ARCH Modeli; $\delta \rightarrow 0$ olduğu zamansa model log-GARCH Modeli'ne dönüşmektedir.

Bu model, geçmiş dönem varyansları da denklemin içine eklenerek NGARCH Modeli haline gelmektedir:

³⁸ Robert F. Engle ve Victor K. Ng, "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", **The Journal of Finance**, Cilt:48, No:5, Aralık 1993, s. 1755

³⁹ Anil K. Bera ve Matthew L. Higgins, "ARCH Models: Properties, Estimation and Testing, **Journal of Economic Surveys**, Cilt:7, No:4, 1993, s. 331

$$\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i |a_{t-i}|^\delta + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^\delta \quad \text{Denklem 39}$$

2.2.1.11 NA-GARCH Modeli

Hem asimetri hem de doğrusal olmama özelliklerine sahip bir model olan Doğrusal Olmayan Asimetrik GARCH (Nonlinear Asymmetric GARCH - NA-GARCH) Modeli'nden, 1993 yılında Engle ve Ng'nin The Journal of Finance dergisinde yayımladıkları makalelerinde bahsedilmektedir.⁴⁰ Modelin varyans denklemi aşağıdaki gibidir:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i (a_{t-i} + \gamma_i \sigma_{t-i})^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad \text{Denklem 40}$$

2.2.1.12 QARCH ve GQ-ARCH Modelleri

Model 1991 yılında Sentana tarafından geliştirilmiştir.⁴¹ Asimetrik bir model olan QARCH, ARCH ailesinden birçok modele göre önemli avantajlara sahiptir. Öncelikle durağanlık, test edilebilme, tahminleme gibi diğer yöntemlerin özelliklerine sahiptir. Ayrıca model, ekonomik modellere rahatlıkla uygulanabilmektedir. ARCH modellerine getirilen bazı eleştiriler bu model için geçerli olmadığından, deneysel çalışmalarda başarılı sonuçlar vermektedir. Bununla birlikte QARCH, çok değişkenli modellere de rahatlıkla uygulanabilmektedir. Model, denkleme GARCH parametrelerinin eklenmesiyle GQ-ARCH Modeli olmaktadır:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i a_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{ii} a_{t-i}^2 + \sum_{i<j}^p \alpha_{ij} a_{t-i} a_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad \text{Denklem 41}$$

⁴⁰ Engle ve Ng, a.g.e., s. 1755

⁴¹ Enrique Sentana, "Quadratic ARCH Models, *The Review of Economic Studies*, Cilt:62, No:4, Ekim 1995, s. 639-661

2.2.1.13 V-GARCH Modeli

Engle ve Ng'nin 1993 yılında yazdıkları makalelerinde Versiyon GARCH (Version GARCH - V-GARCH) Modeli olarak andıkları modellerinin denklemini şöyledir:⁴²

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i (a_{t-i} + \gamma_i)^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad \text{Denklem 42}$$

2.2.1.14 FIGARCH Modeli

Robinson'un 1991 yılındaki çalışması dayanak alınarak Baillie, Bollerslev ve Mikkelsen tarafından 1993 yılında FIGARCH (fractionally-integrated GARCH) Modeli oluşturulmuştur.⁴³ Modelin ortaya çıkışındaki amaç, finansal piyasa değişkenliğindeki geçici bağımlılığı daha önce oluşturulmuş olan modellere göre daha esnek açıklayabilen bir modeller grubu kurabilmektir. Öncelikle GARCH(1,1) Modeli'ni geri kaydırma işlemcisi ile yazar, daha sonra da koşullu varyansı ARMA formuna çevirirsek FIGARCH(p,d,q)'ı elde ederiz:⁴⁴

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(B)a_t^2 + \beta(B)\sigma_t^2 \quad \rightarrow \quad \text{Standart GARCH Modeli}$$
$$[1 - \alpha(B) - \beta(B)]a_t^2 = \phi(B)(1 - B)^d a_t^2 = \omega + (1 - \beta(B))v_t \quad \text{Denklem 43}$$

Formülde:

$$v_t \equiv a_t^2 - \sigma_t^2$$

Eğer $0 < d < 1$ ise model FIGARCH(p,d,q),

⁴² Turan Bali, "Testing the Empirical Performance of Stochastic Volatility Models of the Short-Term Interest Rate", **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt:35, No:2, Haziran 2000, s. 197

⁴³ Francis X Diebold ve Jose A. Lopez, "Modeling Volatility Dynamics", Technical Working Paper Series, No:173, **National Bureau of Economic Research**, Şubat 1995, s. 31

⁴⁴ Richard T. Baillie, Tim Bollerslev ve Hans Ole Mikkelsen, "Fractionally integrated generalized autoregressive Conditional heteroscedasticity", **Journal of Econometrics** 74, 1996, s. 6-7

Eğer $d = 0$ ise model standart GARCH Modeli,

Eğer $d = 1$ ise model IGARCH(p,q) Modeli olur.

Ayrıca tüm parametrelerin negatif olmama kısıtı bulunmaktadır.

Bilindiği gibi durağan serilerde, başka bir ifadeyle $I(0)$ (bütünleşme=0) durumunda, şokların etkisi üstel bir oranda azalmaktadır. $0 < d < 1$ olduğu durumda $I(d)$ serilerinde ise, şokların azalması üstelden daha yavaş bir azalma olan hiperbolik oranda olmaktadır. Bu tür serilere uzun-hafızalı (long-memory) seriler de denmektedir.

2.2.1.15 FI-EGARCH Modeli

FI-GARCH Modeli de, bu modelden 3 yıl sonra 1996 yılında Bollerslev ve Mikkelsen tarafından oluşturulan FI-EGARCH (Fractionally Integrated Exponential GARCH) Modeli de şokların hiperbolik oranda azaldığı serileri modellemek amacı taşımaktadırlar. FI-EGARCH (p,d,q) Modeli:⁴⁵

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \phi(B)^{-1}(1-B)^{-d} [1 + \psi(B)]g(\varepsilon_{t-1}) \quad \text{Denklem 44}$$

Bu modelde ise parametrelerin pozitif olma kısıtı bulunmamaktadır.

2.2.1.16 C-ARCH Modeli

Bileşke ARCH (Component ARCH – C-ARCH) olarak Türkçeleştirebileceğimiz model, koşullu varyansın sabit terimini zaman-değişken ve sabit olmak üzere iki bölümde ele almaktadır. Bu açılım, kısa ve uzun dönem (dinamik ve zaman-bağımsız) varyansın varlığını ve aynı zamanda kısa-dönem varyansın hangi hızla uzun-dönem varyansa ulaştığını göstermektedir. C-ARCH(1,1) Modeli orijinal GARCH(1,1) Modeli'ndeki ω parametresinin zaman-değişken q_t

⁴⁵ Tim Bollerslev ve Hans Ole Mikkelsen, "Modeling and pricing long memory in stock market volatility", *Journal of Econometrics* 73, 1996, s. 184

parametresiyle değiştirilmesi sonucunda elde edilmektedir. q_t parametresi, koşullu varyansın zaman-değişken kalıcı bileşkesi olarak değerlendirilmelidir.⁴⁶

$$\begin{aligned}\sigma_t^2 &= q_t + \alpha(a_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) \\ q_t &= w + \rho(q_{t-1} - w) + \phi(a_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2)\end{aligned}\quad \text{Denklem 45}$$

q_t 'yi Denklem 45'te yerine koyarsak C-ARCH(1,1) Modeli aşağıdaki şeklini alır :

$$\sigma_t^2 = w + \rho(q_{t-1} - w) + \phi(a_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) + \alpha(a_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) \quad \text{Denklem 46}$$

ρ katsayısı q_t 'nin w 'ye ulaşma hızını ifade etmektedir. Öte yandan ϕ katsayısı ise ARCH-GARCH'ın kalıcı bileşik etkisini göstermektedir.

2.2.1.17 AC-ARCH Modeli

C-ARCH Modeli'nin basit bir açılımı olan Asimetrik Bileşke ARCH (Asymmetric Component ARCH - AC-ARCH) Modeli, C-ARCH Modeli'nin asimetrik yapısını, GJR-GARCH Modeli'ndeki kukla değişkene benzer bir değişken ile test etmektedir. Bu basit açılım, geçici ARCH etkisini ayrıştırarak koşullu varyansın asimetrisinin varlığı ve büyüklüğü konusunda bilgi aktarmaktadır. Model aşağıdaki gibi ifade edilebilir:⁴⁷

$$\begin{aligned}\sigma_t^2 &= w + \rho(q_{t-1} - w) + \phi(a_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) + \alpha(a_{t-1}^2 - q_{t-1}) \\ &+ \gamma(a_{t-1}^2 - q_{t-1})d_{t-1} + \beta(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1})\end{aligned}\quad \text{Denklem 47}$$

$$a_{t-1} < 0 \text{ için } d_{t-1} = 1$$

$$a_{t-1} \geq 0 \text{ için } d_{t-1} = 0$$

⁴⁶ Zafer A. Yavan ve C. Bülent Aybar, "İMKB'de Oynaklık", İMKB Dergisi, Cilt:2, No:6, Nisan-Haziran 1998, s. 40

⁴⁷ A.e., s. 40-41

2.2.1.18 A-PARCH Modeli

Doğrusal Olmayan GARCH Modeli'ni temel alarak 1993 yılında Ding, Granger ve Engle Asimetrik Üst ARCH (Asymmetric Power ARCH - A-PARCH) Modeli'ni oluşturmuşlardır:⁴⁸

$$\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i [|a_{t-i} | -\gamma_i a_{t-i}]^\delta + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^\delta \quad \text{Denklem 48}$$

⁴⁸ Ludger Hentschel, "All in the family Nesting symmetric and asymmetric GARCH models", **Journal of Financial Economics**, 39, 1995, s. 82

Tablo 9
Koşullu Değişkenlik Modelleri

Modelin Adı	Modelin Denklemi
ARCH	$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^m \alpha_i a_{t-i}^2$
GARCH	$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^m \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2$
IGARCH	$\sigma_t^2 = \omega + a_{t-1}^2 + \sum_{i=2}^m \alpha_i (a_{t-i}^2 - a_{t-1}^2) + \sum_{j=1}^s \beta_j (\sigma_{t-j}^2 - a_{t-1}^2)$
EGARCH	$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^q [\alpha_i a_{t-i} + \gamma_i (a_{t-i} - E a_{t-i})] + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2)$
GJR-GARCH	$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q [\alpha_i + \gamma_i I_{\{a_{t-i} > 0\}}] a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2$
Thr.-GARCH	$\sigma_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i [(1 - \gamma_i) a_{t-i}^+ - (1 + \gamma_i) a_{t-i}^-] + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}$
log-GARCH	$\log(\sigma_t) = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i a_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(\sigma_{t-j})$
A-GARCH	$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q [\alpha_i a_{t-i}^2 + \gamma_i a_{t-i}] + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$
NARCH	$\sigma_t^2 = \left[\omega (\sigma^2)^\delta + \alpha_1 (a_{t-1}^2)^\delta + \dots + \alpha_q (a_{t-q}^2)^\delta \right]^{1/\delta}$
NA-GARCH	$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i (a_{t-i} + \gamma_i \sigma_{t-i})^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$
GQ-ARCH	$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i a_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{ii} a_{t-i}^2 + \sum_{i < j}^p \alpha_{ij} a_{t-i} a_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$
V-GARCH	$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i (a_{t-i} + \gamma_i)^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$
FI-EGARCH	$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \phi(B)^{-1} (1 - B)^{-d} [1 + \psi(B)] g(\varepsilon_{t-1})$
C-ARCH	$\sigma_t^2 = w + \rho(q_{t-1} - w) + \phi(a_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) + \alpha(a_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1})$
AC-ARCH	$\sigma_t^2 = w + \rho(q_{t-1} - w) + \phi(a_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) + \alpha(a_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \gamma(a_{t-1}^2 - q_{t-1})d_{t-1} + \beta(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1})$
A-PARCH	$\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i [a_{t-i} - \gamma_i a_{t-i}]^\delta + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^\delta$

2.2.2. Stokastik Değişkenlik Modelleri

Koşullu değişkenlik modelleri olan ARCH modelleri dışında bir başka grup koşullu değişkenlik modeli, stokastik değişkenlik modelleridir. ARCH modellerinden farkı, koşullu varyansın tamamen kendi geçmiş verilerinden etkileniyor olmasıdır. Bu modellerde ikinci bir hata terimi denklemin içine girmektedir.⁴⁹ ARCH modelleri sürekli zamanı varsayım olarak alırlarken, stokastik değişkenlik modelleri varyans modellemenin kesik zaman versiyonu olarak oluşturulmuşlardır.⁵⁰ Stokastik değişkenlik modellerinin genel denklemini yazarsak:⁵¹

$$r_t = \mu_t + a_t$$

$$a_t = \varepsilon_t \exp(0.5\sigma_t^2)$$

Denklem 49

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta\sigma_{t-1}^2 + v_t$$

Denklem 50

Burada v_t başka bir hata terimidir ve ε_t 'den bağımsızdır.

Stokastik değişkenlik modelleri opsiyon fiyatlama modellerinde sıklıkla kullanılmaktadır. Fakat modelin parametrelerinin hesaplanmasında oldukça büyük zorluklar bulunmaktadır. Bunun nedeni iki ayrı hata teriminin hesaplanmasının zorluğudur. En Yüksek Olabilirlik Modeli'yle çözülen ARCH modellerine rağmen, bu grup modellerde En Yüksek Olabilirlik Tekniği kullanılamamaktadır. Modelin parametrelerini tahmin etmede kullanılan alternatif teknikler olarak simülasyonlar (Generalized Method of Moments - GMM), analitik çözümler, sayısal bütünleşme ile olabilirlik yöntemi veya Monte Carlo Markov Chain metodu sayılabilir.⁵²

⁴⁹ Chris Brooks, **Introductory Econometrics for Finance**, Cambridge University Press, İngiltere, 2002, s.501

⁵⁰ Andrew Harvey, Esther Ruiz ve Neil Shepard, "Multivariate Stochastic Variance Models", **Review of Economic Studies**, 61, 1994, s. 247

⁵¹ Ser-Huang Poon ve Clive W.J.Granger, "Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review", **Journal of Economic Literature**, Cilt: 41, Haziran 2003, s.509

⁵² A.e., s. 485

2.3. Öngörülen Değişkenlik Modeli (Implied Volatility Model)

Öngörülen değişkenlik, opsiyonlar gibi türev ürünlerin piyasa fiyatları kullanılarak hesaplanan değişkenliktir.⁵³ İşlem gören bir opsiyonun fiyatı veri olduğu halde, fiyatların Black-Scholes gibi bir ekonomik model ile oluştuğu varsayımı altında, opsiyonun değerlendirilmesiyle öngörülen, opsiyonun tüm ömrü için tahmin edilmiş olan değişkenliği belirlemek mümkündür. Örneğin bir opsiyon kontratında belirtilmiş olan veya piyasa verilerinden elde edilen opsiyonun fiyatı, vadeye kalan süre, risksiz faiz oranı, uygulanma fiyatı ve opsiyonun üzerine yazıldığı varlığın şimdiki değeri bilgileri veri olarak alınmaktadır. İkiye Bölme Metodu (Method of bisections) veya Newton-Raphson metodları ile bu ayrıntılı veri kullanılarak değişkenlik hesaplanmaktadır. Bu öngörülen değişkenlik, opsiyonun dayandığı varlığın getirilerinin piyasa tarafından tahmin edilmiş değişkenliğidir. Avrupa hisse senedi satın alma opsiyonunun Black-Scholes formülü aşağıdaki denklemlerde verilmiştir:

$$c_t = P_t \phi(x) - Kr^{-\ell} \phi(x - \sigma_t \sqrt{\ell}) \quad \text{Denklem 51}$$

$$x = \frac{\ln(P_t / Kr^{-\ell})}{\sigma_t \sqrt{\ell}} + \frac{1}{2} \sigma_t \sqrt{\ell} \quad \text{Denklem 52}$$

Burada:

c_t : Opsiyonun fiyatı

K : Uygulanma fiyatı

ℓ : Vadeye kalan süre

P_t : Hisse senedinin şimdiki fiyatı

r : Risksiz faiz oranı

σ_t : Koşullu varyans

$\phi(x)$: Kümülatif dağılım fonksiyonu

⁵³ Michel Dacorogna, et. al., **An Introduction to High-Frequency Finance**, Academic Press, A.B.D., 2001, s.43

Öngörülen Değişkenlik Modeli'nin temel varsayımlarından birisi, getiri serisinin log-normal dağıldığıdır. Deneysel çalışmaların bulgularına göre, bu şekilde hesaplanan değişkenlik, ARCH modelleriyle hesaplanan değişkenlikten daha yüksek düzeyde değişkenlikler bulmaktadır.⁵⁴

2.4. Değişkenlik Tahmin Modellerinin Değerlendirilmesi

Buraya kadar değinilen değişkenlik modellerinin tahmin performanslarıyla ilgili çalışmaların tarihi oldukça yenidir. 1990'lı yılların başlarında geliştirilen bu çalışmalar, özellikle yüksek frekanslı verilerin kullanılabilir olmasıyla birlikte hız kazanmıştır.

İdeal olarak bir değerlendirme süreci, değişkenlik tahmininin yatırımcıya sağladığı görelî ve mutlak yararı ölçülmelidir. Fakat bu yararın ölçülebilmesi için tahminleri ve bu tahminler sonucu oluşacak kazanç ve maliyetleri içeren karar sürecinin bilinebilmesi gereklidir. Ayrıca bazı fayda-bazlı kriterler, fayda fonksiyonunun şekli ve özellikleriyle ilgili bazı varsayımlar yapılmasını gerektirirler. Pratikte bu kazancın, maliyetin ve fayda fonksiyonunun bilinmemesi, daha basit olarak hesaplanabilen istatistikî ölçümlerin kullanımını olağan hale getirmiştir.⁵⁵

Değişkenlik tahmin modellerinin değerlendirilmesi için kullanılan ölçümler iki ana gruba ayrılmaktadır. Bunlardan ilki istatistikî değerlendirme, ikincisiyse diğer değerlendirme yöntemleri dediğimiz gruptur. İstatistikî değerlendirme, hata istatistikleri, regresyon analizi ve yeni nesil teknikler olmak üzere üç alt grupta incelenmektedir. Hata istatistikleri, simetrik hata istatistikleri ve asimetrik hata istatistikleri olmak üzere iki türdür.

Aşağıdaki satırlarda ilk olarak istatistikî değerlendirme ile performans ölçüm teknikleri anlatılmıştır.

⁵⁴ Tsay, a.g.e., s.80

⁵⁵ Poon ve Granger, a.g.e., s.490

2.4.1. İstatistikî Değerlendirme

İstatistikî ölçümlere geçmeden önce, en iyi tahmin modelini belirlerken kullanılan kriterlerden bahsetmek doğru olacaktır. Bu kriterlerden birisi örnek-içi kriteri (in-sample criteria), diğeri de örnek-dışı kriteridir (out-of-sample criteria). Örnek-içi kriterinde, örneklem içindeki tüm veriler kullanılarak parametre tahmini yapılmaktadır. Burada parametrelerin zaman içinde sabit olduğu varsayımı bulunmaktadır. Örnek-dışı kriterinde ise tüm veriler içinden belli bir kısmı seçilerek kestirim dönemi (estimation period) oluşturulmakta ve bu dönem verileriyle parametreler bulunmaktadır. Daha sonra, bulunan bu parametrelerle hesaplanan tahmin değerleri ile geri kalan dönem, bir başka deyişle tahmin dönemi (forecast period) için değişkenlik tahminleri yapılmakta ve tahmin döneminde gerçekleşen değişkenlik değerleri ile tahminler karşılaştırılmaktadır.⁵⁶

Örnek-içi ve örnek-dışı kriterler kadar önemli bir başka konu, modeller karşılaştırılırken kullanılacak olan değişkenliğin standart sapma mı yoksa varyans mı olacağıdır. Aslında bu seçimin önemi, hangi değerlendirme kriterinin kullanıldığına bağlıdır. Örneğin Ortalama Mutlak Hata veya Ortalama Hata Karesi kullanıldığında standart sapma veya varyansın ele alınması, hesaplama ve sonuç açısından çalışmayı etkilemektedir. Bu nedenle Pagan ve Schwert'in 1990 yılındaki makalelerinde⁵⁷ önerdikleri Logaritmik Hata istatistiğini kullanmak bir seçenek olarak düşünülebilir. Yalnız belirtmek gerekir ki, bu konuda yapılmış çalışmaların oldukça büyük bir çoğunluğu varyansı risk ölçütü olarak kullanmaktadırlar.*

2.4.1.1. Hata İstatistikleri

Sıklıkla kullanılan değerlendirme ölçümlerini iki ana grupta incelemek mümkündür. İlk gruptaki hata istatistiklerine simetrik hata istatistikleri adı verilmektedir. Ortalama Hata (OH) (Mean Error-ME), Ortalama Hata Karesi (OHK)

⁵⁶ Jeffrey M. Wooldridge, **Introductory Econometrics A Modern Approach**, 2. bası, A.B.D., 2002, s. 599

⁵⁷ Adrian R. Pagan, ve G. William Schwert, "Alternative Models For Conditional Stock Volatility", **NBER Working Paper Series**, Mayıs 1989, s.2

* Bu çalışmalardan Üçüncü Bölüm'de ayrıntılı olarak bahsedilmiştir.

(Mean Squared Error-MSE), Karekök Ortalama Hata Karesi (KOHK) (Root Mean Squared Error-RMSE), Ortalama Mutlak Hata (OMH) (Mean Absolute Error veya Mean Absolute Deviation-MAE/MAD), Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi (OMHY) (Mean Absolute Percent Error-MAPE) ve Heteroskedastisite Ortalama Hata Karesi (HOHK) (Heteroscedasticity Mean Squared Error-HMSE) istatistiği bu grupta sayılabilecek, en sık kullanılan istatistiklerdir. Simetrik hata istatistiklerinin özelliği, değişkenlik tahmini gerçekleşen değişkenlikten fazla veya az olsun, tutar aynıysa her ikisine de eşit oranda ağırlık vererek hesaplama yapmasıdır.

Tahmin performansının ölçülmesinde hangi hata istatistiğinin tercih edileceği yönünde istatistikçiler arasında ortak bir görüş bulunmamaktadır.⁵⁸ İstatistiklerin özelliklerini, avantaj ve dezavantajlarını vurgulayarak birbirleriyle karşılaştırmak, bu çalışmanın sonuçlarını yorumlamak açısından iyi bir basamak olacaktır. Simetrik hata istatistiklerinden bahsetmeye başlamadan önce hata istatistiklerine ait notasyonlar aşağıda Tablo 10'da verilmiştir.

⁵⁸ Alan H. Kvanli, C. Stephen Guynes ve Robert J. Pavur, **Introduction to Business Statistics A Computer Integrated Approach**, 3. bs., West Publishing Company, ABD, 1992

Tablo 10
Hata İstatistiklerine Ait Notasyonlar Tablosu

Hata İstatistiğinin Türkçe Adı	Hata İstatistiğinin İngilizce Adı	Hata İstatistiğinin Türkçe Adının Kısaltması	Hata İstatistiğinin İngilizce Adının Kısaltması
Ortalama Hata	Mean Error	OH	ME
Ortalama Hata Karesi	Mean Squared Error	OHK	MSE
Karekök Ortalama Hata Karesi	Root Mean Squared Error	KOHK	RMSE
Ortalama Mutlak Hata	Mean Absolute Error veya Mean Absolute Deviation	OMH	MAE veya MAD
Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi	Mean Absolute Percent Error	OMHY	MAPE
Heteroskedastisite Ortalama Hata Karesi	Heteroscedasticity Mean Squared Error	HOHK	HMSE
Ortalama Karışık Hata (D)	Mean Mixed Error-	OKH(D)	MME(U)
Ortalama Karışık Hata (Y)	Mean Mixed Error-	OKH(Y)	MME(O)
Logaritmik Hata	Logarithmic Error	LH	LE

2.4.1.1.1. Simetrik Hata İstatistikleri

2.4.1.1.1.1. Ortalama Hata

Ortalama Hata istatistiği daha ziyade, düşük ve yüksek tahminleme hakkında genel bir bilgi vermektedir. Tahmin değeriyle gerçek değer arasındaki farkı alan bu istatistik negatif işarete sahip olduğunda düşük, pozitif işarete sahip olduğunda yüksek bir değer tahmin edildiği anlaşılmaktadır.⁵⁹ Sadece sonuçları yorumlamak için kullanılmakta, karar alma sürecinde bu istatistikten yararlanılmamaktadır.

⁵⁹ David McMillan, Alan Speight ve Owain Apgwilym, "Forecasting UK stock market volatility", *Applied Financial Economics*, 10, 2000, s.441

$$\text{Ortalama Hata} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2 \right)$$

Denklem 53

n: tahmin dönemi sayısı

2.4.1.1.1.2. Ortalama Hata Karesi

Ortalama Hata Karesi istatistiği, büyük hataları cezalandıran bir istatistiktir. Çünkü hataların kendilerini değil karelerini almaktadır. Karar verici, bir büyük hata olduğunda uyarılmak istiyorsa ya da birçok küçük hatayı bir büyük hataya tercih etmesi gerekiyorsa, kullanacağı istatistik OHK olacaktır. OHK, serinin biriminden bağımsız (unit-free) bir istatistik değildir. Karekök Ortalama Hata Karesi de Ortalama Hata Karesi'nin bir türevidir ve aynı amaca hizmet etmektedir.

$$\text{Ortalama Hata Karesi} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2 \right)^2$$

Denklem 54

$$\text{Karekök Ortalama Hata Karesi} = \left[\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2 \right)^2 \right]^{0.5}$$

Denklem 55

2.4.1.1.1.3. Ortalama Mutlak Hata

Ortalama Mutlak Hata istatistiği hataların mutlak değerlerini almaktadır; hataların yönü/işareti önemli değildir.

$$\text{Ortalama Mutlak Hata} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2 \right|$$

Denklem 56

Büyük hataların maliyetinin yüksek olduğu durumlarda OHK istatistiği kullanılırken, tahmin hatalarının maliyetlerinin hatanın büyüklüğü ile doğrusal olarak arttığı durumlarda OMH istatistiği kullanılmalıdır. Dolayısıyla iki ayrı tahmin

serisinin olduğu durumda, bir tahmin serisinde yüksek bir hata değeri, diğerindeyse düşük hata değerleri varsa OHK düşük hata değerleri olan serinin seçilmesini söylerken; OMH istatistiği bir yüksek hata barındıran seriyi seçmemiz gerektiğini söyleyerek birbirleriyle çelişen sonuçlar verebilir. Bu durumu yansıtan bir örnek aşağıda Tablo 11’de verilmiştir:

Tablo 11
OHK ve OMH Değerlerini Karşılaştıran Sayısal Bir Örnek

Tahmin	y_t	\hat{y}_t	$e_t = \hat{y}_t - y_t$	$ e_t $	e_t^2
Model 1	36	32	-4	4	16
	42	46	4	4	16
	45	49	4	4	16
Model 2	36	34	-2	2	4
	42	40	-2	2	4
	45	52	7	7	49
OHK	OHK Model	OMH	OMH Model		
Model 1	2	Model 1	2		
16	19	4	3.67		

Örnek iki ayrı modelden birisinin seçilmesi üzerine kurulmuştur. Model 2’nin tahmin değerleri ile gerçekleşen değerler arasındaki fark ilk iki tahminde düşük değerlerdeyken, son tahminde görece olarak yüksek bir değer olarak oluşmuştur (“7”).

Modelleri OHK kriterine göre karşılaştırsak, büyük hata barındırmayan model olan Model 1’in hatası daha düşüktür (“16”); dolayısıyla Model 1’i seçmemiz gerekir. Oysa modelleri OMH kriterine göre karşılaştırsak, Model 2’nin hatası daha düşüktür (“3.67”) ve onun seçilmesi doğru olacaktır.

2.4.1.1.1.4. Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi

Bu istatistikte hataların büyüklüklerinden çok görelilikleri önemlidir. Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi istatistiği yüzdesel bir değer verdiği için, daha ziyade belli bir tahmin tekniğinin gücünü pek çok farklı seri için ölçmekte kullanılmaktadır. OMHY, serinin biriminden bağımsız (unit-free) bir istatistiktir. Kriterin formülü:

$$\text{Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{\hat{\sigma}_t - \sigma_t}{\sigma_t} \right| \quad \text{Denklem 57}$$

OMHY ile ilgili bir örnek aşağıda Tablo 12’de verilmiştir.

Tablo 12
OMHY ile İlgili Sayısal Bir Örnek

Tahmin A Serisi	y_t	\hat{y}_t	$e_t = \hat{y}_t - y_t$	$ e_t $	$\left \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right $
Model 1	36	35	-1	1	0.027
	42	42.5	0.5	0.5	0.012
	45	45.6	0.6	0.6	0.013
					OMHY
					0.017
Tahmin B Serisi	y_t	\hat{y}_t	$e_t = \hat{y}_t - y_t$	$ e_t $	$\left \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right $
Model 1	43	42.8	-0.2	0.2	0.004
	45	46	1	1	0.022
	52	52.8	0.8	0.8	0.015
					OMHY
					0.014

Aynı tahmin modeli (Model 1) iki farklı seriye uygulanmıştır. B Serisi'nin hatası A Serisi'nin hatasına göre daha düşük olduğu için B Serisi tercih edilecektir.

2.4.1.1.1.5. Heteroskedastisite Ortalama Hata Karesi

Bollerslev ve Ghysels tarafından 1996 yılında önerilen Heteroskedastisite Ortalama Hata Karesi istatistiği de simetrik hata istatistikleri grubunda sayılabilir.⁶⁰

$$\text{Heteroskedastisite Ortalama Hata Karesi} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left[\frac{\sigma_t^2}{\hat{\sigma}_t^2} - 1 \right]^2 \quad \text{Denklem 58}$$

Hangi durumlarda hangi hata istatistiğinin sonucundan yararlanmalıdır? Bir hata istatistiğinin sonucuna göre bir model en iyi iken, başka bir hata istatistiğine göre bu model en kötü model çıkabilir mi? Yukarıdaki satırlarda özelliklerinden kısaca bahsedilen bu performans istatistikleri, Ek 1'de belli durumlar ve varsayımlar altında birbirleriyle karşılaştırarak ve sayısal örnekler verilerek incelenmiştir.* Hangi durumda hangi hata istatistiğinin sonucuna göre karar vermek gerektiği, bu örnekler sonucunda tartışılarak konu aydınlatılmaya çalışılmıştır.

2.4.1.1.2. Asimetrik Hata İstatistikleri

Asimetrik hata istatistiklerinin ortaya çıkmasının nedeni ise yüksek ve düşük tahmine aynı önemi vermenin doğru olmadığını düşünülmesidir.

Bu istatistiklerden en önemlileri Ortalama Karışık Hata (OKH(D) ve OKH(Y)) (Mean Mixed Error-MME(U) ve MME(O)) ve Logaritmik Hata (LH) (Logarithmic Error-LE)⁶¹, dır.

⁶⁰ Poon ve Granger, a.g.e., s.493

* Bkz: Ek 1

⁶¹ Ercan Balaban, "Comparative Forecasting Performance of Symmetric and Asymmetric Conditional Volatility Models of an Exchange Rate", University of Edinburgh, Center For Financial Markets Research, Working Paper 02.06, 2003, s.7, (Çevrimiçi) http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=339521#PaperDownload, 15 Şubat 2005

$$1. \text{ Ortalama Karışık Hata (D)} = \frac{1}{n} \left[\sum_{t=1}^Y |\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2| \right] + \left[\sum_{t=1}^D |\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2|^{0.5} \right]$$

Denklem 59

$$2. \text{ Ortalama Karışık Hata (Y)} = \frac{1}{n} \left[\sum_{t=1}^Y |\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2|^{0.5} \right] + \left[\sum_{t=1}^D |\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2| \right]$$

Denklem 60

Bu son iki denklemde Y yüksek tahminin sayısını, D ise düşük tahminin sayısını ifade etmektedir.

$$3. \text{ Logaritmik Hata} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left[\ln(\hat{\sigma}_t^2) - \ln(\sigma_t^2) \right]^2$$

Denklem 61

Değişkenlik modellerinin hangisinin daha iyi tahminleme yaptığını seçmek için kullanılan bu istatistiklerde, veri setinin özellikleri, dönemin kısa veya uzun oluşu, modelin hangi ülkeye uygulandığı vb. sebeplerle çok nadir durumlarda tüm istatistikler tek bir modelin üstünlüğüne işaret ederler. Çoğu durumda tüm istatistiklerin ortalamasına bakılarak karar verilmektedir.

İstatistiklerin birbirine yakın sonuçlar verdiği durumlarda, bazı testlerle bunların birbirlerinden farklı olup olmadıkları kontrol edilmektedir. Bu testlerden birisi 1995 yılında West ve Cho⁶² tarafından geliştirilen asimptotik testtir. Bu testlerde çeşitli hipotezler kurularak, örneğin istatistiklerin tüm modeller için birbirinden farklı olup olmadığı ya da en iyi istatistiğe sahip model ile en basit modelin istatistiklerinin birbirinden farklı olup olmadığı araştırılmaktadır. Daha sonra asimptotik testlerin de kontrolü ayrıca yapılabilmektedir. Bu kontrollerden birisi Monte Carlo yöntemidir.⁶³

İki modelin de eşit doğrulukta tahminleme yaptığı durumlar için 1995 yılında Diebold ve Mariano tarafından üç adet test üretilmiştir. Bu testler, tahmin hatalarını

⁶² Kenneth D. West ve Dongchul Cho, "The predictive ability of several models of exchange rate volatility", *Journal of Econometrics* 69, 1995, s.383

⁶³ A.e., s.384

çok genel bir hata istatistiği ile ilişkilendirmekte ve iki modelin ürettiği hatalardan bulunan hata farkını analiz etmektedir.⁶⁴

Yukarıdaki son iki paragrafta bahsedilen testlere genel olarak “Eşit Tahminleme Kabiliyeti için Testler” (Tests for Equal Predictive Ability-EPA) adı verilmektedir. Daha sonra bu testleri Harvey v.d. 1997 yılında yaptıkları çalışmalarında geliştirmişlerdir.⁶⁵

2.4.1.2. Regresyon Analizi

İstatistiksel değerlendirmede hata istatistiklerinin dışında kullanılacak bir diğer yöntem regresyon analizi ve ortogonalite testidir (orthogonality test).⁶⁶

$$\sigma_t^2 = \alpha + \beta \hat{\sigma}_t^2 + v_t \quad \text{Denklem 62}$$

Denkleminde, eğer $\alpha = 0$ ve $\beta = 1$ ise, o zaman tahminin sapmasız olduğu söylenir. Sapmasız bir tahminde $\text{Var}(v_t)$ küçük ve R^2 %100'e yakın olmalıdır.

Birden fazla modelin değerlendirildiği durumlarda, bu modellerin tahminleri Denklem 62'nin sağ tarafına eklenir ve bunların σ_t^2 'yi açıklama gücünü artırıp arttırmadıklarına bakılır.

Bir başka yöntem de ortogonalite testidir. Denklem 62'nin diğer tahminlerden elde edilen artık değerleri bir regresyona tabi tutularak ortogonalite testi uygulanır. Ortogonalite, ek bir bilgi içermemek demektir. Eğer tahmin değerleri ortogonal ise, o zaman regresyon katsayılarının sıfırdan farklı olduğu söylenemez. Sonuç olarak, değerlendirilen modellerin üstün olmadıkları kanıtlanmıştır.

Son yıllarda gün-içi verilerin kullanımının yaygınlaşması araştırmacıları model değerlendirme konusunda daha fazla çalışma yapmaya teşvik etmiştir. Blair, Poon ve Taylor 2003 yılında yazdıkları makalelerinde, 5-dakikalık getirilerle

⁶⁴ Francis X. Diebold ve Roberto S. Mariano, “Comparing Predictive Accuracy”, **Journal of Business Economics Statistics**, 13,1995, s.253-263. Aktaran Eser: Poon ve Granger, a.g.e., s.491

⁶⁵ David Harvey, Stephen Leybourne ve Paul Newbold, “Testing the equality of prediction mean squared errors”, **International Journal of Forecasting** 13, 1997, s.281-291

⁶⁶ Poon ve Granger, a.g.e., s.491

hesaplanan tahminlerin belirlilik katsayılarının (R^2) günlük getirilerle hesaplanan belirlilik katsayısına göre üç-dört kat arttığını bulmuşlardır.

2.4.1.3.Yeni Nesil Teknikler

Değişkenlik modellerinin hangisinin veri setini daha iyi tanımladığının belirlenmesinde kullanılan hata istatistiklerinin birbirlerine yakın sonuçlar vermesi, son dönemlerde araştırmacıları başka çözüm yolları aramaya teşvik etmiştir. Bu çalışmalar özellikle 2000 yılından itibaren hız kazanmışlardır. 5 yıl gibi oldukça kısa bir geçmişi olan bu teknikler, teknikleri oluşturan araştırmacılar ve onların izleyenleri tarafından çeşitli piyasalarda test edilmektedir. Fakat oldukça yeni olan bu tekniklerin, makaleler dışında istatistik kitaplarında yer aldığını söylemek henüz doğru olmayacaktır. Bunun yanında bu tür çözümlere duyulan ihtiyacın gün geçtikçe artması, ileriki yıllarda bu modellerin sıklıkla kullanılacağını bir göstergesi olmaktadır. Dolayısıyla bu çalışmada da aşağıda adı geçen modellerden bahsetmek, ileride Türk Sermaye Piyasası için yapılacak değişkenlik ve değişkenlikle yakından ilişkili çalışmalar için faydalı olacaktır.

EPA için testlerin ardından oluşturulan ilk yeni nesil teknikte amaç “Üstün Tahminleme Kabiliyeti (Superior Predictive Ability-SPA)”ne sahip modeli tespit edebilmektir. Burada iki araştırmacıdan bahsetmek gerekecektir. Bunlardan ilki White’dır. 2000 yılında yazdığı makalesinde White,⁶⁷ geçmiş veriyi kullanarak çeşitli modellerle hesaplanan değişkenliğin doğru sonuçlar verdiğinin şüpheli olduğundan bahsetmiştir. White, çalışmasında, karşılaştırma yapabilmek amacıyla bir referans (benchmark) model belirlemiştir. Hipotez olarak, çalışma sonucunda bulunan en iyi modelin bu referans modelden daha üstün olmadığını kurmaktadır. White’ın bu tekniğine “Gerçeklik Kontrolü (Reality Check-RC)” adı verilmektedir.

SPA için Hansen⁶⁸, 2001 yılında White’ın çalışmasını temel alarak yeni bir test oluşturmuştur. White’ın testine oldukça benzeyen bu test, RC’den iki şekilde ayrılmaktadır. İlk farklılık, Hansen farklı bir test istatistiği kullanmıştır. İkincisi ise

⁶⁷ Halbert White, “A Reality Check for Data Snooping”, *Econometrica*, Cilt:68, No:5, Eylül 2000, s.1097-1126

⁶⁸ Peter Reinhard Hansen, “A Test for Superior Predictive Ability”, Brown University, Economics Working Paper. 2001-06, (Çevrimiçi) http://www.econ.brown.edu/fac/Peter_Hansen , 27 Şubat 2005

örnek bağımsız dağılım kullanılmıştır. Bu yeni teknik RC'ye göre daha güçlü ve zayıf ve ilgisiz modellerin değerlendirmeye alınmasına daha az duyarlıdır. Hansen, çalışmasında referans model olarak Rassel Yürüyüş Modeli'ni almıştır.

Son olarak anlatılacak teknik "Model Güvenilirlik Seti (Model Confidence Set (MCS))" olarak Türkçeleştirebileceğimiz tekniktir. MCS, 2003 yılında Hansen, Lunde ve Nason⁶⁹ tarafından oluşturulmuştur. Teknik, belli bir güven aralığında en iyi modeli seçmeye çalışmaktadır. Tekniğin önemli özelliklerinden birisi, veri setindeki bilginin sınırlarının farkında olmasıdır. SPA testleriyle karşılaştırıldığında MCS'nin üç önemli avantajından bahsedilebilir. Bunlardan ilki, tekniğin herhangi bir referans modele ihtiyaç duymamasıdır. İkinci avantajı, MCS tüm model grubunu tanımlamaktadır ve seçimi bu gruptaki modeller arasından yapmaktadır. Oysa SPA testleri sadece referans modellerle ilgili bilgi vermektedirler ve en iyi modeli bu referans modellerle karşılaştırarak seçmektedirler. Son olarak da, MCS yalnızca tek bir hipotez ile çalışmakta ve çoklu hipotez sorunlarıyla karşılaşmamaktadır.

2.4.2. Diğer Değerlendirme Yöntemleri

Değişkenlik modellerinin performanslarını değerlendirirken istatistik yöntemler kuşkusuz en sık kullanım alanı bulan yöntemlerdir. Bunların dışında, ekonomik anlamlılığı ölçmeye çalışan yöntemler de bulunmaktadır. Bunlara örnek olarak, değişkenlik tahminine dayalı portföy geliştirilmesi veya opsiyon fiyatlamasının hataları üzerindeki etkilerini ölçerek bir kriter oluşturan yöntemler sayılabilir. Ayrıca simülasyon ile oluşturulmuş bir piyasadaki performansı ölçmeye yarayan kriterleri de bu grupta saymak mümkündür.

⁶⁹ Peter Reinhard Hansen, Asger Lunde ve James M. Nason, "Choosing the Best Volatility Models: The Model Confidence Set Approach", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics** 65, Supplement 2003, 0305-9049, s. 839-861

3. DEĞİŞKENLİKLE İLGİLİ DÜNYADA ve TÜRKİYE'DE YAPILMIŞ ÇALIŞMALAR

Değişkenliğin tanımının, istatistiksel özelliklerinin, nedenlerinin ve tarihsel gelişiminin anlatıldığı Birinci Bölüm'ün ardından, İkinci Bölüm'de, değişkenlik tahmin modelleri ayrıntılı olarak ele alınmıştır. Bu bölümde ise, değişkenlikle ilgili dünyada ve Türkiye'de yapılmış çalışmalar detaylı olarak incelenecektir.

Hisse senedi piyasalarında değişkenlik, değişkenliğin nedenleri ve modellenmesi üzerine yapılan çalışmaların geçmişi 35-40 yıl gibi görece yakın bir zamana dayanmaktadır. Hisse senedi getirilerindeki aşırı artış ve azalışlar, piyasaları gözlemleyen araştırmacıların dikkatini çekmiş ve ilk çalışmalar bu artış ve azalışların nedenlerini inceleme yönünde olmuştur. İlk dönemde yapılan bu araştırmalarda değişkenliği temsilen standart sapma kullanılmış, bu standart sapmanın ölçüm dönemi süresince değişmediği varsayımı yapılmıştır. Daha sonraki dönemlerde yapılan deneysel çalışmalar, aslında değişkenliğin zamanla değişen bir yapıya sahip olduğunu saptama ve kanıtlama yönündedir. Koşullu değişkenlik denen bu tür değişkenlik üzerinde, 1982 yılından itibaren çok sayıda kuramcı ve araştırmacı çalışmıştır ve birçok koşullu değişkenlik modeli oluşturulmuştur. Bu arada değişkenliğin nedenlerini açıklamaya çalışan araştırmalar, modellerle ilgili çalışmaların da bulgularını kullanarak bu çalışmalara koşut bir şekilde devam etmektedir. Bu bölümde, özellikle koşullu değişkenlik modellerini oluşturan ilk makaleler ve onların izleyenleri, bu modellerin hangisinin daha iyi bir değişkenlik temsilcisi olduğunu tespit etmeye yönelik çalışmalar ile değişkenliğe sebep olan değişkenleri inceleyen araştırmalar anlatılmıştır. Tarih sıralaması yanında, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler ayrımı yapılarak çalışmalar sınıflandırılmıştır.

3.1. Değişkenliğin Yapısal Özelliklerini İnceleyen Çalışmalar

Değişkenlik modellerini oluşturan çalışmalara geçmeden önce değişkenliğin yapısını ve gelişimini inceleyen araştırmalara değinmek, çalışmaların geçmişini izleyebilmek açısından faydalı olacaktır. Ayrıca değişkenlik ile ilgili literatürün çok

büyük bir çoğunluğunun A.B.D. sermaye piyasaları üzerine gerçekleştirildiğini, Avrupa ve gelişmekte olan ülkeler üzerine çalışmalarınsa son yıllarda arttığını söylemek yanlış olmayacaktır.

3.1.1. Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Piyasalar Üzerine Yapılmış Çalışmalar

Hisse senedi piyasalarındaki değişkenlikle ilgili literatürdeki çalışmaların öncüllerinden biri, 1970 yılında Fischer ve Lorie tarafından yapılmıştır. New York Borsası'ndaki hisse senetlerini inceleyen bu çalışmada, varyansın zaman içindeki dağılımındaki değişim irdelenmiştir. Çalışmanın vardığı sonuç, 1946-1965 döneminde değişkenliğin 1926-1945 dönemine göre daha az olduğudur. Çalışma, yapıldığı dönem için önemli bir sonuca varmış ve ekonomik krizlerin yaşandığı dönemlerde değişkenliğin arttığını ortaya koymuştur.¹

Benzer bir çalışmayı, yine A.B.D. sermaye piyasaları için Officer 1973 yılında daha geniş bir zaman aralığına uygulamış ve 1897-1969 dönemini dikkate alarak yıllık değişkenliklere bakmıştır. Bu çalışmanın sonucunda, 1930 dönemindeki yüksek değişkenlikten sonra 1942 yılında ortalama değişkenliğe dönüldüğü, 1930 öncesi ve 1942 sonrası değişkenliklerinin aynı boyutta olduğu belirtilmiştir.

1989 yılında Jones ve Wilson ise, A.B.D. sermaye piyasaları için 1885-1989 yılları arasını incelemiş ve 1980 sonrasında değişkenliğin artıp artmadığını sorgulamıştır. Bu çalışmada, 1930'lu yılların değişkenliğin en yüksek olduğu dönem olduğu bulunmuştur. 1980-1989 döneminin ise karşılaştırılan döneme ve zaman aralığına (günlük veya aylık) bağlı olarak değişik sonuçlar verdiği belirtilmiştir.²

Yukarıda anlatılan üç çalışmanın sonucuna göre, 1885-1989 döneminde A.B.D.'de hisse senedi endeksi değişkenliğinin dönem dönem ani sıçramalar yapsa da genel bir artış eğilimi içinde olmadığı bulunmuştur.

¹ Hacıhasanoğlu, a.g.e., s.20

² A.e.

1991 yılında Kupiec OECD ülkelerinde deęişkenlięi inceleyen bir alıřma yayımlamıřtır.³ 15 OECD ülkesinde (Belika, Kanada, Finlandiya, Fransa, Almanya, İrlanda, İtalya, Japonya, Hollanda, Norve, İspanya, İsve, İsvire, İngiltere, A.B.D) son 30 yılda deęişkenlięin yapısı ile ilgili bir dizi arařtırmayı ieren alıřmada Kupiec, özellikle 1987 krizi öncesi ve sonrası ile ilgili analizler yapmıřtır.

A.B.D ve Japonya piyasaları arasındaki deęişkenlik ve iřlem hacmi etkileřimini inceleyen bir alıřma, 1993 yılının sonunda Ito ve Lin tarafından gerekleřtirilmiřtir.⁴ Ekim 1985- Aralık 1991 dönemi iin gün ii veri kullanılarak yapılan analizler sonucunda, iki piyasa arasında anlamlı bir iliřki bulunmuřtur ve bu iliřki yüksek deęişkenlik dönemlerinde artmaktadır. Ayrıca 1987 krizinden sonra New York Hisse Senedi Piyasası'nın Tokyo Piyasası üzerindeki etkisinde yapısal bir deęişim olmuřtur.

Avustralya Piyasası'nda deęişkenlięi inceleyen bir alıřma, 1993 yılında Kearns ve Pagan tarafından yapılmıřtır.⁵ Uzun bir dönemi inceleyen arařtırmacılar, Avustralya Piyasası'nda deęişkenlięin gösterdięi özellikleri A.B.D. piyasaları ile karřılařtırmıřlar ve bazı yönlerden benzerlikler, bazı yönlerdense farklılıklar olduęunu vurgulamıřlardır.

Tarihsel Ortalama Modeli ve GARCH Modeli kullanılarak Avusturya piyasaları iin deęişkenlięi inceleyen bir alıřma, 1994 yılında Geyer tarafından gerekleřtirilmiřtir.⁶ Viyana Hisse Senedi Piyasası Endeksi Ocak 1986-Aralık 1990 dönemi günlük getirilerini kullanan Geyer, bu getiriler ile hesapladığı deęişkenlięi S&P'nin deęişkenlięi ile karřılařtırmıř ve yapısal özelliklerini benzer bulmuřtur.

Nicholls ve Tonuri tarafından 1995 yılında Avustralya sermaye piyasaları iin yapılan alıřmada, Avustralya piyasalarındaki deęişkenlięi 1988-1991 dönemi iin

³ Paul Kupiec, "Stock Market Volatility in OECD Countries: Recent Trends, Consequences For The Real Economy, And Proposals For Reform", **Economic Studies**, No:17, Sonbahar 1991, s. 31-62, (evrimii) <http://www.oecd.org/dataoecd/32/14/34254980.pdf>, 15 řubat 2005

⁴ Takatoshi Ito ve Wen-Ling Lin, "Price Volatility and Volume Spillovers Between The Tokyo and New York Stock Markets", **NBER Working Papers**, No:4592, Aralık 1993, s. 1-35

⁵ P. Kearns ve A.R. Pagan, "Australian Stock Market Volatility: 1875-1987", **The Economic Record**, Cilt:69, No:205, Haziran 1993, s. 163-178

⁶ Alois L.J. Geyer, "Volatility estimates of the Vienna stock market", **Applied Financial Economics**, 1994, 4, s.449-455

asimetrik GARCH modelleri kullanarak açıklamak hedeflenmiştir. Çalışmanın yan bulgularından birisi de getirilerin negatif yönde çarpık olduğudur.⁷

İskandinav sermaye piyasalarında değişkenliği inceleyen bir çalışma 1997 yılında Booth, Martikainen ve Tse tarafından yapılmıştır.⁸ Danimarka, İsveç, Norveç ve Finlandiya piyasalarının özelliklerinin tanıtıldığı ilk bölümün ardından veri seti tanımlanmıştır. Dört piyasa için de Mayıs 1988-Haziran 1994 dönemi kullanılmıştır ve bu piyasalarda EGARCH modelinin değişkenliği tahminlemedeki başarısı ölçülmüştür. EGARCH modeli dört piyasa için de anlamlı sonuçlar vermiştir.

Gelişmiş piyasalarda değişkenliği inceleyen bir başka çalışma 1998 yılında Ramchand ve Susmel tarafından yapılmıştır.⁹ Gelişmiş piyasa olarak nitelenen bu 18 ülke Avusturya, Belçika, Danimarka, Fransa, Almanya, İtalya, Hollanda, Norveç, İspanya, İsveç, İsviçre, İngiltere, Hong Kong, Japonya, Singapur, Avustralya, Kanada ve A.B.D'dir. Makalenin amacı, A.B.D. sermaye piyasaları ile diğer piyasaların korelasyonları ile değişkenlikleri arasındaki ilişkiyi incelemektir. A.B.D. piyasalarında yüksek değişkenliğin olduğu dönemlerde diğer piyasalar A.B.D. piyasası ile yüksek bir korelasyona sahip olmaktadır.

Yine gelişmiş piyasalarda değişkenliğin yapısını inceleyen bir başka çalışma 1998 yılında Koutmos tarafından yapılmıştır.¹⁰ Avustralya, Belçika, Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, İngiltere ve A.B.D piyasalarının alındığı çalışmada koşullu getiri ve koşullu varyansın geçmiş bilgiyle olan asimetrik fonksiyonu incelenmiştir. Koşullu getirinin ve koşullu varyansın her ikisi de geçmiş bilginin asimetrik bir fonksiyonu olarak bulunmuşlardır.

Ülkeler ve yıllar bazında değişkenliğin özelliklerini ve artış-azalışlarını 2003 yılında Cochran, Heck ve Shaffer incelemişlerdir.¹¹ A.B.D. sermaye piyasaları için yapılan çalışmaların birçoğunda, 1930'lu yılların yüksek değişkenliğin yaşandığı

⁷ Des Nicholls ve David Tonuri, "Modelling Stock Market Volatility In Australia", **Journal of Business Finance and Accounting**, 22(3), Nisan 1995, s.377-396

⁸ Geoffrey G. Booth, Teppo Martikainen ve Yiuman Tse, "Price and volatility spillovers in Scandinavian stock markets", **Journal of Banking and Finance** 21, 1997, s.811-823

⁹ Latha Ramchand ve Raul Susmel, "Volatility and cross correlation across major stock markets", **Journal of Empirical Finance** 5, 1998, s. 397-416

¹⁰ Gregory Koutmos, "Asymmetries in the Conditional Mean and the Conditional Variance: Evidence From Nine Stock Markets", **Journal of Economics and Business**, 50 ,1998, s. 277-290

¹¹ Steven J. Cochran, Jean L. Heck ve David R. Shaffer, "Volatility in World Equity Markets", **Review of Pasific Basin Financial Markets and Policies**, Cilt:6, No:3, 2003, s.273-290

yıllar olarak literatüre geçtiği söylenmektedir. Daha sonraki dönemler de incelenmiş ve şimdiki ve geçmiş değişkenlik düzeyleri arasında anlamlı bir fark olduğunda, şimdiki değişkenliğin geçmiş değişkenliğinden daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla 1998-2001 dönemi, incelenen pek çok piyasa için en yüksek değişkenliğe sahip dönem olarak yer almaktadır. Çalışmaya konu olan piyasalar A.B.D., Almanya, İngiltere, Hollanda, İsviçre, İsveç ve Japonya'dır.

1990-2000 döneminde gelişmiş ülke hisse senedi piyasalarının değişkenliğini inceleyen çalışmalar daha ziyade, A.B.D. hisse senedi endekslerinin değişkenliği ile diğer gelişmiş piyasaların (özellikle Japonya, Avusturya ve Avustralya) endekslerinin değişkenliği arasındaki ilişkiyi incelemeye yöneliktir. Bu çalışmaların bulguları bu piyasalarla A.B.D. piyasası arasında risk anlamında bir ilişki olduğuna işaret etmektedir ve bu ilişki riskin yüksek olduğu dönemlerde artmaktadır. Ayrıca 2003 yılında Cochran, Heck ve Shaffer tarafından yapılan çalışmanın bulgularına göre, gelişmiş piyasalarda şimdiki değişkenliğin geçmiş değişkenliğinden daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgu daha önce 1885-1989 dönemini A.B.D. piyasaları için inceleyen çalışmaların bulgularına bir ek yapmayı gerektirmektedir: 1990'lı yılların ikinci yarısından itibaren gelişmiş piyasalarda risk artmıştır.

Gelişmekte olan ülkelerle ilgili çalışmalara baktığımızda ise, aşağıdaki bulgulara rastlamaktayız:

Yunanistan piyasaları için yapılan bir çalışmada Koutmos, Negakis ve Theodossiou, Nelson'un Üstel GARCH-M modelini kullanarak Atina Menkul Kıymetler Piyasası'nda değişkenliğin yapısını incelemişlerdir.¹² Temmuz 1981-Ağustos 1990 dönemi için getirilerin birinci ve ikinci momentlerinin zamana bağlı olduğunu bulmuşlardır. Getiriler koşullu olarak heteroskedastiktir ve şimdiki değişkenlik şimdiki getiri ile pozitif yönde bir ilişkiye sahiptir. Ayrıca geçmiş getiriler ile şimdiki getiriler arasında da bir korelasyon bulunmuştur. Bu da etkin olmayan bir piyasaya işaret etmektedir. Bunun yanında pozitif şoklar değişkenliği negatif şoklara göre daha fazla arttırmaktadır. Bu son bulgu da A.B.D. piyasalarındaki bulgu ile çelişmektedir.

¹² Gregory Koutmos, Christos Negakis ve Panayiotis Theodossiou, "Stochastic behaviour of the Athens stock exchange", **Applied Financial Economics**, 1993, 3, s. 119-126

Avrupa, Latin Amerika, Asya, Orta Doğu ve Afrika'dan seçilmiş 20 gelişmekte olan piyasa için değişkenlik yapısını inceleyen bir çalışma Harvey tarafından 1994 yılında gerçekleştirilmiştir.¹³ Seçilen ülkeler Arjantin, Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika, Venezüella, Hindistan, Endonezya, Kore, Malezya, Pakistan, Filipinler, Tayvan, Tayland, Yunanistan, Portekiz, Türkiye, Ürdün, Nijerya ve Zimbabwe'dir. Bu piyasalar, daha önce yapılmış çalışmalarda yüksek ortalama getiri ve yüksek değişkenliğe sahip piyasalar olarak tanımlanmışlardır. Fakat yazarlar, bu piyasaların gelişmiş piyasalarla olan düşük korelasyon katsayıları nedeniyle, bu piyasaların dahil edildiği portföylerde değişkenliğin düşeceğini ve getirinin artacağını söylemenin mümkün olduğunu belirtmiştir.

1995 yılının sonlarına doğru Harvey, gelişmekte olan ülkelerle ilgili yaptığı 1994 tarihli çalışmasını Bekaert ile birlikte geliştirerek yine NBER Working Paper olarak yayımlamıştır.¹⁴ Burada da yine aynı 20 gelişmekte olan ülkeyi inceleyen araştırmacılar, bu ülkelerdeki değişkenliğin araştırılmasıyla ilgili birçok hedef belirlemişlerdir. Bunlardan birisi, bu piyasalarda değişkenliğin karakterinin belirlenmesidir. Bununla birlikte değişkenliğin modellenmesinin bu ülkelerde zor olduğundan bahsedilmektedir. İkinci hedef, değişkenliği etkileyen faktörleri tespit edebilmektir. Dünya ile entegre olmuş piyasalarda dünyayı etkileyen faktörlerin bu ülkelerde de belirleyici olduğu belirtilirken, daha içe kapanık piyasalarda yurtiçi faktörlerin öneminden bahsedilmektedir. Üçüncü olarak da araştırmacılar, değişkenliğin neden ülkeden ülkeye farklılık gösterdiğini bulmak istemişlerdir. Bunun için de bazı faktörler belirlemişlerdir: Ülke endeksinde yer alan şirket sayısı, varlık konsantrasyon faktörleri, ülke kredi dereceleri, ticaret sektörlerinin büyüklüğünün GSMH'ye oranı ve pazar kapitalizasyonunun GSMH'ye oranı gibi. Son olarak yazarlar, liberalizasyonun değişkenlik üzerindeki etkilerini araştırmışlardır. 17 ülkenin 13'ünde liberalizasyon sonrasında değişkenlik ya aynı kalmış, ya da düşmüştür. Türkiye, Pakistan, Kolombiya ve Venezüella'da ise yükselmiştir.

¹³ Campbell R. Harvey, "Predictable Risk And Returns In Emerging Markets", **NBER Working Paper Series**, No:4621, Ocak 1994, s.1-57

¹⁴ Geert Bekaert ve Campbell R. Harvey, "Emerging Equity Market Volatility", **NBER Working Paper Series**, No:5307, Ekim 1995, s.1-79

Hindistan sermaye piyasalarında deęişkenlięin yapısını inceleyen Thomas'ın makalesi 1995 tarihlidir.¹⁵ Nisan 1979-Mart 1995 dönemi Bombay Hisse Senedi Piyasası verilerini kullanan arařtırmacı, günlük, haftalık ve aylık getirilerde heteroskedastisite tespitinde bulunmuřtur. Ayrıca aylık verilerde deęişkenlikte mevsimsellik etkisine rastlamıřtır.

Geliřmekte olan piyasalar üzerine yapılan bir bařka çalıřmanın tarihi 1997'dir. Arařtırmacılar Santis ve İmrohoroęlu, IFC'nin veri setlerini kullanarak belirledikleri 19 ülke ile ilgili deęişkenlik analizleri yapmıřlardır.¹⁶ Dönem Aralık 1988-Mayıs 1996'dır. Bu 19 ülkeden 15'i geliřmekte olan ülkedir: Yunanistan, Ürdün, Türkiye, Hindistan, Kore, Malezya, Filipinler, Tayvan, Tayland, Arjantin, Brezilya, řili, Kolombiya, Meksika ve Venezuela. Geliřmiş piyasalarsa Almanya, Japonya, İngiltere ve A.B.D.'dir. Geliřmiş ülkeler referans piyasalar olarak kullanılmıřtır. Geliřmekte olan ülkelerin deęişkenliklerinde, aynı geliřmiş ülkelerde olduęu gibi kümelenmeler ve devamlılık olduęu tespit edilmiřtir. Bunun yanında, geliřmekte olan ülkelerin deęişkenlikleri dięerlerine göre oldukça yüksektir. Çalıřmanın sonucunda liberalizasyon sonrasında artan bir deęişkenlięe dair kesin bir kanıt bulunamamıřtır.

1999 yılında Latin Amerika ülkeleri piyasaları üzerine gerçekteřtirilen çalıřmanın sahipleri Haque, Hassan ve Varela'dır. Arařtırmacılar Arjantin, Brezilya, řili, Kolombiya, Meksika, Peru ve Venezüella hisse senedi piyasalarında stabilite, deęişkenlik, risk primi ve deęişkenlięin devamlılıęını 1988-1998 dönemi için incelemiřlerdir. Arjantin, Kolombiya ve Meksika hariç dięer ülke piyasalarında zamana baęlı bir risk priminden söz etmek mümkündür. Venezüella hariç dięer tüm ülkelerde ARCH/GARCH etkisi bulunmuřtur. Getirinin tahmin edilebilirlięinin de arařtırıldıęı çalıřmada, bu konuda ülkeler arasında çeliřkili sonuçlar bulunmuřtur. Fakat yapılan parametrik olmayan run testleri sonucunda bütün ülke piyasaları zayıf düzeyde dahi etkin bulunamamıřtır. Artık basıklık tüm piyasalarda mevcuttur.

¹⁵ Susan Thomas, "Heteroskedasticity Models on the Bombay Stock Exchange", Ph. D. Dissertation at USC, Temmuz 1995, Çevrimiçi: www.usc.edu, 10 Nisan 2005

¹⁶ Giorgio De Santis ve Selahattin İmrohoroęlu, "Stock returns and volatility in emerging financial markets", **Journal of International Money and Finance**, Cilt:16, No:4, 1997, s.561-579

Değişkenliğe verilen şokların devamlılığı yalnız Brezilya'da bulunmaktadır. İncelenen tüm ülkelerde değişkenlik kümelenmesi bulunmaktadır.¹⁷

Arap hisse senedi piyasalarında değişkenliğin yapısal özelliklerini inceleyen bir çalışma, 1999 yılında Dahel tarafından yapılmıştır. Araştırmacının amacı, Arap piyasalarının artık değişkenliğe sahip olup olmadıklarını belirleyebilmektir. Ekim 1994- Kasım 1998 döneminin incelendiği çalışmada, sekiz Arap ülkesinin hisse senedi piyasası, iki gelişmekte olan piyasa ve üç gelişmiş piyasa için inceleme yapılmıştır. Haftalık değişkenliği hesaplamak için Değişkenlik Katsayısı ve Schwert Değişkenlik Endeksi kullanılmıştır. Her iki tekniğin bulguları da, Arap piyasalarının farklı bir değişkenlik özelliği sergilemediği yönündedir. Ayrıca Arap piyasaları uluslararası finansal krizlerden de etkilenmemektedirler. Keza, Arap ülkelerinin değişkenliklerinin hem birbirleriyle hem de uluslararası piyasalarla korelasyonları düşük düzeydedir.¹⁸

Atina Hisse Senetleri Piyasası'nda 1987-1997 döneminde günlük getirilerin zaman serisi özelliklerini 2000 yılında Chortareas, McDermott ve Ritsatos incelemiştir.¹⁹ Günlük ve haftalık getirilerin her ikisi de leptokörtik ve normal olmayan bir dağılıma sahiptirler. Yine her ikisi de birinci ve ikinci momentlerinde zamana bağlı bir özellik gösterirler. Ayrıca Nelson'un EGARCH modelini kullanarak piyasanın değişkenliğinin özellikleri üzerinde de durmuşlardır. 1987-1991 ile 1991-1997 dönemleri arasında belirgin değişiklikler bulunmaktadır.

Apergis ve Eleptheriou, 2001 yılında Yunanistan Hisse Senedi Piyasaları'nda getiri değişkenliğinin 1990-1999 döneminde asimetrik özellik sergilediğini kanıtlamışlardır.²⁰

Gelişmekte olan Doğu Avrupa piyasalarından Bulgaristan ve Polonya'daki değişkenliğin karakteristik özelliklerini inceleyen bir çalışma, 2001 yılında

¹⁷ Mahfuzul Haque, M.Kabir Hassan ve Oscar Varela, "Stability, Volatility, Risk Premiums, and Predictability in Latin American Emerging Stock Markets", **Quarterly Journal of Business & Economics**, Cilt 40, No.3 ve 4, 1999, 2. 23-44

¹⁸ Riad Dahel, "Volatility in Arab Stock Markets", Arap Planlama Enstitüsü'nün düzenlediği "Arab Stock Markets: Recent Trends and Performance" isimli çalışmada sunulan çalışma, Kuveyt, Mart 15-16, 1999, s.22

¹⁹ Georgios E. Chortareas, John B. McDermott ve Titos E. Ritsatos, "Stock Market Volatility in an Emerging Market: Further Evidence from the Athens Stock Exchange", **Journal of Business Finance and Accounting**, 27(7) & (8), Eylül/Ekim 2000, s. 983-1002

²⁰ Nicholas Apergis ve Sophin Eleptheriou, "Stock Returns and Volatility: Evidence from the Athens Stock Market Index", **Journal of Economics and Finance**, 25, 1, 2001, s.50-61

Poshakwale ve Murinde tarafından yapılmıştır.²¹ Ocak 1994-Haziran 1996 döneminin incelendiği çalışmada günlük getiriler kullanılmıştır. Hem Budapeşte Hisse Senedi Piyasası'nda hem de Varşova Hisse Senedi Piyasası'nda değişkenlik, koşullu heteroskedastik bir yapı sergilemektedir. Çalışmada değişkenlik GARCH modeli ile tahminlenmiştir. Gelişmekte olan ülkelerin değişkenlik yapılarıyla ilgili çok az sayıda çalışmanın olduğunun vurgulandığı makalede, özellikle Bulgaristan ve Polonya için yapılan çalışmaların sayıca çok az olduğu belirtilmiştir. Araştırmacılar bu piyasalar üzerine yapılmış çalışmaların bulgularından kısaca bahsetmişlerdir. Varşova Hisse Senedi Piyasası'nda değişkenliği 1997 yılında inceleyen Flores ve Szafarz²², bu piyasa için yüksek değişkenliğin söz konusu olduğunu belirtmişlerdir. Ayrıca makroekonomik değişkenler ile hisse senedi piyasalarında bir ilişkiye rastlanmamıştır.

2001 yılında Lee, Chen ve Rui tarafından Çin sermaye piyasalarında değişkenliğin yapısal özelliklerini tespit etmek amacıyla bir çalışma yapılmıştır.²³ Çin'deki dört ayrı hisse senedi piyasası için yapılan çalışmada GARCH ve EGARCH modellerinin zamana dayalı bir değişkenliğe işaret ettikleri ortaya konmuştur.

Atina Hisse Senedi Piyasası üzerine yapılan bir başka çalışmanın yılı 2002'dir. Bu çalışmada Siourounis, 1988-1998 dönemi için Atina Hisse Senedi Genel Endeksi değişkenliğini GARCH türü modellerle modellemeye çalışmıştır. Modelin içine politik olayları temsil etmesi amacıyla kukla değişkenler yerleştirilmiştir. Kukla değişkenlerin açıklayıcılığı anlamlı bulunmuştur. Bu da Yunanistan sermaye piyasalarının politik olaylardan etkilendiğini, dolayısıyla bu piyasada zayıf düzeyde dahi etkinliğin olmadığını göstermektedir. Geçmiş dönemin günlük getirisi bugünün getirisi ile ilişkilidir ve bugünün değişkenliği geçmiş değişkenlik ile pozitif bir korelasyona sahiptir.²⁴

²¹ Sunil Poshakwale ve Victor Murinde, "Modelling the volatility in East European emerging stock markets: evidence on Hungary and Poland", **Applied Financial Economics**, 11, 2001, s. 445-456

²² R.G. Flores ve A. Szafarz, "Testing the information structure of East European Markets: The Warsaw Stock Exchange", **Economics of Planning**, 30, 1997, s.91-105; Aktaran Eser: ²² Sunil Poshakwale ve Victor Murinde, "Modelling the volatility in East European emerging stock markets: evidence on Hungary and Poland", **Applied Financial Economics**, 11, 2001, s. 445-456

²³ Cheng F. Lee, Gong-meng Chen ve Oliver M. Rui, "Stock Returns and Volatility on China's Stock Markets", **The Journal of Financial Research**, Cilt:24, No:4, Kış 2001, s. 523-543

²⁴ Gregorios D. Siourounis, "Modelling volatility and testing for efficiency in emerging capital markets: the case of the Athens stock Exchange", **Applied Financial Economics**, 12, 2002, s.47-55

1990'lı yıllarda Meksika sermaye piyasalarında değişkenliğin değişimini 2003 yılı çalışmalarında Gonzalez, Spencer ve Walz irdelenmişlerdir.²⁵ Son dönemde değişkenlikte bir artış olduğunu tespit eden araştırmacılar, değişkenlikteki ani artışların 1995 yılına kadar yerel faktörlerden, 1995'ten sonra ise uluslararası faktörlerden kaynaklandığını ileri sürmüşlerdir.

Kaur 2004 yılında, Hindistan sermaye piyasalarında değişkenliğin yapısal özelliklerini inceleyen bir çalışma yapmıştır.²⁶ Hindistan sermaye piyasalarındaki değişkenlik de diğer gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin değişkenliklerine benzer özellikler göstermektedir: değişkenlik kümelenmesi, değişkenliğe verilen şokların bir süre devam etmesi, haberin asimetrik etkisi vb. Sensex ve Nifty getirileri üzerine yapılan bu araştırmada "haftanın günü", "hafta sonu" veya "Ocak ayı" anomalilerine rastlanmamıştır. Aralık 1999'da borsaya getirilen yapısal bir değişiklik nedeniyle, getirilerin ve değişkenliklerin özelliklerinde bu tarihten sonra değişiklikler olmuştur. Ayrıca A.B.D piyasalarıyla Hindistan piyasalarının değişkenlik ilişkisi hakkında kesin kanıtlar bulunamamıştır.

Gelişmekte olan ülkelerin değişkenlik yapısını inceleyen çalışmaların sonuçlarını özetlersek:

1. Yüksek ortalama getiri ve yüksek değişkenlik söz konusudur. 1975-1995 döneminde en yüksek değişkenlik Latin Amerika ülkelerine aittir.²⁷
2. Getiriler leptokörtik (kalın kuyruklar-artık basıklık) ve çarpıktırlar. Dolayısıyla normal olmayan bir dağılıma sahiptirler. (Latin Amerika Ülkeleri –Arjantin, Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika, Peru ve Venezüella- ve Yunanistan)

²⁵ Jorge G. Gonzales, Roger W. Spencer ve Daniel, T. Walz, "A contemporary analysis of Mexican stock market volatility", **Applied Financial Economics**, 13, 2003, s. 741-745.

²⁶ Kaur, a.g.e., s. 25-42

²⁷ B.C. Barry ve M. Rodrigues, "Risk, Return and Performance of Latin America's Equity Markets, 1975-1995", Texas Christian University Working Paper, 1997; Aktaran Eser: Mahfuzul Haque, M.Kabir Hassan ve Oscar Varela, "Stability, Volatility, Risk Premiums, and Predictability in Latin American Emerging Stock Markets", **Quarterly Journal of Business & Economics**, Cilt 40, No.3 ve 4, 1999, 2. 23-44

3. Gelişmiş piyasalarda olduğu gibi değişkenlik, gelişmekte olan piyasalarda da aynı özellikleri göstermektedir: değişkenlik kümelenmesi, değişkenliğe verilen şokların bir süre devam etmesi gibi.
4. Geçmiş getiriler ile şimdiki getiriler arasında bir korelasyon bulunmuştur. Bu da etkin olmayan piyasaya işaret etmektedir (Yunanistan).
5. Şimdiki değişkenlik şimdiki getiri ile pozitif yönde bir ilişkiye sahiptir.
6. Zamana dayalı bir değişkenlik (heteroskedastik) söz konusudur.
7. Pozitif şoklar değişkenliği negatif şoklara göre daha fazla arttırmaktadır (Yunanistan ve Türkiye piyasalarında). Bu bulgu gelişmiş piyasalardaki bulgular ile çelişmektedir. Fakat Hindistan sermaye piyasalarında haberin asimetrik etkisinden söz etmek mümkündür.
8. Gelişmekte olan piyasaların gelişmiş piyasalarla olan düşük korelasyon katsayıları nedeniyle, bu piyasaların dahil edildiği portföylerde değişkenliğin düşeceğini ve getirinin artacağını söylemek mümkün olabilecektir. Bununla beraber Arap ülkelerinin değişkenliklerinin hem birbirleriyle hem de uluslararası piyasalarla korelasyonları düşük düzeydedir.
9. Meksika sermaye piyasalarında son dönemde değişkenlikte bir artış olduğu tespit edilmiştir. Değişkenlikteki ani artışların 1995 yılına kadar yerel faktörlerden, 1995'ten sonra ise uluslararası faktörlerden kaynaklandığı ileri sürülmüştür.
10. Liberalizasyonun değişkenliği artırıcı yönde bir etkisi olup olmadığı araştırılmış fakat çelişkili sonuçlar bulunmuştur. Türkiye, Pakistan, Kolombiya ve Venezüella'da liberalizasyon sonrası artan bir değişkenlik olduğu yönünde kanıtlara rastlanmıştır.

3.1.2. Türk Sermaye Piyasası Üzerine Yapılmış Çalışmalar

Türk Sermaye Piyasası'nda değişkenliğin yapısal özelliklerini inceleyen çok az sayıda çalışma, 10 yıl gibi oldukça kısa bir geçmişe sahiptir.

Dağlı, 1996 tarihli çalışmasında İMKB'nin gelişmekte olan hisse senedi piyasaları ile karşılaştırmalı risk ve getiri yapısını incelemiş ve 1976-1992 döneminde en yüksek getirinin Arjantin, Filipinler ve Kolombiya'dan sonra Türkiye'de elde edildiğini ortaya koymuştur. Aylık risk karşılaştırması yapan Dağlı, analiz döneminde en yüksek standart sapmayı Arjantin'de bulmuştur. Bu sonuç, yüksek getirinin yüksek riski de beraberinde getirdiği yargısını desteklemektedir. Arjantin'den sonra en yüksek risk Türkiye'de görülmektedir. İMKB, gelişmekte olan piyasalar arasında bile çok yüksek bir değişkenliğe sahiptir ve bu risk getiri ile telafi edilememektedir.²⁸

Balaban, Candemir ve Kunter, 1996 yılında 1988-1995 dönemini kullanarak İMKB Bileşik Endeksi değişkenliğini ARMA yöntemi ile açıklamaya çalışmışlardır. Aylık değişkenliklerin hesaplandığı çalışmada ARMA yönteminin iyi bir açıklayıcı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.²⁹

Yılmaz, 1997 yılında gerçekleştirdiği çalışmasında İMKB Bileşik Endeksi'ni kullanarak Türk Sermaye Piyasası'nda değişkenliğin vade yapısını incelemiştir. Ayrıca 1988-1996 yılları arasındaki dönemde ve tek tek her bir yılda değişkenliğin yapısı irdelenmiştir. Çalışmanın ana bulgusu, değişkenliğin vade yapısının Brownian hareketi sergilemediği yönündedir. Başka bir deyişle, İMKB Bileşik Endeksi getirileri zamanla orantılı olarak değişirken, standart sapma ile ifade edilen risk zamanın karekökünden daha hızlı artmaktadır.³⁰

Yavan ve Aybar 1998 yılında yaptıkları çalışmalarında İMKB Bileşik Endeksi'nin değişkenliğini ARCH modelleme yaklaşımları çerçevesinde analiz etmeyi hedeflemişlerdir.³¹ Veri aralığı Ocak 1986-Aralık 1996'dır. Çalışmanın sonucu, İMKB'de öngörülen yapıda bir değişkenliğin varlığına işaret etmektedir. GARCH(1,1) İMKB getiri değişkenliğini başarıyla temsil etmektedir. Bulgular, İMKB getirilerinin koşullu varyansının gecikmeli şoklardan etkilendiğini ve ayrıca gecikmeli varyansın mevcut değişkenliğe bilgi taşıdığını göstermektedir. Dünya literatüründe negatif asimetri ile ilgili, başka bir ifadeyle olumsuz haberlerin olumlu

²⁸ Hacıhasanoğlu, a.g.e., s.46-47

²⁹ Ercan Balaban, H.Baturalp Candemir ve Kürşat Kunter, "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Aylık Dalgalanma Tahmini", **İktisat İşletme ve Finans**, Yayın No:4, Ankara, Kasım 1996, s. 3-16

³⁰ Yılmaz, a.g.e., s.25-42

³¹ Yavan ve Aybar, a.g.e., s. 36-47

haberlerden daha fazla deęişkenliğe neden olduęu konusunda pek çok kanıt bulunmaktadır. Fakat bu çalışmada elde edilen bulgular, bu çıkarsamayı İMKB için desteklememektedir.

Özer ve Türkyılmaz 2004 tarihli çalışmalarında Türk Sermaye Piyasası'nda deęişkenliği modellemeyi hedeflemişlerdir.³² İMKB-100 Endeksi'nin ve dolar kurunun kullanıldığı çalışmada, dönem Ocak 2000-Mart 2002 olarak alınmıştır. Bu dönemin alınmasının nedeni Şubat 2001 Krizi'nin etkilerini de görebilmektir. İncelenen Ocak 2000-Mart 2001 döneminde İMKB-100 Endeksi için ARCH etkisi bulunurken, dolar kurunda bu etkiye rastlanmamıştır. Çalışmada, sabit kur sistemine geçişin dolar kurunda ARCH etkisinin çıkmamasına neden olduęu söylenmektedir. ARCH ailesinden çeşitli modellerin denendięi çalışmada, en büyük log olabilirlik kriterine dayalı olarak EGARCH(1,1) modeli diğerlerine tercih edilmiştir. İncelenen Mart 2001-Mart 2002 dönemindeyse İMKB-100 Endeksi için düşük bir ARCH etkisi bulunmuştur ve en anlamlı model ARCH(1) olmuştur.

Türk Sermaye Piyasası'nda deęişkenlik yapısını inceleyen az sayıdaki çalışmanın sonuçlarını özetlersek:

1. Yüksek ortalama getiri ve yüksek deęişkenlik söz konusudur.
2. Zamana dayalı bir deęişkenlik (heteroskedastik) söz konusudur.
3. Haberin asimetrik etkisinden söz etmek mümkün değildir.

3.2. Deęişkenlik Modellerini Oluşturan Çalışmalar

Bölümün başlığındaki “deęişkenlik modelleri” tamlamasından kastedilen aslında koşullu deęişkenlik modelleridir. Bu bölümde, özellikle bu grup modellerin ortaya çıkışı ve gelişimi ile ilgili olan çalışmalar üzerinde durulmuştur. Diğer grupta yer alan koşulsuz deęişkenlik modellerinin geçmişi çok daha uzun yıllara dayanmaktadır. Koşulsuz deęişkenlik modellerinden ve onlarla ilgili çalışmalardan daha önceki bölümlerde ara ara bahsedildięi için burada yalnızca zamana baęlı deęişen deęişkenlik modellerini inceleyen çalışmalar yer almaktadır. Deęişkenliğin

³² Özer ve Türkyılmaz, a.g.e., s.1-179

kendi ve hata geçmiş verilerine bağlı bir yapı sergilediğini savunan çalışmaları, temel makalelerden başlayarak incelemek doğru olacaktır.

Koşullu değişkenlik modellerinin ya da çok kullanılan adıyla ARCH modeller ailesinin yaratıcısı olarak bilinen Engle, 1982 yılında yazdığı makalesinde, finansal zaman serilerinin düzenli olarak gösterdikleri özellikleri göz önüne almış ve bunları homoskedastik (eşvaryanslı) modellemenin doğru sonuçlar vermediğini ortaya koymuştur.³³

Her ne kadar ARCH Modeli basit bir model olsa da, varlık getirisinin varyansını açıklayabilmek için pek çok kistası sağlamak durumundadır. Zaman içinde araştırmacılar başka modellerin arayışı içine girmişlerdir. Bollerslev, 1986 yılında Journal of Econometrics’de yayımlanan makalesinde Engle’in ARCH Modeli’ni geliştirerek Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Değişen Varyans, GARCH Modeli’ni oluşturmuştur.³⁴ GARCH Modeli, hem otoresif hem de hareketli ortalamalar terimlerinin koşullu varyansın modellenmesinde kullanılabilmesini sağlamaktadır.

Bazı GARCH süreçlerinde durağanlık koşulu sağlanamamaktadır. Engle ve Bollerslev 1986 yılındaki çalışmalarında, GARCH Modeli’ni geliştirerek koşullu varyansın birim kök içerdiği durumlar için IGARCH Modeli’ni oluşturmuşlardır. Burada α_i ve β_i katsayılarının toplamı bire eşittir.³⁵

Engle, Lilien ve Robins 1986 yılında Econometrica’da yayımladıkları makalelerinde, faizlerin vade yapısıyla ilgili bir çalışmalarını anlatmışlardır.³⁶ Burada ARCH Modeli’ni geliştirerek, bir serinin ortalamasının kendi koşullu varyansına bağlı olduğunu ileri sürmüşler, modellerine de ARCH-M ya da Ortalamada ARCH Modeli ismini vermişlerdir.

Nelson tarafından değişkenlikteki asimetrik yapıyı dikkate alan Üstel GARCH (EGARCH) Modeli 1990 yılında oluşturulmuş, bir yıl sonra da, 1991 yılında geliştirilmiştir.³⁷

³³ Engle, a.g.e., s. 987-1008

³⁴ Bollerslev, a.g.e., s. 307-327

³⁵ Ünal, A.Tolga, a.g.e., s.7

³⁶ Engle, Lilien ve Robins, a.g.e., s. 391-407

³⁷ Nelson, a.g.e., s.347-370

Değişkenlikteki asimetrik yapıyı dikkate alan bir başka model, 1989 yılında Glosten, Jagannathan ve Runkle³⁸ tarafından oluşturulan ve araştırmacıların isimlerinin baş harfleriyle anılan GJR-GARCH Modeli'dir.

Zakoian, Glosten, Jagannathan ve Runkle ile hemen hemen aynı yıllarda haberin asimetrik etkisi konusuyla ilgili çalışmış, 1991 yılında değişkenlikteki asimetrik yapıyı EGARCH modeli gibi açıklamaya çalışan bir model oluşturmuş ve ismine de Threshold GARCH (TARCH, TGARCH veya Thr-GARCH) Modeli demiştir.³⁹ Model hem asimetriyi açıklamayı hedeflemiş, hem de GARCH Modeli'nin basitliğini bünyesinde barındırmıştır.

Engle'in 1982 yılında oluşturduğu ARCH Modeli üzerinde pek çok araştırmacı teorik ve deneysel olarak çalışmaya başlamışlardır. Fakat uygulamada α_i değeri sıklıkla negatif bir sayı olarak bulunmuştur. Bu problemi ortadan kaldırmak için 1986 yılında Pantula ve yine aynı yıl Geweke konu üzerinde çalışmışlar ve log-GARCH veya MGARCH (Multiplicative GARCH) da denen modeli oluşturmuşlardır. Artık doğrusal değil logaritmik bir model söz konusudur.⁴⁰

Asimetri etkisini modellemeye çalışan bir başka araştırmacı ARCH'ın da mimarı olan Engle'dir. 1990 yılında yayımladığı makalesinde Asimetrik GARCH (AGARCH) Modeli'ni oluşturmuştur.⁴¹

Bera ve Higgins 1992 yılında ARCH Modeli ile log-GARCH Modeli'nin karşılaştırmasını yaptıkları bir makale yazmışlardır. Bu çalışmada hangi modelin daha iyi tahmin yaptığını test etmişlerdir. Kendileri de Doğrusal Olmayan ARCH (Nonlinear ARCH-NARCH) ismini verdikleri yeni bir model oluşturmuşlardır. Bu model yine negatif olmama kısıtlarına sahiptir fakat doğrusal ARCH Modeli'ni özel bir model, log-GARCH Modeli'ni ise sınırlayıcı model olarak kullanmışlardır.⁴²

Hem asimetri hem de doğrusal olmama özelliklerine sahip bir model olan NA-GARCH (Nonlinear Asymmetric GARCH) Modeli'nden, 1993 yılında Engle ve

³⁸ Glosten, Jagannathan ve Runkle, a.g.e.

³⁹ J.M. Zakoian, "Threshold Heteroscedastic Models", Unpublished paper (Institute National de la Statistique et des Etudes Economiques, Paris), 1991a Aktaran Eser: Zakoian, J.M. ve R. Rabemananjara, "Threshold Arch Models and Asymmetries In Volatility", **Journal of Applied Econometrics**, Cilt:8, No.1, Ocak-Mart 1993, s. 32

⁴⁰ Zakoian ve Rabemananjara, a.g.e., s.32

⁴¹ Engle ve Ng, a.g.e., s. 1755

⁴² Bera ve Higgins, a.g.e., s. 331

Ng'nin The Journal of Finance dergisinde yayımladıkları makalelerinde bahsedilmektedir.⁴³

Asimetrik bir model olan QARCH, 1991 yılında Sentana tarafından geliştirilmiştir.⁴⁴ ARCH ailesinden birçok modele göre önemli avantajlara sahiptir. ARCH modellerine getirilen bazı eleştiriler bu model için geçerli olmadığından bu model, deneysel çalışmalarda başarılı sonuçlar vermektedir. Bununla birlikte QARCH, çok değişkenli modellere de rahatlıkla uygulanabilmektedir.

Robinson'un 1991 yılındaki çalışması dayanak olarak alınarak Baillie, Bollerslev ve Mikkelsen tarafından 1993 yılında FIGARCH (Fractionally-Integrated GARCH) Modeli oluşturulmuştur.⁴⁵ FI-GARCH Modeli de, bu modelden 3 yıl sonra, 1996 yılında Bollerslev ve Mikkelsen tarafından oluşturulan FI-EGARCH Modeli de şokların hiperbolik oranda azaldığı serileri modellemek amacı taşımaktadırlar.⁴⁶

Bileşke ARCH (Component ARCH) Modeli, koşullu varyansın sabit terimini zaman-değişken ve sabit olmak üzere iki bölümde ele almaktadır. Bu açılım, kısa ve uzun dönem varyansın varlığını ve aynı zamanda kısa-dönem varyansın hangi hızla uzun-dönem varyansa ulaştığını göstermektedir. C-ARCH(1,1) Modeli orijinal GARCH(1,1) modelindeki ω parametresinin zaman-değişken q_t parametresiyle değiştirilmesi sonucunda elde edilmektedir. q_t parametresi, koşullu varyansın zaman-değişken kalıcı bileşkesi olarak değerlendirilmelidir.⁴⁷

C-ARCH Modeli'nin basit bir açılımı olan AC-ARCH (Asimetrik Bileşke ARCH) modeli, C-ARCH Modeli'nin asimetrik yapısını GJR-GARCH Modeli'ndeki kukla değişkene benzer bir değişken ile test etmektedir. Bu basit açılım, geçici ARCH etkisini ayrıştırarak koşullu varyansın asimetrisinin varlığı ve büyüklüğü konusunda bilgi aktarmaktadır.⁴⁸

⁴³ Engle ve Ng, a.g.e. s. 1755

⁴⁴ Sentana, a.g.e., s. 639-661

⁴⁵ Diebold ve Lopez, a.g.e., s. 31

⁴⁶ Bollerslev ve Mikkelsen, a.g.e., s. 184

⁴⁷ Yavan ve Aybar, a.g.e., s. 40

⁴⁸ A.e., s. 40-41

3.3. Değişkenlik Modellerini Karşılaştıran Çalışmalar

Değişkenlik modellerinin koşullu modellerin de listeye dahil olmasıyla artan sayısı, hangi modelin en gerçekçi tahmini yaptığı sorusunu akıllara getirmiştir. Bu konuyla ilgilenen araştırmacıların çalışmaları oldukça yakın bir geçmişe, 1990'lı yılların başına dayanmaktadır. Daha ziyade gelişmiş ülke piyasaları için yapılan bu çalışmalar, bazı araştırmacılar tarafından gelişmekte olan piyasalara da uygulanmaya başlanmıştır.

Öncelikle şunu vurgulamak gerekir ki, literatür hangi modelin daha iyi tahminleme yaptığı konusunda bir fikir birliğine varamamıştır. Gelişmiş olsun, gelişmekte olan olsun tüm ülkeler için yapılan bu çalışmalar birbirleriyle çelişen sonuçlar vermenin ötesinde, kendi içlerinde de tutarlı bir sonuca ulaşamamakta, kesin olarak hangi modelin en iyi olduğunu söyleyememektedirler. Bir tahminleyenin performansını ölçmek için ya onun hataları değerlendirilmektedir ya da tahmin değerleriyle gerçek değerler arasındaki regresyona bakılmaktadır. Hata değerlendirmede hata istatistikleri dediğimiz pek çok kriter bulunmaktadır. İşte bu kriterlerin özelliklerine bağlı olarak her bir kriter başka bir yöntemin doğruluğuna işaret edebilmektedir. Çalışmaların birçoğu sonuç bölümlerinde bulgularını anlatmışlar, birkaç modelin birden üstün olduğundan bahsetmişler ama hangi durumda ne gibi bir seçim yapılacağı hususunda bilgi vermemişlerdir.

3.3.1. Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Piyasalar Üzerine Yapılmış Çalışmalar

Değişkenlik modellerinin performansını ölçen çalışmaların bilinen en eskisi 1989 yılında Akgiray tarafından gerçekleştirilmiştir. Akgiray, A.B.D. sermaye piyasalarında koşullu ve koşulsuz modellerin bir kısmının performanslarını 1963-1986 dönemi için değerlendirmiştir. Günlük veriler kullanılarak hesaplanan aylık değişkenlik değerleri üzerinden yapılan çalışma, Tarihsel Ortalama, Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama, ARCH ve GARCH modellerinin hatalarını göz önüne almıştır.

Hata istatistiklerinden Ortalama Hata (OH), Ortalama Mutlak Hata (OMH), Karekök Ortalama Hata Karesi (KOHK) ve Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi (OMHY) kullanılmıştır. Akgiray, genel olarak GARCH modelinin bu çalışma için en iyi sonucu verdiğini belirtmiştir.⁴⁹

Dimson ve Marsh, 1990 yılında İngiltere sermaye piyasaları için yaptıkları çalışmalarında günlük veriler kullanarak 3-aylık değişkenlik değerleri hesaplanmışlardır. 1955-1989 dönemini kullandıkları çalışmalarında Rassal Yürüyüş, Tarihsel Ortalama, Hareketli Ortalama, Üstel Düzgünleştirme ve Regresyon modellerini OH, OMH ve KOHK istatistikleriyle karşılaştırmışlardır. Regresyon Modeli'nin ve Üstel Düzgünleştirme'nin birkaç hata istatistiğinde üstün olduğuna dair bulguları vardır. Ayrıca araştırmacılar, bu bulgularından hareketle makalelerinin bundan sonraki çalışmalar için bir uyarı çanı olduğunu, karmaşık modeller dedikleri ARCH modeller ailesinin belki de o kadar güvenilir olmadığını vurgulamışlardır.⁵⁰

Dimson ve Marsh'ın çalışmasından bir yıl sonra Japon sermaye piyasaları için Tse benzer bir çalışma yapmıştır. Günlük veriler kullanarak aylık değişkenliği hesapladığı çalışmasında, 1986-1989 gibi nispeten kısa bir dönemi almıştır. Karşılaştırdığı modeller Tarihsel Ortalama, Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama, ARCH ve GARCH'dır. Hata istatistiklerinden farklı bir yöntemle değerlendirmeyi yaptığı çalışmasında Tse, koşulsuz değişkenlik modellerini ARCH ve GARCH'a üstün bulmuştur.⁵¹

Tse ve Tung 1992 tarihli çalışmalarında Singapur piyasasında değişkenlik modellerini irdelemişlerdir. Günlük veriyle aylık değişkenlikler Tarihsel Ortalama, Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama ve GARCH modelleriyle hesaplanmıştır. OMH ve KOHK istatistikleriyle modelleri karşılaştırmışlardır. Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama en iyi, GARCH modeli ise en kötü model olarak bulunmuştur.⁵²

Kuen ve Hong 1992 yılında gerçekleştirdikleri çalışmalarında Singapur Hisse Senedi Piyasası'nda değişkenlik modellerinin performanslarını ölçmüştür.

⁴⁹ Vedat Akgiray, "Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts", **Journal of Business**, Cilt:62, No:1, 1989, s. 55-80

⁵⁰ Elroy Dimson ve Paul Marsh, "Volatility Forecasting Without Data-Snooping", **Journal of Banking and Finance**, Cilt:14, Sayı:2-3, 1990, s. 399-421

⁵¹ Y.K. Tse, "Stock returns volatility in the Tokyo Stock Exchange", **Japan and The World Economy**, Cilt:3, Sayı:3, 1991, s. 285-298

⁵² Poon ve Granger, a.g.e., s.532

Karşılaştırdıkları modeller Tarihsel Model, Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama ve GARCH'tır. Çalışmada incelenen dönem 1975-1988 aralığıdır. En iyi model olarak Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama bulunmuştur. GARCH ise en düşük performansa sahip model olarak sonuçlarda yer almıştır. Bu bulgular, aynı yıl Tse ve Tung tarafından gerçekleştirilen çalışmanın bulgularıyla aynıdır.⁵³

Avustralya sermaye piyasaları için bir çalışma 1993 yılında Brailsford ve Faff tarafından gerçekleştirilmiştir. Örnek-içi kriteriyle yaptıkları bu çalışmalarında ilk olarak GARCH(3,1) Modeli'ni diğer modellere üstün bulmuşlardır. Fakat makalenin daha sonraki bölümünde asimetrik değişkenlik modellerini de değerlendirmeye katmışlar ve GJR-GARCH(3,1) Modeli'ni en üstün model olarak bulmuşlardır.⁵⁴

Brailsford ve Faff bu çalışmalarından 3 yıl sonra Avustralya sermaye piyasaları için bir başka çalışma yapmışlardır. Bu çalışmanın bir öncekinden farkı örnek-dışı kriteriyle analiz yapmasıdır. Araştırmacılar, günlük veriler kullanarak aylık değişkenlik değerleri hesaplamışlardır. 1974-1993 dönemini kullandıkları çalışmalarında Rassal Yürüyüş, Tarihsel Ortalama, Hareketli Ortalama, Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama, Üstel Düzgünleştirme, Regresyon, GARCH, GJR-GARCH modellerini OH, OMH, KOHK, OMHY, OKH istatistikleriyle karşılaştırmışlardır. Herhangi bir model diğerlerine göre daha üstün çıkmamıştır. Tahmin modellerinin sıralaması hata istatistiğine duyarlı bir yapı göstermektedir. Fakat Regresyon Modeli'nin birkaç hata istatistiğinde üstün olduğuna dair bulgular vardır. ARCH türü modellerden bazıları, özellikle GJR-GARCH modeli Regresyon Modeli'ne yakın bir performans sergilemiştir.⁵⁵

14 ülke için yapılmış bir çalışmanın yılı 1999'dur. Balaban, Bayar ve Faff tarafından gerçekleştirilen çalışmada Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Almanya, Hong Kong, İtalya, Japonya, Hollanda, Filipinler, Singapur, Tayland, İngiltere ve A.B.D. piyasalarında model karşılaştırması yapılmıştır. Günlük veriler kullanılarak haftalık değişkenliğin hesaplandığı çalışmada dönem 1987-1997 olarak

⁵³ Tse Yiu Kuen ve Tung Siew Hong, "Forecasting Volatility In The Singapore Stock Market", **Asia Pacific Journal of Management**, Cilt 9, No.1, 1992, s.1-13

⁵⁴ Timothy J. Brailsford ve Robert W. Faff, "Modelling Australian stock market volatility", **Australian Journal of Management**, 18, 1993, s. 109-132. Aktaran Eser: Brailsford, Timothy J, ve Robert W. Faff, "An evaluation of volatility forecasting techniques", **Journal of Banking and Finance**, 20, 1996, s. 419-438

⁵⁵ A.e., s. 419-438

alınmıştır. Rassal Yürüyüş, Tarihsel Ortalama, Hareketli Ortalama, Ağırlıklı Hareketli Ortalama, Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama, Üstel Düzgünleştirme ve Regresyon modelleri OH, OMH, KOHK, OMHY ve OKH istatistikleriyle karşılaştırmışlardır. OH istatistiğine göre tüm ülkelerde Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama ve Üstel Düzgünleştirme modelleri, değişkenliği gerçek değer altında tahminlemektedirler. OMH istatistiğine göre Rassal Yürüyüş ve Tarihsel Ortalama en kötü modellerdir. 12 ülkede Üstel Düzgünleştirme en iyi model olarak bulunmuştur. Kanada'da Regresyon, Hong Kong'da ise Ağırlıklı Hareketli Ortalama modeli en iyi modeldir. KOHK istatistiğine göre Üstel Düzgünleştirme en iyi modelken, Rassal Yürüyüş 12 ülkede en kötü model çıkmıştır. Hong Kong ve Hollanda'da ise Tarihsel Ortalama en kötü modeldir. OMHY istatistiğine göre Üstel Düzgünleştirme en iyi modelken, Tarihsel Ortalama Modeli Finlandiya ve İtalya'da en iyi sonuçları vermiştir. Araştırmacılar genel olarak Üstel Düzgünleştirme'nin en iyi model ve Rassal Yürüyüş ile Tarihsel Ortalama'nın en kötü modeller olduklarını söylemenin mümkün olduğunu belirtmişlerdir.⁵⁶

2000 yılında McMillan, Speight ve Apgwilym İngiltere FTA ve FTSE 100 endekslerinin değişkenliklerini değerlendirmişlerdir. Günlük ve gün-içi veriler kullanılarak günlük, haftalık ve aylık değişkenlikler hesaplamışlardır. FTSE 100 için 1984-1996 dönemi, FTA içinse 1969-1996 dönemi alınmıştır. Rassal Yürüyüş, Tarihsel Ortalama, Hareketli Ortalama, Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama, Üstel Düzgünleştirme, Regresyon, GARCH, TGARCH, EGARCH, CGARCH modellerini OH, OMH, KOHK ve OKH istatistikleriyle karşılaştırmışlardır. Aylık değişkenlikte Rassal Yürüyüş en iyi model olarak bulunmuştur. Haftalık değişkenlikte Rassal Yürüyüş ve Hareketli Ortalama en iyi modellerdir. Günlükteyse GARCH, Hareketli Ortalama ve Üstel Düzgünleştirme en iyi modeller olarak bulunmuştur. Araştırmacılar genel olarak GARCH ve Hareketli Ortalama'nın en iyi modeller olduğunu vurgulamışlardır.⁵⁷

Engle 2003 yılında gerçekleştirdiği Nobel Konuşması'nda, değişkenliğin tahmin edilebilmesi için kullanılacak modeller içinde GARCH(1,1) Modeli'nin çok iyi bir başlangıç noktası olduğunu vurgulamaktadır. Dünya finans piyasaları için

⁵⁶ Balaban, Bayar ve Faff, a.g.e., s. 514

⁵⁷ McMillan, Speight ve Apgwilym, a.g.e., s. 435-448

yapılmış çalışmalara gönderme yaparak Engle, bu modelin A.B.D. sermaye piyasaları ve gelişmiş piyasalar yanında, gelişmekte olan piyasalarda da geçerlilik bulunduğunu belirtmektedir.⁵⁸

Gelişmiş piyasalarda değişkenlik modellerini karşılaştıran çalışmaların sonuçlarını özetlersek:

1. İlk olarak vurgulanması gereken, literatür hangi modelin daha iyi tahminleme yaptığı konusunda bir fikir birliğine varamamıştır. Hata kriterlerinin özelliklerine bağlı olarak her bir kriter başka bir yöntemin üstünlüğüne işaret edebilmektedir.
2. A.B.D. sermaye piyasaları için GARCH Modeli en iyi model olarak bulunmuştur.
3. İngiltere için Basit Regresyon, Üstel Düzgünleştirme, Hareketli Ortalama ve GARCH en iyi modeller olarak bulunmuştur.
4. Avustralya için birkaç çalışmanın bulgusu, Basit Regresyon ve GJR-GARCH'ın üstün modeller olması yönündedir.
5. Japon sermaye piyasalarında değişkenliği en iyi Tarihsel Ortalama Modeli ve Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli modellemektedir.
6. Singapur için yapılan çalışmada ise Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli en iyi model, GARCH Modeli ise en kötü model olarak bulunmuştur.
7. Yalnızca koşulsuz modellerin performanslarının 14 gelişmiş ülke için ölçüldüğü bir çalışmada ise, Üstel Düzgünleştirme en iyi model, Rassal Yürüyüş ve Tarihsel Ortalama en kötü modeller olarak bulunmuşlardır.
8. İncelenen çalışmalar ışığında, Basit Regresyon, Üstel Düzgünleştirme, Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama, GARCH ve GJR-GARCH modellerinin diğer modellere göre genel olarak daha iyi olduklarını söylemek mümkündür.

⁵⁸ Robert F. Engle III, "Risk And Volatility: Econometric Models And Financial Practice", Nobel Lecture, 8 Aralık, 2003, Çevrimiçi: <http://nobelprize.org/economics/laureates/2003/engle-lecture>, 20 Nisan 2006

Gelişmekte olan piyasalarda hangi değişkenlik modelinin iyi tahminleme yaptığını araştıran çalışma sayısı oldukça azdır. Aşağıda, sınırlı sayıdaki bu çalışmaların bulgularından bahsedilmiştir.

Gökcan 2000 yılında gerçekleştirdiği çalışmasında, 7 gelişmekte olan ülke piyasasında 1988-1997 dönemi için değişkenlik modellerinin performanslarını ölçmüştür. İncelediği ülkeler Arjantin, Brezilya, Kolombiya, Malezya, Meksika, Filipinler ve Tayvan'dır. Araştırmacı doğrusal modellerden GARCH Modeli'nin performansı ile doğrusal olmayan modellerden EGARCH Modeli'nin performansını karşılaştırmıştır. İncelediği tüm ülkelerde GARCH modeli diğer modellere göre daha iyi sonuçlar vermiştir.⁵⁹

Apergis ve Eleptheriou, 2001 yılında Yunanistan Hisse Senedi Piyasaları'nda getiri değişkenliğinin hangi koşullu değişkenlik modeliyle ölçülebileceğini 1990-1999 dönemi için araştırmışlardır. En iyi koşullu değişkenlik modeli olarak GQARCH(1,2) bulunmuştur.⁶⁰

Yeni Zelanda Hisse Senetleri Piyasası'nda değişkenlik modellerinin performanslarını ölçen bir çalışma 2002 yılında Yu tarafından yapılmıştır.⁶¹ Performansları ölçülen dokuz model: Rassal Yürüyüş, Tarihsel Model, Hareketli Ortalama, Basit Regresyon, Üssel Düzgünleştirme, Üssel Ağırlıklı Hareketli Ortalama, ARCH, GARCH ve Stokastik Değişkenlik Modeli'dir. Bu modeller dört ayrı hata istatistiğine göre değerlendirilmiştir. Stokastik Değişkenlik Modeli üç hata istatistiğine göre en iyi model olarak bulunmuştur. ARCH modeller ailesinin performansı, seçilen istatistiğe göre iyi veya kötü olabilmektedir. Fakat GARCH(3,2) ARCH ailesi içinde en yüksek performans sergileyendir. Diğer çalışmalardaki bulguların aksine Basit Regresyon ve Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama modelleri iyi performans gösterememişlerdir.

⁵⁹ Süleyman Gökcan, "Forecasting Volatility of Emerging Stock Markets: Linear versus Non-linear GARCH Models," **Journal of Forecasting**, 19, 2000, s.499-504

⁶⁰ Apergis ve Eleptheriou, a.g.e. s.50-61

⁶¹ Jun Yu, "Forecasting volatility in the New Zeland stock market", **Applied Financial Economics**, 12, 2002, s. 193-202

3.3.2. Türk Sermaye Piyasası Üzerine Yapılmış Çalışmalar

Türk Sermaye Piyasası'nda değişkenliğin yapısal özelliklerini inceleyen çalışmalar gibi model performansını karşılaştıran çok az sayıdaki çalışma, 10 yıl gibi oldukça kısa bir geçmişe sahiptir.

Türk Sermaye Piyasası'nda değişkenliği inceleyen ilk çalışmalardan olan makale, 1996 yılında Balaban, Candemir ve Kunter tarafından yazılmıştır. Dönem olarak 1988-1995'i almışlar ve örnek-içi kriteriyle tahmin yapmışlardır. Günlük logaritmik getirilerin karelerinin haftasonu ve tatil etkisinden arındırılmış toplamı şeklinde tanımlanan İMKB aylık değişkenlik serisi, ARMA modelleri yardımıyla tahmin edilmeye çalışılmıştır. Ekonometrik bakımdan uygun modeller arasından Akaike Bilgi Ölçütü'ne göre AR(1) modeli en uygun model olarak seçilmiştir.⁶²

Ana amacı değişkenliğin nedenlerini tespit edebilmek olan, fakat yan amaç olarak model performansını ölçmeği alan bir çalışma 1997 yılında Güneş ve Saltoğlu tarafından gerçekleştirilmiştir. 1988-1996 dönemi için günlük getirilerle hesaplanan koşullu modeller içinde en iyi sonucu GARCH(1,1) Modeli vermiştir. Asimetrik bilgiyi hesaba katan EGARCH ve TARARCH modelleri ise başarısız bulunmuş, incelenen dönemde İMKB Bileşik Endeksi değişkenliğinde asimetrik haber etkisine rastlanmamıştır.⁶³

Bu çalışmanın öncüllerinden sayılabilecek önemli çalışmalardan birisi Balaban'ın 2000 yılında gerçekleştirdiği çalışmadır. Çalışma, Türk Sermaye Piyasası için gerçekleştirilen ve örnek-dışı kriterini kullanan bu konudaki ilk çalışmalardan biridir. Balaban İMKB Bileşik Endeksi'nin değişkenliğini 1988-1997 dönemi için en iyi tahminleyen modeli bulmaya çalışmıştır. Günlük verileri kullanarak aylık değişkenlik hesaplayan araştırmacı, 17 modeli simetrik ve asimetrik istatistikler ve regresyon analizi ile değerlendirmiştir. Modeller Rassal Yürüyüş, Tarihsel Ortalama, dört ayrı kesitle hesaplanan Hareketli Ortalama, Üstel Düzgünleştirme, dört ayrı kesitle hesaplanan Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama, iki farklı yöntemle Regresyon Modeli, ARCH, GARCH, GJR-GARCH ve EGARCH'dır.

⁶² Balaban, Candemir ve Kunter, a.g.e., s. 3-16

⁶³ Güneş ve Saltoğlu, a.g.e., s. 101-102

Simetrik istatistiklere göre (OMH ve OHK) EGARCH, Regresyon, Hareketli Ortalama (3 aylık) ve GARCH en iyi modeller çıkarken, Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama modelleri ve GJR-GARCH en kötü modeller olarak bulunmuştur. Eğer değişkenliğin düşük tahminlenmesinin istendiği bir durum olursa, tüm koşullu değişkenlik modelleri üstündür. Tam tersi durumda kısa dönemli hareketli ortalama modelleri tercih edilmelidir.

Regresyon analizlerine göreyse, Regresyon Modeli, ARCH, GARCH, GJR-GARCH ve EGARCH en etkili tahminleyen modellerdir. Ayrıca ek bilgi testlerine göre de ARCH Modeli üstün modeldir.⁶⁴

Bu temel bulguların yanında araştırmacı, daha önce Candemir ve Kunter ile yaptıkları çalışmaya atıfta bulunarak, EGARCH ve TARARCH modelleri gibi asimetrik modelleri Türk Sermaye Piyasası için denediklerini, fakat herhangi bir asimetrik etkiye rastlayamadıklarını belirtmiştir. Fakat yine de geçmişte etkinin olmamasının gelecekte de olmayacak anlamı taşımadığını, bu nedenle çalışmasında bu modellere de yer verdiğini anlatmıştır.⁶⁵

Payaslıoğlu, asimetrik değişkenlik modellerini İMKB için test ettiği çalışmasını 2001 yılında gerçekleştirmiştir. İMKB-100 Endeksi'nin kullanıldığı çalışmada, incelenen dönem Ocak 1990- Temmuz 2000'dir. Getiri denklemi MA(1) olarak ifade edilmiştir. Haftanın günü etkisi (Pazartesi) için bir kukla değişken atanmıştır. Değişkenlik için ise üç model karşılaştırılmıştır: GARCH-M (1,1), EGARCH-M (1,1) ve TGARCH-M (1,1). Çalışmanın sonuçlarına göre, verilerde asimetri etkisi bulunamamıştır. Asimetri etkisini barındıran EGARCH-M (1,1) ve TGARCH-M (1,1) modelleri GARCH-M modelinden daha iyi değillerdir.⁶⁶

Telatar ve Binay, 2002 tarihli çalışmalarında İMKB Ulusal-100 Endeksi günlük getirilerine Ding, Granger ve Engle'ın Asimetrik PARARCH modelini uygulamışlardır. Veri dönemi Temmuz 1987-Mart 2001'dir. Araştırmacılar, modelin İMKB için geçerli olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.⁶⁷

⁶⁴ Ercan Balaban, "Forecasting Stock Market Volatility: Evidence From Turkey", **The ISE Finance Award Series** Cilt:1, Tasarı Mat.Hizmetleri, Nisan 2000, s.113-173

⁶⁵ A.e., s.124

⁶⁶ Cem Payaslıoğlu, "Testing Volatility Asymmetry In Istanbul Stock Exchange", **The ISE Review**, Cilt:5, No:18, Nisan/Mayıs/Haziran 2001, s.1-11

⁶⁷ Erdinç Telatar ve H. Soner Binay, "İMKB Endeksinin PARARCH Modellemesi, **Akdeniz Üniversitesi İİBF Dergisi**, 2(3), 2002, s.120

Son olarak 2004 yılında Özer ve Türkyılmaz tarafından gerçekleştirilen bir çalışmaya değinilecektir. Bu çalışmada İMKB-100 Endeksi'nin değışkenliđi yanında Dolar Kuru'nun da değışkenliđine bakılmıřtır. Çalışmanın amacı 2001 Şubat Krizi'nin etkilerini bu iki değışken için ölçebilmektir. Bunun için de öncelikle hangi modelin değışkenliđi daha iyi tahminlediđi tespit edilmeye çalışılmıřtır. Yalnızca kořullu değışkenlik modellerinin hesaplandıđı çalışmada, 3.01.2000-26.02.2001 dönemi için Akaike ve Schwarz Bilgi Ölçütlerine ve en büyük log olabilirlik kriterlerine dayalı olarak EGARCH(1,1) Modeli diđerlerine göre üstün bulunmuřtur. Aynı şekilde 26.02.2001-18.03.2002 döneminde İMKB-100 Endeksi değışkenliđi için düşük bir ARCH etkisi görölmüş ve ARCH (1) Modeli anlamlı bulunmuřtur. Aynı dönemde Dolar Kuru değışkeni için en uygun model EGARCH(1,1) olarak belirlenmiřtir. 3.01.2000-26.02.2001 dönemi için ise Dolar Kuru'nda ARCH etkisi bulunamamıřtır.⁶⁸

İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda değışkenlik modellerini karřılařtıran çalışmaların sonuçlarını özetlersek:

1. İlk olarak vurgulanması gereken, arařtırmalarda hangi modelin daha iyi tahminleme yaptıđı konusunda bir fikir birliđine varılamamıřtır. Hata kriterlerinin özelliklerine bađlı olarak her bir kriter bařka bir yöntemin üstünlüđüne iřaret edebilmektedir. Fakat daha ziyade kořullu değışkenlik modellerinin kısmen de olsa daha iyi performans sergiledikleri söylenebilir.
2. Hata istatistikleri sonuçlarına göre GARCH, EGARCH, Basit Regresyon Modeli, Hareketli Ortalama (3) Modeli, GARCH-M ve ARCH modelleri diđer modellere göre üstün bulunmuřlardır.
3. Regresyon analizi sonuçlarına göreyse, Basit Regresyon Modeli, GARCH, ARCH, EGARCH ve GJR-GARCH modelleri daha iyi performans sergilemiřlerdir.
4. A-PARCH modelinin geçersiz olduđu bulunmuřtur.

⁶⁸ Özer ve Türkyılmaz, a.g.e., s. 169-170

Değişkenliğin nedenlerini araştıran çalışmalara geçmeden önce, literatürde öncelikle getiri nedenselliği üzerinde durulduğunu ve bu konuda pek çok çalışma yapıldığını vurgulamak yerinde olacaktır. Getiri nedenselliğinin üzerinde bu kadar çok durulmasının önemli nedenlerinden birisi de, konunun piyasa etkinliği ile olan ilişkisidir. Etkin Pazar Kuramı'nın testlerinden olan “getiri tahmin edilebilirliği (return predictability)”, getirilerin hangi değişkenlerle ilişkili olabileceği sorusunu da gündeme getirmiştir. Bu bağlamda konuyu daha iyi açıklayabilmek adına, aşağıda 3.4. numaralı bölümde kısaca piyasa etkinliğinden ve bu konuda yapılmış çalışmaların bulgularından bahsedilmiştir.

3.4. Piyasa Etkinliğini Araştıran Çalışmalar

Eugene Fama'nın 1970 yılında yazdığı makalesinde temellerini attığı Etkin Pazar Kuramı'na (EPK) göre, “...etkin bir pazarda fiyatlar mümkün bilgileri ‘tamamen yansıtır’...”⁶⁹. Etkin pazarlar, bilgi ve verilerin üzerinde herhangi bir tekelleşmenin bulunmadığı ve çeşitli komisyon ve işlem giderlerinin rekabetçi bir biçimde oluşabildiği piyasalardır. Bu iki koşula yatırımcıların rasyonel olması koşulu da eklendiğinde, bu piyasalardaki varlıkların piyasa değerlerinin gerçek değerlerine eşit olması beklenmektedir.⁷⁰ Bir anlamda fiyatlar rassal yürüyüş sergilemektedirler, geçmiş veri temel alınarak gelecek fiyatları tahmin etmek mümkün değildir. Bu nedenle piyasaların etkinliğini ölçen testler daha ziyade “getiri tahmin edilebilirliği” (return predictability) üzerine yoğunlaşmışlardır. Fama, piyasa etkinliği ile ilgili diğer iki grup teste, “hızlı fiyat ayarlamaları üzerine testler (event studies veya tests for rapid price adjustment) ve “özel bilgi için testler” (tests for private information) isimlerini vermiştir.⁷¹

Fama daha sonra getiri tahmin edilebilirliği üzerine testleri de üç gruba ayırmıştır: (1) basit alım-satım kuralları üzerine testler, (2) kısa-dönem (hafta veya

⁶⁹ Eugene F. Fama, “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”, **The Journal of Finance**, Cilt XXV, No. 2, Mayıs 1970, s.384

⁷⁰ Gökçe Alp Gökçe ve Serra Eren Sarıoğlu, “Etkin Pazar Kuramı ve Zayıf Etkin Pazar Kuramının Geçerliliğinin İMKB’de Test Edilmesi”, **İşletme Dergisi**, İ.Ü. İşleme Fakültesi, Cilt:32, Sayı:1, Nisan 2003, s.46

⁷¹ William L. Megginson, **Corporate Finance Theory**, Addison-Wesley Educational Publishers Inc., ABD, 1997, s.132.

ay) getiri tahmin edilebilirliği testleri ve (3) uzun-dönem (2-3 yıl) getiri tahmin edilebilirliği testleri.

Piyasanın etkinliğini getiri tahmin edilebilirliği yolu ile test etmeyi amaçlayan çalışmalar, önceleri gelişmiş piyasaları hedef almaktaydı. A.B.D. ve İngiliz menkul kıymet piyasalarında, New York Menkul Kıymet Borsası (NYSE) ve Londra Menkul Kıymet Borsası'nda (LSE) gerçekleştirilen bu çalışmalar, EPK ile ilgili çelişkili sonuçlara ulaşmışlardır. Summers'ın 1986 yılında yazdığı makalesi⁷², Poterba ve Summers'ın 1988 tarihli çalışmaları⁷³, Fama ve French'in 1988 tarihli çalışmaları⁷⁴ ve Lo ve MacKinlay'in yine 1988 yılında gerçekleştirdikleri çalışmaları⁷⁵ gelişmiş piyasaların etkin olmadığı sonucuna varmışlardır. Aynı şekilde, Bekaert ve Hodrick 1992 yılında⁷⁶, Harvey ve Ferson 1993⁷⁷ ve 1994 yıllarındaki çalışmalarında ve Harvey, Solnik ve Zhou 1994 yılında⁷⁸ aynı sonuca ulaşmışlardır. Fakat McQueen 1992 yılında⁷⁹, Richardson ve Smith 1994 tarihli çalışmalarında⁸⁰, Roll 1994 yılındaki çalışmasında⁸¹, Jones 1993'teki makalesinde⁸², Jegadeesh 1990 yılında tek

⁷² Lawrence H. Summers, "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?", **The Journal of Finance**, Cilt 41, No.3, Temmuz 1986, s.591-602

⁷³ J. Poterba ve L. Summers, "Mean reversion in stock returns: evidence and implications", **Journal of Financial Economics**, 22, s.27-59; Aktaran Eser: E. Dockery ve F. Vergari, "Testing the random walk hypothesis: evidence for the Budapest stock exchange", **Applied Economics Letters**, 4, 1997, s.627

⁷⁴ Eugene Fama ve K. French, "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", **Journal of Political Economy**, 96, 1988, s. 385-415

⁷⁵ Andrew W. Lo ve A. Craig MacKinlay, "Stock Prices do not Follow Random Walks: Evidence From a Simple Specification Test", **Review of Financial Studies**, 1, 1988, s.41-66

⁷⁶ G. Bekaert ve R. Hodrick, "Characterizing Predictable Components in Excess Returns on Equity and Foreign Exchange Markets", **The Journal of Finance**, Cilt 47, No. 2, Haziran 1992, s. 467-509

⁷⁷ Wayne E. Ferson ve Campbell R. Harvey, "The Risk and Predictability of International Equity Returns", **The Review of Financial Studies**, Cilt 6, No. 3, 1993, s.527-566

⁷⁸ C.R. Harvey, B.H. Solnik ve G. Zhou, "What Determines Expected International Asset Returns?", **NBER Working Paper** 4660, 1994.

⁷⁹ Grant McQueen, "Long-Horizon Mean-Reverting Stock Prices Revisited", **Journal of Financial and Quantitative Analysis** 27, Mart 1992, s. 1-18

⁸⁰ Matthew Richardson ve Tom Smith, "A Unified Approach to Testing for Serial Correlation in Stock Returns", **Journal of Business**, 67, Temmuz 1994, s. 371-399.

⁸¹ Richard Roll, "What Every CEO Should Know About Scientific Progress in Economics: What is Known and What Remains to be Resolved", **Financial Management**, 23, Yaz 1994, s. 69-75

⁸² Steven L. Jones, "Another Look at Time-Varying Risk and Return in a Long-Horizon Contrarian Strategy", **Journal of Financial Economics**, 33, 1993, s.119-144; Aktaran Eser: William L. Megginson, **Corporate Finance Theory**, Addison-Wesley Educational Publishers Inc., ABD, s.136

yazarlı makalesinde⁸³ ve 1993 yılında Titman⁸⁴ ile yazdıkları makalelerinde piyasaların etkin olduğuna dair kanıtlar öne sürmüşlerdir.

Daha sonraları etkin piyasa testleri gelişmekte olan piyasalara da uygulanmaya başlanmıştır. 1983 yılında Nassir Lanjong, 1986 yılında Laurence ve yine 1986 yılında Barnes Malezya piyasasında yaptıkları testlerde, Malezya Menkul Kıymetler Borsası'nın (MSE) zayıf düzeyde etkin olduğunu bulmuşlardır. Aynı piyasada daha sonra Othman Yong bu kez 1977-1985 dönemini veri olarak zayıf düzeyde etkinlik testleri yapmıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre Kuala Lumpur Menkul Kıymetler Borsası'nın zayıf düzeyde etkin olduğunu söyleyebilmek mümkün değildir.⁸⁵

Gelişmekte olan piyasalar üzerine bir diğer çalışma, 1992 yılında Butler ve Malaikah tarafında gerçekleştirilmiştir. Araştırmacılar Kuveyt ve Suudi Arabistan piyasalarının rassal yürüyüş modeline uygunluğunu serisel korelasyon ve run testleri kullanarak test etmişlerdir. Her iki piyasanın da zayıf düzeyde dahi etkin olmadığı söylenmektedir.⁸⁶

Gelişmekte olan piyasalardan birisi olan Nairobi Menkul Kıymetler Borsası'nda (NSE) zayıf etkinliğin testi, Dickinson ve Muragu tarafından 1994 yılında gerçekleştirilmiştir. Araştırmacılar sonuç olarak NSE'nin zayıf düzeyde etkin olduğunu söylemektedir.⁸⁷

Harvey 1994⁸⁸ yılında yaptığı çalışmasında altı Latin Amerika ülkesini (Arjantin, Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika ve Venezüella), sekiz Asya ülkesini (Hindistan, Endonezya, Kore, Malezya, Pakistan, Filipinler, Tayvan ve Tayland), üç Avrupa ülkesini (Yunanistan, Portekiz ve Türkiye), bir Orta Doğu ülkesini (Ürdün)

⁸³ Narasimhan Jegadeesh, "Evidence of the Predictable Behavior of Security Returns", **Journal of Finance**, 45, Temmuz 1990, s. 881-898; Aktaran Eser: William L. Megginson, **Corporate Finance Theory**, Addison-Wesley Educational Publishers Inc., ABD, s.136

⁸⁴ Narasimhan Jegadeesh ve Sheridan Titman, "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency ", **Journal of Finance**, 48, Mart 1993, s. 65-91; Aktaran Eser: William L. Megginson, **Corporate Finance Theory**, Addison-Wesley Educational Publishers Inc., ABD, 1997, s.136

⁸⁵ Othman Yong, "Market Efficiency (Weak Form) Tests of the Malaysian Stock Exchange". Haz. Eser: Klaus P.Fischer ve George J.Papaioannou, **Business Finance in Less Developed Capital Markets**, ISBN: 0313279721, Greenwood Publishing Group, Aralık 1992, s.137-169

⁸⁶ Kirt C.Butler ve S.J.Malaikah, "Efficiency and Inefficiency in Thinly Traded Stock Markets: Kuwait and Saudi Arabia", **Journal of Banking and Finance**, Kuzey Hollanda, 1992, s.97-210

⁸⁷ John P. Dickinson ve Kinandu Muragu: "Market Efficiency in Developing Countries: A Case Study of the Nairobi Stock Exchange", **Journal of Business Finance and Accounting**, C:21, 1994, s.133-150

⁸⁸ Harvey, a.g.e., s.1-57

ve iki Afrika ülkesini (Nijerya ve Zimbabwe) incelemiştir. Çalışmasının sonunda bu piyasaların etkin olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Gelişmekte olan piyasaların getirilerinin tahmin edilebilirliği, üç açıdan gelişmiş piyasaların getirilerinin tahmin edilebilirliğinden farklıdır. Birincisi, gelişmekte olan ülkelerde getiri tahmin edilebilirliği daha kolaydır. İkincisi, gelişmiş ülkelerde getiri tahmin edilebilirliği ile piyasanın Amerika piyasası ile korelasyonu arasında bir ilişki vardır. Gelişmekte olan ülkelerde ise böyle bir ilişki söz konusu değildir. Üçüncüsü de, gelişmekte olan ülkelerin getiri tahmin edilebilirliğinde yerel bilgiler önemli bir yere sahiptir.

Bekaert 1995 tarihli çalışmasında⁸⁹, Claessens, Dasgupta ve Glen yine 1995 yılında⁹⁰ gelişmekte olan piyasaların etkin olmayan piyasalar oldukları yönünde bulgular elde etmişlerdir.

Urrutia 1995 yılında Latin Amerika ülkeleri için uyguladığı testlerde bu ülkelerde de piyasa etkinliğinin olmadığını tespit etmiştir.⁹¹

Siourounis, 1988-1998 dönemi için Atina Hisse Senedi Piyasası'nda etkinliği incelemiştir. Çalışmanın bulguları, Yunanistan sermaye piyasasının politik olaylardan etkilendiğini, dolayısıyla bu piyasada zayıf düzeyde dahi etkinliğin olmadığını göstermektedir.⁹²

Sonuç olarak, gelişmiş piyasalarda olduğu gibi gelişmekte olan piyasalarda da piyasa etkinliği ile ilgili çelişkili sonuçlar bulunmuştur.

Türk Sermaye Piyasası'nda piyasa etkinliği araştırmaları 1980'li yılların başlarına dayanır. İlk olarak 1980 yılında Gürsakal,⁹³ yaptığı test sonucunda hisse senedi fiyat değişimlerinin bir önceki değişimlerden bağımsız olmadığı sonucuna

⁸⁹ G. Bekaert, "Market Integration and Investment Barriers in Emerging Equity Markets", **The World Bank Economic Review** 9, 1995, s.75-107; Aktaran Eser: Mahfuzul Haque, M.Kabir Hassan ve Oscar Varela, "Stability, Volatility, Risk Premiums, and Predictability in Latin American Emerging Stock Markets", **Quarterly Journal of Business & Economics**, Cilt 40, No.3 ve 4, 1999, s.26

⁹⁰ S. Claessens, S. Dasgupta ve J. Glen, "Return Behavior in Emerging Stock Markets", **The World Bank Economic Review** 9, 1995, s.131-151; Aktaran Eser: Mahfuzul Haque, M.Kabir Hassan ve Oscar Varela, "Stability, Volatility, Risk Premiums, and Predictability in Latin American Emerging Stock Markets", **Quarterly Journal of Business & Economics**, Cilt 40, No.3 ve 4, 1999, s.26

⁹¹ Jorge L. Urrutia, "Tests of Random Walk and Market Efficiency For Latin American Emerging Equity Markets", **The Journal of Financial Research**, Cilt 18, No.3, 1995, s.299-309

⁹² Siourounis, a.g.e.

⁹³ Necmi Gürsakal, "Pay Senedi Fiyat Değişimleri Birbirinden Bağımsız mı?", **Finansal Yönetim ve Yatırım Plânlaması Dergisi**, Yıl 4, Mart 1982, Sayı 13, s.75-83. Aktaran Eser: Murat Kıyılar, **Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB'de İredelenmesi- Test Edilmesi**, SPK Yayın No:86, Ağustos 1997, s.39

ulaşmıştır. Daha sonra Bekçioğlu ve Ada⁹⁴, serisel korelasyon ve run testlerini kullanarak hisse senedi fiyat değişimlerinin rassal olmadığını bulmuşlardır. 1993 yılında Öncel,⁹⁵ filtre testini kullanarak İMKB'nin zayıf şekilde dahi etkin olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Yine aynı testi kullanarak Köse,⁹⁶ 1993 yılında Öncel ile aynı sonuca ulaşmıştır. 1995 yılında Kondak,⁹⁷ Miller Muthuswamy ve Whaley metodolojisini kullanarak yaptığı çalışmada, İMKB'de işlem hacmi ve getiriler arasında bir ilişkiye rastlamış ve teknik analizin İMKB'de kullanılabileceği yargısına varmıştır. 1996 yılında Kıyılar⁹⁸ üç tür testi (serisel korelasyon, run ve filtre testleri) de birarada kullanarak İMKB'nin zayıf düzeyde etkin olmadığı sonucunu elde etmiştir. 2003 yılında Gökçe ve Eren Sarıoğlu, EPK'nın zayıf türünün 1998-2000 dönemi için İMKB'de geçerli olmadığını serisel korelasyon ve run testleri ile kanıtlamışlardır.⁹⁹ Zayıf düzeyde etkinliği test eden bu çalışmaların dışında 1992 yılında Şengül ve Önkal,¹⁰⁰ yarı güçlü etkinliğin testine yönelik bir çalışma yapmışlardır. Zayıf düzeyde dahi etkinliğin olmadığı Türk Menkul Kıymetler Piyasası'na uygulanan çalışmada, yarı güçlü etkinliğin de olmadığı sonucuna varılmıştır.

3.4.1. Hisse Senedi Getirisini Açıklayan Faktörleri Araştıran Çalışmalar

EPK'yı kanıtlamaya çalışan araştırmacılar yanında, piyasaların etkin olmadığını savunan araştırmacılar da bulunmaktadır. Karşı tezi savunan bu

⁹⁴ Selim Bekçioğlu ve Erhan Ada, "Menkul Kıymetler Piyasası Etkin mi? Muhasebe Enstitüsü Dergisi, İ.Ü.İşletme Fakültesi, Yıl 11, Sayı 41, Ağustos 1985, s.30-38

⁹⁵ Tuğrul Sıddık Öncel, "Filter Rule and Trading in The Istanbul Stock Exchange", Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Boğaziçi Üniversitesi, İstanbul, 1993, s.2. Aktaran Eser: Murat Kıyılar, **Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB'de İredelenmesi- Test Edilmesi**, SPK Yayın No:86, Ağustos 1997, s.12

⁹⁶ Ahmet Köse, "Etkin Pazar Kuramı ve İMKB'de Etkin Pazar Kuramının Zayıf Şeklini Test Etmeye Yönelik Bir Çalışma: Filtre Kuralı Testi", **İ.Ü.İşletme Fakültesi Dergisi**, C:22, S:2, Kasım 1993, s.105

⁹⁷ Nuray (Ergül) Kondak, **The Efficient Market Hypothesis Revisited: Some Evidence From The İstanbul Stock Exchange**, SPK Yayın No:83, Ankara, 1997, s. 91-145

⁹⁸ Kıyılar, a.g.e.

⁹⁹ Gökçe ve Eren Sarıoğlu, a.g.e., s.45-64

¹⁰⁰ Gülnur M.Şengül ve Dilek Önkal, "Türk Hisse Senedi Piyasasında Yarı Güçlü Etkinlik", **ODTÜ Gelişme Dergisi**, 19 (2), 1992, s.197-207

araştırmacılar, hiçbir piyasanın etkin olmadığını, fiyatların geçmiş verilerden etkilendiğini, dolayısıyla belli bazı teknikler kullanılarak gelecek fiyatların tahmin edilebileceğini öne sürmüşlerdir. EPK'ya karşı olan bu araştırmacılar, fiyatları etkileyebilecek değişkenleri araştırmışlar ve bu değişkenleri firmaya ait değişkenler ve makroekonomik değişkenler olmak üzere iki ana grupta incelemişlerdir. Firmaya ait değişkenleri (kâr payı ödemeleri, kazanç duyuruları, fiyat/kazanç oranı gibi) inceleyen araştırmacılardan bazıları Ou ve Penman¹⁰¹, Hickman ve Petry¹⁰², dir.

Makroekonomik değişkenlerle fiyatlar arasındaki ilişkiyi inceleyen pek çok araştırmadan bu çalışmanın izleyen bölümlerinde bahsedilmiştir. Çalışmalarda makroekonomik değişkenler olarak ekonomik büyüme, faiz oranları, döviz kurları, enflasyon, para arzı gibi değişkenler kullanılmıştır.

Ayrıca EPK'nın varsayımlarından olan yatırımcının rasyonel olması olgusu ise, bazı araştırmacılar tarafından davranışsal ve psikolojik faktörler adı altında incelenmiştir. Örneğin fiyatlarla hava durumunun ilişkisini inceleyen çalışmalar bulunmaktadır.¹⁰³

Herhangi bir varlığın fiyatı veya değeri, o varlıktan gelecekte sağlanacak olan nakit akımlarının belirli bir iskonto oranıyla bugüne getirilmiş değerleri toplamıdır:

$$P_t = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{CF_t}{(1 + R_t)^t} \quad \text{Denklem 63}$$

Beklenen nakit akımlarındaki veya iskonto oranındaki herhangi bir değişiklik varlık fiyatını etkileyecektir. Bu da dolaylı olarak getirinin değişmesi anlamını taşıyacaktır. Yukarıdaki denklem, hisse senedi getirisinin belirlenmesinde “temel değişkenlerin” (kârlılık, kâr payı ve benzeri) beklenen değerlerinin etkin olduğu anlamına gelmektedir. Kârlılık, kâr payı gibi değişkenlerin ise makroekonomik değişkenlerden etkilenmesi beklenen bir durumdur. Dolayısıyla getiriye belirleyen

¹⁰¹ Jane A. Ou ve Stephen H. Penman, “Accounting Measurement, Price-Earnings Ratio, and the Information Content of Security Prices”, **Journal of Accounting Research**, 1989 Supplement, Cilt 27, No.3, s.111-144

¹⁰² Kent Hickman ve Glenn H. Petry, “A Comparison of Stock Price Predictions Using Court Accepted Formulas, Dividend Discount, and P/E Models”, **Financial Management**, Cilt 19, No.2, Yaz 1990, s.76-87

¹⁰³ Jr. Saunders ve M.Edwards, “Stock Prices and Wall Street Weather”, **American Economic Review**, Cilt 83, No.5, 1993, s.1337-1346; Mark A. Trombley, , “Stock Prices and Wall Street Weather: Additional Evidence”, **Quarterly Journal of Business and Economics**, Cilt:36, No.3, 1997, s.11-22

temel nedenlerden birisi olarak makroekonomik faktörlerdeki deęişkenlik ele alınabilir. Bunun yanında piyasa faktörleri diyebileceğimiz, piyasa işlem hacmi, hisse senedi işlem faaliyetleri (marj sistemi gibi), açılış bilgisi, çift-seans uygulaması vb. faktörler de hisse senedi getirisini etkilemektedir. Getiri ile getiriye belirleyen faktörler arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar daha ziyade gelişmiş ülke piyasaları için yapılmıştır. Gelişmekte olan piyasalar ve Türk Sermaye Piyasası için yapılan çalışma sayısı ise oldukça azdır.

Her ne kadar bu bölümün başlığı olarak “hisse senedi getirisi” denmiş olsa da, burada anlatılan çalışmalar yalnız hisse senedi getirisi değil, “hisse senedi fiyatının” belirleyicilerini de tartışan araştırmaları kapsamaktadır. Kimi çalışmalar yalnızca fiyatları belirleyen faktörler üzerinde durmuşlardır. Kimi çalışmalarda çıkış noktası olarak (ya da amaç olarak da denebilir) hisse senedi fiyatını kullanmışlar fakat fiyat serilerinin durağan olmaması nedeniyle bu serilerin birinci farklarını almışlardır. Birinci farklar alındığıdaysa, fiyat serileri getiri serilerine dönüşmektedir. Dolayısıyla bu çalışmalar getiri nedenselliğini araştıran çalışmalar haline dönüşmektedirler.

EPK'nın gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalardaki geçerliliği ile ilgili çalışmalar halen devam etmektedir ve literatürde bu konuda çelişkili sonuçlar ortaya konmaktadır. Hisse senedi fiyatları ile makroekonomik deęişkenler arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar da literatürde bu bağlamda oldukça önemli bir yere sahiptir.

Aşağıda getiri nedenselliği ile ilgili çalışmalar ve bulguları kısaca özetlenmiştir.

3.4.1.1. Gelişmiş Piyasalar Üzerine Yapılmış Çalışmalar

Hisse senedi getirilerindeki deęişmeyi açıklamaya çalışan makalelerin geçmişi 1970'li yılların sonuna dayanmaktadır. İlk çalışmalar Arbitraj Fiyatlama Teorisi üzerine yoğunlaşırken, açıklayıcı faktör olarak sanayi üretimi, enflasyon, faiz oranları ve petrol fiyatları gibi deęişkenler kullanmışlardır. Bu faktörler ile hisse

senedi getirisi arasında tek taraflı bir ilişkinin varlığı araştırılmıştır ve bu ilişkinin yönü makroekonomik değişkenlerin getiriyi açıklaması şeklindedir.

Daha sonraki yıllarda yapılan çalışmalar ise çift taraflı ilişkinin varlığını kanıtlamaya yöneliktir.

Fama, 1981 yılında yaptığı çalışmasında hisse senetleri getirisi ile kapital harcamaları, sanayi üretimi, gayri safi yurt içi hasıla, para arzı, enflasyon ve faiz oranı arasındaki ilişkiyi incelemiş ve tüm bu değişkenlerle hisse senedi getirisi arasında pozitif bir korelasyon bulmuştur.¹⁰⁴

1983 yılında yaptıkları çalışmalarında Geske ve Roll, enflasyon oranı ile hisse senedi getirisi arasında negatif ilişki bulmuşlardır. A.B.D. sermaye piyasaları için gerçekleştirilen çalışmada, hisse senedi getirisini temsilen S&P 500 Endeksi getirisi kullanılmıştır. Araştırmacılar, döviz kurları ve kısa vadeli faiz oranları ile getiri arasındaki ilişkiyi de incelemişler ve döviz kurları ile getiriler arasında pozitif ilişki tespit etmişlerdir. Hem dönem başı kısa vadeli faiz oranları ile hem de kısa vadeli faiz oranlarındaki değişim ile getiriler arasındaki ilişki negatiftir. Araştırmacılar değişkenlerde gecikme düzeyi olarak en fazla bir yıl geriye gitmişlerdir.¹⁰⁵

Chen, Roll ve Ross 1986 yılında yaptıkları çalışmalarında, birçok makroekonomik faktör ile getiri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. NYSE Endeksi'nin hisse senedini temsilen kullanıldığı araştırmanın sonucunda sanayi üretimi, risk primindeki değişim, nominal faiz oranları ile getiri arasında güçlü bir ilişki çıkarken; beklenen enflasyon oranındaki değişim ile zayıf düzeyde bir ilişkiye rastlanmıştır.¹⁰⁶

Hashemzadeh ve Taylor A.B.D. sermaye piyasalarında para arzı, hisse senetleri fiyatları ve faiz oranları arasındaki nedenselliği 1988 yılındaki çalışmalarında konu edinmişlerdir. Faiz oranları ile fiyatlar arasında tek yönlü bir ilişki bulunmaktadır; faiz oranları fiyatları etkilemektedir. Para arzı ile fiyatlar arasında ise çift yönlü bir ilişki tespit etmişlerdir.¹⁰⁷

¹⁰⁴ Eugene F. Fama, "Stock returns, real activity, inflation and money", **American Economic Review**, Cilt 71, No.4, 1981, s.545-565

¹⁰⁵ Geske ve Roll, a.g.e., s.1-33

¹⁰⁶ Chen, Roll ve Ross, a.g.e.

¹⁰⁷ Hashemzadeh ve Taylor, a.g.e., s.1603-1611

Martinez ve Rubio 1989 yılında yaptıkları çalışmalarında, İspanya sermaye piyasalarında hisse senedi getirisi ile makroekonomik değişkenlerin ilişkilerini incelemişler ve hiçbir değişkenle fiyatlar arasında anlamlı bir ilişkiye rastlayamamışlardır.¹⁰⁸

Fama 1990 yılında gerçekleştirdiği çalışmasında, getiriler ile üretimdeki büyüme arasındaki ilişkiyi incelemeyi hedeflemiştir. Fama, Chen, Roll ve Ross gibi NYSE Endeksi'ni kullanmıştır. Çalışmanın sonucuna göre, üretimdeki büyüme getirileri pozitif yönde etkileme gücüne sahiptir.¹⁰⁹

Poon ve Taylor, 1991 yılında yaptıkları çalışmalarında İngiltere sermaye piyasalarında hisse senedi getirisi ile makroekonomik değişkenlerin ilişkilerini incelemişler ve hiçbir değişkenle fiyatlar arasında anlamlı bir ilişkiye rastlayamamışlardır.¹¹⁰

Son 10-15 yıldır yapılan çalışmalar, getiriler ile makroekonomik faktörler arasındaki dinamik bağlantıları (dynamic linkages) ortaya koymaya yönelik olarak Vektör Otoregresif (Vector Autoregressive – VAR) ve Vektör Hata Düzeltme Modeli (Vector Error Correction Model-VECM) metotlarını kullanmaktadırlar. Bu çalışmalardan birisi 1992 yılında gerçekleştirilmiş ve veri seti olarak NYSE Endeksi'ni kullanmıştır. Lee, getiriler ile üretim büyüme hızı, faiz oranları ve enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi incelemeye çalışmıştır. Araştırmacının bulgularına göre, hisse senedi getirileri üretimdeki büyümeyi açıklayabilmektedir. Fakat enflasyonu açıklayamamaktadır. Enflasyondaki değişimi daha ziyade faiz oranları açıklayabilmektedir. Ayrıca enflasyon, üretimdeki değişimin küçük bir bölümünü açıklama gücüne sahiptir.¹¹¹

Mukherjee ve Naka 1995 tarihli çalışmalarını Japon sermaye piyasaları üzerine yapmışlardır. Japon hisse senedi piyasası ile altı makroekonomik değişken

¹⁰⁸ M.A. Martinez ve G.Rubio, “Arbitrage Pricing with Macroeconomic Variables: An Empirical Investigation Using Spanish Data”, Working Paper, **Universidad del Pais Vasco**, 1989; Aktaran Eser: Osman Karamustafa ve Yakup Küçükkale, “Long Run Relationships Between Stock Market Returns And Macroeconomic Performance: Evidence From Turkey”, Çevrimiçi: <http://econwpa.wustl.edu/eps/fin/papers/0309/0309010.pdf>, 7 Şubat 2006

¹⁰⁹ Eugene F. Fama, “Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity”, **The Journal of Finance**, Cilt 45, No.4, Eylül 1990, s. 1089-1108

¹¹⁰ S. Poon ve S.J. Taylor, “Macroeconomic Factors And The UK Stock Market”, **Journal of Business Finance and Accounting**, 18(5), Eylül 1991, s. 619-636

¹¹¹ Bong-Soo Lee, “Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation”, **The Journal of Finance**, Cilt 47, No. 4, Eylül 1992, s. 1591-1603

arasındaki ilişkiyi Eşbütünleşme (Cointegration) Testi kullanarak ortaya koymaya çalışmışlardır. Hisse senetlerini temsilen TSE Endeksi (Tokyo Stock Exchange) kullanılmıştır. Bu alt bölümün giriş kısmında da belirtildiği gibi Mukherjee ve Naka, hisse senedi fiyatları ile analize başlamışlar, daha sonra fiyat serisi durağan olmadığı için onun birinci farkını alıp fiyatları getiriler haline dönüştürmüşlerdir. Dönem olarak 1971-1990'ı almışlardır. Makroekonomik değişkenlerden döviz kurları, sanayi üretim endeksi ve para arzı ile getiriler arasında pozitif yönlü bir ilişki çıkarken; enflasyon oranı ile negatif ilişki bulunmuştur. Faiz oranlarıyla ilgili bulgular ise biraz karışıktır. Uzun dönemli devlet tahvilleri ile negatif ilişki çıkarken, Tokyo Call Money Market kredi borç alma oranları arasında pozitif bir ilişkiye rastlanmıştır.¹¹²

Ajayi ve Mougoue yalnız tek bir değişken ile getiriler arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir: Döviz kurları. Mukherjee ve Naka'da olduğu gibi bu araştırmacılar da hisse senedi fiyatları ile analize başlamışlar, daha sonra fiyat serisi durağan olmadığı için onun birinci farkını alıp fiyatları getiriler haline dönüştürmüşlerdir. Getiriler ile analizlerine devam ettikleri için getirilerin hangi faktörlerden etkilendiği üzerine sonuç bölümlerini yazmışlardır. Mukherjee ve Naka gibi Eşbütünleşme Testi kullanmışlardır. 1996 yılında gerçekleştirilen çalışma, sekiz gelişmiş ülkenin sermaye piyasaları verileriyle yapılmıştır. Bu ülkeler: Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, Hollanda, İngiltere ve A.B.D.'dir. Yerli hisse senetleri fiyatlarındaki artış, yerli paranın değerini kısa vadede negatif yönde etkilemektedir. Fakat yerli hisse senetleri fiyatlarındaki sürekli artışlar, yerli paranın da uzun vadede değer kazanmasına neden olacaktır.¹¹³

Graham 1996 yılında, A.B.D. sermaye piyasalarında hisse senedi getirileri ile enflasyon arasındaki ilişkiyi 1953-1990 dönemi için regresyon analizi kullanarak incelemiştir. Araştırmacı ilişkinin tüm dönem için aynı yönde olmadığını bulmuştur. 1976'dan önce ve 1982'den sonra negatif yönlü bir ilişki varken, bu iki yıl arasında

¹¹² Tarun K. Mukherjee ve Atsuyuki Naka, "Dynamic Relations Between Macroeconomic Variables And The Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model", **The Journal of Financial Research**, Cilt 18, No. 2, Yaz 1995, s. 223-237

¹¹³ Richard A. Ajayi ve Mbodja Mougoue, "On The Dynamic Relation Between Stock Prices And Exchange Rates", **The Journal of Financial Research**, Cilt 19, No.2, Yaz 1996, s. 193-207

ilişki pozitifdir. Araştırmacı, bu değişimi 1976'da ve 1982'de değişen para politikasına bağlamaktadır.¹¹⁴

Rahman ve Mustafa, S&P 500 ile kısa vadeli finansman bonoları faiz oranları arasındaki ilişkiyi 1997 tarihli çalışmalarında incelemişlerdir. Mukherjee ve Naka'da olduğu gibi bu araştırmacılar da hisse senedi fiyatları ile analize başlamışlar, daha sonra fiyat serisi durağan olmadığı için onun birinci farkını alıp fiyatları getiriler haline dönüştürmüşlerdir. Mukherjee ve Naka gibi Eşbütünleşme Testi kullanmışlardır. Kısa vadeli faiz oranları ile hisse senedi getirilerinin uzun vadede birbirlerine yaklaştıklarını ortaya koymuşlardır. Bunun sebebi olarak da bu iki finansal aracın birbirlerine elde tutma süresi, likidite, risk yapısı vb. konularda benzemelerini göstermişlerdir.¹¹⁵

Chang ve Ha 1997 yılında gerçekleştirdikleri çalışmalarında, S&P 500 Endeks getirisini hangi makroekonomik faktörlerin etkilediğini tespit etmeye çalışmışlardır. İncelenen dönem 1966-1992'dir. 27 adet makroekonomik değişkenin yer aldığı çalışmada değişkenler, sonraki dönemde oluşan, aynı dönemde oluşan ve önceki dönemde oluşan olmak üzere gruplandırılmışlardır. Daha sonra getiriye en iyi açıklayan 8 değişken seçilmiş ve yalnızca bunlarla model kurularak ilişki analizi yapılmıştır. Bu değişkenler uzun vadeli hazine bonusu ortalama getirisi, M1, enflasyon, işsizlik oranı, petrol fiyatları, perakende satışlar, tüketici ve iş kredilerindeki değişim ve ABD/Mark kurudur. S&P 500 Endeksi'nin yanında araştırmacılar 23 adet endüstri portföyü kurmuşlardır. Yine aynı makroekonomik değişkenlerin bu portföylerin getirisi üzerine etkileri incelenmiştir. Sanayi üretim endeksi, işsizlik oranı ve uzun vadeli faiz oranlarının getiriler üzerinde etkisi olduğunu bulmuşlardır.¹¹⁶

Gjerde vd. 2001 yılında küçük, açık piyasa olarak nitelendirdikleri Norveç sermaye piyasalarında hisse senedi fiyatları ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Makroekonomik değişkenler olarak üretimi ve

¹¹⁴ Fred C. Graham, "Inflation, real stock returns, and monetary policy", **Applied Financial Economics**, 6, 1996, s. 29-35

¹¹⁵ Matiur Rahman ve Muhammad Mustafa, "Dynamic linkages and Granger causality between short-term US corporate bond and stock markets", **Applied Economic Letters**, 4, 1997, s. 89-91

¹¹⁶ S. J. Chang ve Daesung Da, "The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Market Performance: A Taxonomic Approach", **American Business Review**, Haziran 1997, s. 104-114

banka faiz oranlarını almışlardır. Araştırmacılar, değişkenler arasında herhangi anlamlı bir ilişki bulamamışlardır.¹¹⁷

Henry, Olekalns ve Thong, 27 ülkenin verileriyle hisse senedi getirisinin ekonomik büyümeyi belirlemede ne kadar güçlü olduğunu bulmaya çalışmışlardır. Çalışmanın yılı 2001'dir. Doğrusal bir regresyon modelinin hatalı sonuçlar vereceğini kanıtlamışlar ve Aktaran Regresyon Modeli (Switching Regression Model) ile çalışmalarını yürütmüşlerdir. Çalışmanın sonucuna göre, getirilerin büyümeyi belirlemedeki gücü, ekonominin durgun olduğu zamanlarda daha kuvvetlidir.¹¹⁸

Humpe ve Macmillan, 2004 yılında yaptıkları çalışmalarında A.B.D. ve Japon sermaye piyasalarını karşılaştırmayı hedeflemişler ve her iki piyasanın da son 45 yılını incelemişlerdir. Fiyatlarla ilişkisi olması beklenen makroekonomik değişkenler olarak sanayi üretimini, enflasyonu, M1'i, 3-aylık hazine bonusu faizlerini ve 10-yıllık devlet tahvili faizlerini almışlardır. Her iki ülkede de fiyatların sanayi üretiminden ve enflasyondan etkilendiğini bulmuşlardır. Amerika'da en güçlü belirleyiciler sanayi üretimi ve uzun vadeli faiz oranları iken, Japonya'da sanayi üretimi ve enflasyon oranı en güçlü belirleyiciler olmuştur. Uzun dönemde fiyatlar sanayi üretimiyle pozitif, uzun vadeli faiz oranları ile negatif bir ilişki içindedir. Enflasyon ve kısa vadeli faiz oranları ile ise pozitif bir ilişki söz konusudur.¹¹⁹

Gelişmiş piyasalarda hisse senedi getirisini açıklayan faktörleri inceleyen çalışmaların sonuçlarını özetlersek:

1. Gelişmiş piyasalarda hisse senedi getirisi ile ilişkisi incelenen makroekonomik değişkenlerden bazıları ekonomik büyüme, faiz oranları, döviz kurları, enflasyon oranları, para arzı ve işsizlik oranıdır.

¹¹⁷ Oystein Gjerde vd., "The stock market and investment in the small and open Norwegian economy", **Empirical Economics**, 26, 2001, s. 565-580

¹¹⁸ Olan T. Henry, Nilss Olekalns ve Jonathan Thong, "Do Stock Market Returns Predict Changes to Output", Çevrimiçi: <http://www.economics.unimelb.edu.au/research/workingpapers/wp03/868.pdf>, 8 Şubat 2006

¹¹⁹ Andreas Humpe ve Peter D. Macmillan, "Can macroeconomic variables explain long term stock market movements? A comparison of the US and Japan", Çevrimiçi: <http://www.st-andrews.ac.uk/crueff/papers/dp0511.pdf>, 8 Şubat 2006

2. İlk olarak vurgulanması gereken, bazı piyasalarda hiçbir ilişkiye rastlanmamış olmasıdır. Bu piyasalar Avrupa piyasalarıdır: İngiltere, Norveç ve İspanya.
3. İkinci olarak, literatürde ilişkilerin varlığı, yönü ve işareti açısından çelişkili sonuçlar mevcuttur.
4. Ekonomik büyümenin temsilcisi olarak, aylık açıklanma sıklığına sahip olduğu için genellikle sanayii üretim endeksi seçilmiştir. Hisse senedi getirileri ile sanayi üretim endeksi arasında anlamlı ve pozitif bir ilişki olduğu ortaya konmuştur.
5. Faiz oranları olarak çalışmalarda birçok değişik faiz oranı kullanılmıştır. Bazı çalışmalarda hem kısa vadeli hem de uzun vadeli faiz oranlarının getirilerle ilişkisi incelenmiştir. Fakat sonuçlar çelişkilidir. Kısa vadeli faiz oranları ile getiriler arasında A.B.D. piyasalarında negatif ilişkiye rastlanırken, Japon piyasalarında pozitif bir ilişkiden bahsedilmektedir. Uzun vadeli faiz oranları ile getiriler arasında ise Japon piyasalarında negatif bir ilişki söz konusudur.
6. Hisse senedi getirileri ile döviz kurları arasında anlamlı ve pozitif bir ilişki olduğu ortaya konmuştur.
7. Hisse senedi getirileri ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmaların sonuçları çelişkilidir. Literatürde aynı piyasa için çelişkili sonuçlar dahi mevcuttur.
8. Hisse senedi getirileri ile para arzı arasında anlamlı ve pozitif bir ilişki olduğu ortaya konmuştur.
9. Karışık sonuçlar veren değişkenler faiz oranları ve enflasyon oranlarıdır.
10. Pozitif ilişkiye sahip olan değişkenler sanayi üretim endeksi, döviz kurları ve para arzıdır.

3.4.1.2. Gelişmekte Olan Piyasalar Üzerine Yapılmış Çalışmalar

Bailey ve Chung, döviz kuru dalgalanmalarının ve politik riskin hisse senedi getirileri üzerindeki etkilerini Meksika sermaye piyasaları için ölçmeye çalıştıkları araştırmalarını 1995 yılında yapmışlardır. Bu iki değişken ile getiriler arasında pozitif bir ilişki olduğunu ortaya koymuşlardır.¹²⁰

Abdalla ve Murinde 1996 yılında yaptıkları çalışmalarında, Hindistan, Kore, Pakistan ve Filipinler sermaye piyasalarında hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Bu alt bölümün giriş kısmında da belirtildiği gibi Abdalla ve Murinde, hisse senedi fiyatları ile analize başlamışlar, daha sonra fiyat serisi durağan olmadığı için onun birinci farkını alıp fiyatları getiriler haline dönüştürmüşlerdir. 1985-1994 dönemini inceledikleri araştırmalarında, aylık veriler üzerine Eşbütünleşme Testi'ni ve Granger Nedensellik Testi'ni uygulamışlardır. Filipinler hariç diğer ülkelerde döviz kurlarının hisse senedi fiyatlarını etkilediklerini bulmuşlardır.¹²¹

Kwon ve Shin, 1999 yılında Eşbütünleşme ve VECM'ye dayalı Granger nedensellik analizlerini kullanarak, Kore hisse senetleri getirisi ile sanayi üretim endeksi, döviz kuru, dış ticaret dengesi ve para arzı değişkenleri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Abdalla ve Murinde gibi, hisse senedi fiyatları ile analize başlamışlar, daha sonra fiyat serisi durağan olmadığı için onun birinci farkını alıp fiyatları getiriler haline dönüştürmüşlerdir. Çalışmanın sonucu, makroekonomik değişkenler ile hisse senedi getirisi arasında uzun dönemli denge ilişkisinin mevcudiyetini kanıtlar yöndedir.¹²²

İbrahim, 1999 yılında Malezya sermaye piyasaları için gerçekleştirdiği çalışmasında, Abdalla ve Murinde gibi, hisse senedi fiyatları ile analize başlamış, daha sonra fiyat serisi durağan olmadığı için onun birinci farkını alıp fiyatları

¹²⁰ Warren Bailey ve Y. Peter Chung, "Exchange Rate Fluctuations, Political Risk, and Stock Returns: Some Evidence from an Emerging Market", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt: 30, No:4, Aralık 1995, s. 541-561

¹²¹ Issam S.A. Abdalla ve Victor Murinde, "Exchange rate and stock price interactions in emerging stock markets: evidence on India, Korea, Pakistan and Philippines", **Applied Financial Economics**, 7, 1997, s. 25-35

¹²² Chung S. Kwon ve Tai S. Shin, "Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns", **Global Finance Journal** 10:1, 1999, s. 71-81

getiriler haline dönüştürmüştür. Eşbütünleşme ve VECM'ye dayalı Granger nedensellik analizlerini kullanarak, Malezya hisse senetleri getirisi ile sanayi üretim endeksi, döviz kuru, rezerv para, yurtiçi kredi miktarı ve M1 değişkenleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. İkili analiz sonucuna göre enflasyon, kredi miktarı ve rezervler ile fiyatlar arasında bir ilişki vardır. Çoklu analiz sonucuna göreyse, rezervler ve döviz kurlarındaki değişim hisse senedi fiyatlarının oluşmasında bir nedendir.¹²³

Muradoğlu, Taşkın ve Bigan, Türkiye'nin de içinde yer aldığı 19 gelişmekte olan ülke piyasası için makroekonomik değişkenlerle hisse senedi getirisini incelemiştir. Çalışmanın yılı 2000'dir. Dönem olarak 1976-1997 seçilmiştir. Seçilen makroekonomik değişkenler döviz kuru, faiz oranları, enflasyon ve sanayi üretimidir. Ayrıca liberalizasyonun etkisini ölçebilmek için 'dünya pazar portföyü' olarak kabul edilen S&P 500 Endeksi'nin getirilerini de modellerine dahil etmişlerdir. Analizlerde Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Çalışmanın bulgularını kısaca özetlersek: Makroekonomik değişkenler ile hisse senedi getirileri arasındaki çift taraflı ilişki ülkelerin sermaye piyasalarının büyüklüğü ve dünya piyasalarıyla bütünleşmesiyle yakından ilişkilidir.¹²⁴

Apergis ve Eleftheriou, 2002 yılında Yunanistan için yaptıkları çalışmalarında hisse senetleri fiyatlarıyla enflasyon ve faiz oranları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Atina Hisse Senedi Borsası hisse senedi fiyatlarının, faiz oranlarından ziyade enflasyondan etkilendiği sonucuna ulaşmışlardır.¹²⁵

Wongbangpo ve Sharma, 2002 yılında 5 Asya ülkesi (Endonezya, Malezya, Filipinler, Singapur ve Tayland) için yaptıkları çalışmalarında sanayi üretim endeksinin, tüketici fiyat endeksinin, para arzının, faiz oranının ve döviz kurunun getiriler üzerindeki etkilerini incelemiştir. Makroekonomik değişkenlerle getiriler arasında kısa ve uzun vadeli ilişki olduğu yönünde kanıtlar elde etmişlerdir. Hisse senedi fiyatlarıyla enflasyonun ters yönlü bir ilişki içinde olduğunu ortaya koymuşlardır. Faiz oranlarıyla fiyatlar arasında Filipinler, Singapur ve Tayland

¹²³ Mansor H. Ibrahim, "Macroeconomic Variables and Stock Prices in Malaysia: An Empirical Analysis", **Asian Economic Journal**, Cilt 13, No 2, 1999, s. 219-231

¹²⁴ Gülnur Muradoğlu, Fatma Taşkın ve İlke Bigan, "Causality Between Stock Returns and Macroeconomic Variables in Emerging Markets", **Russian and East European Finance and Trade**, Cilt 36, No.6, Kasım-Aralık 2000, s. 33-53

¹²⁵ N. Apergis ve S. Eleftheriou, "Interest rates, inflation, and stock prices: the case of the Athens Stock Exchange", **Journal of Policy Modeling**, 24, 2002, s.231-236.

piyasalarında negatif bir ilişki varken, Endonezya ve Malezya piyasalarında pozitif bir ilişki vardır. Endonezya, Filipinler ve Malezya’da döviz kurlarının hisse senedi fiyatlarıyla pozitif, Singapur ve Tayland piyasalarında ise negatif yönde ilişkisi bulunmaktadır.¹²⁶

Al-Khazali ve Pyun 2004 yılında gerçekleştirdikleri çalışmalarında dokuz Pasifik-Havzası ülkesi (Avustralya, Hong Kong, Endonezya, Japonya, Güney Kore, Malezya, Filipinler, Singapur ve Tayland) için getiri ile enflasyon ilişkisini araştırmışlardır. Regresyon analizleri sonuçlarına göre, tüm ülkelerde kısa vadede enflasyon ile getiriler arasında negatif bir ilişki vardır. Fakat eşbütünlük testleri uzun vadede bu ilişkinin pozitive döndüğünü göstermektedir.¹²⁷

Dritsaki ve Dritsaki 2004 yılında yaptıkları çalışmalarında Yunanistan Hisse Senedi Borsası Endeksi ve endüstriyel üretim, enflasyon ve faiz oranları arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmalarının sonucunda hisse senedi fiyatlarıyla makroekonomik değişkenler arasında önemli derecede nedensellik ilişkisi bulmuşlardır.¹²⁸

Gelişmekte olan piyasalarda hisse senedi getirisini açıklayan faktörleri inceleyen çalışmaların sonuçlarını özetlersek:

1. Gelişmekte olan piyasalarda hisse senedi getirisi ile ilişkisi incelenen makroekonomik değişkenlerden bazıları ekonomik büyüme, faiz oranları, döviz kurları, enflasyon oranları, para arzı, yurt içi kredi miktarı, dış ticaret dengesi, liberalizasyonun etkisi ve politik risktir.
2. İlişkilerin yönü ve işareti açısından çelişkili sonuçlar mevcuttur.
3. Hisse senedi getirileri ile sanayi üretim endeksi arasında anlamlı ve pozitif bir ilişki olduğu ortaya konmuştur.
4. Hisse senedi getirileri ile faiz oranları arasında ülkeden ülkeye değişen çelişkili sonuçlar olduğu ortaya konmuştur.

¹²⁶ Prapan Wongbangpo ve Subhash C. Sharma, “Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions: ASEAN-5 countries”, **Journal of Asian Economics**, 13, 2002, s. 27-51

¹²⁷ Osamah M. Al-Khazali ve Choong Soo Pyun, “Stock Prices and Inflation: New Evidence from the Pasific-Basin Countries”, **Review of Quantitative Finance and Accounting**, 22, 2, Mart 2004, s. 123-140

¹²⁸ M. Dritsaki ve C. Dritsaki, “Macroeconomic determinants of stock price movements: an empirical investigation of the Grek stock market”, Selected paper, **11th Annual Conference of Multinational Finance Society**, Istanbul, 2004.

5. Hisse senedi getirileri ile döviz kurları arasında ülkeden ülkeye değişen çelişkili sonuçlar olduğu ortaya konmuştur.
6. Hisse senedi getirileri ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmaların sonuçları çelişkilidir. Literatürde aynı piyasa için çelişkili sonuçlar dahi mevcuttur. Kısa vadede negatif bir ilişki varken bu, uzun vadede pozitif ilişkiye dönmektedir.
7. Hisse senedi getirileri ile para arzı arasında anlamlı ve pozitif bir ilişki olduğu ortaya konmuştur.
8. Karışık sonuçlar veren değişkenler faiz oranları, döviz kurları ve enflasyon oranlarıdır.
9. Pozitif ilişkiye sahip olan değişkenler sanayi üretim endeksi ve para arzıdır.
10. Makroekonomik değişkenler ile hisse senedi getirileri arasındaki çift taraflı ilişki ülkelerin sermaye piyasalarının büyüklüğü ve dünya piyasalarıyla bütünleşmesiyle yakından ilişkilidir.

3.4.1.3. Türk Sermaye Piyasası Üzerine Yapılmış Çalışmalar

Kanalıcı 1997 yılında yaptığı çalışmasında, hisse senedi fiyatlarının tespitini ve buna tesir eden faktörleri araştırmıştır. Faktörleri içsel ve dışsal olarak ikiye ayıran araştırmacı, içsel faktörler olarak şirket içi faktörleri almıştır. Dışsal faktörler ise faiz oranları, döviz kuru, para arzı, kurumlar vergisindeki değişiklikler, hükümet harcamalarındaki değişiklikler, GSMH büyüme oranı ve enflasyon oranı olarak alınmıştır. Regresyon analizinin kullanıldığı bu çalışmada, döviz kuru ile endeks arasında beklenenin aksine pozitif bir ilişki bulunmuştur. Para arzı ile de yine pozitif bir ilişkiye rastlanmıştır. Faiz oranlarının ise endeksteeki hareketi açıklamakta tek başına yeterli olmadığı sonucuna varılmıştır.¹²⁹

Kargı ve Terzi 1997 yılında yaptıkları çalışmalarında, İMKB getirisi ile enflasyon, faiz oranı ve reel sektör arasında nedensellik ilişkisini araştırmıştır. VAR

¹²⁹ Hülya Kanalıcı, **Hisse Senedi Fiyatlarının Tespiti ve Tesir Eden Faktörler**, SPK Yayın No:77, Ankara, 1997. Aktaran Eser: Hacıhasanoğlu, Erk, **Menkul Kıymet Piyasasında Volatilitenin Modellenmesi**, SPK Yayın No:139, Ankara, Ocak 2003, s.47

sistemi oluşturularak yapılan araştırma TEFE, İMKB Ulusal 100, sanayi üretim endeksi ve bir yıl vadeli mevduata uygulanan faiz oranını değişken olarak almıştır. Elde edilen sonuçlara göre, sanayi üretim endeksinin diğer değişkenlerden etkilenmediği bulunmuştur. İMKB getirisi ile enflasyon arasında çift yönlü nedensellik vardır. Aynı şekilde enflasyon ve faiz oranları arasında da çift yönlü ilişki tespit edilmiştir.¹³⁰

Bir başka çalışmada Durukan, Türkiye’de hisse senedi getirisi ile enflasyon, ekonomik aktivite, faiz oranı, döviz kuru ve para arzı değişkenleri arasındaki ilişkiyi 1986-1998 dönemi için incelemiştir. Yapılan regresyon analizleri sonucunda aylık faiz oranı değişkeni negatif katsayılı ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Ekonomik aktivite değişkeni olarak seçilen sanayi üretimi endeksi tek başına anlamlı sonuçlar vermiş fakat döviz kuru, enflasyon ve para arzı değişkenleriyle beraber olduğunda çoklu doğrusal bağlantı olması nedeniyle iyi sonuç vermemiştir. Enflasyon verisi olarak alınan TÜFE hiçbir modelde açıklayıcı olmamıştır. Döviz kuru değişkeni de aynı şekilde iyi sonuç vermemiştir. Para arzı değişkeni olarak modele katılan M1, M2 ve M2Y farklı işaretlere sahip olmuş fakat istatistiksel olarak anlamlı oldukları denklemlerde negatif işaret almıştır.¹³¹

Türkiye’de makroekonomik faktörler ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi araştıran en detaylı çalışmalardan biri, Özçam tarafından 1997 yılında yapılmıştır. Özçam 1986-1995 dönemini kapsayan çalışmasında sanayi üretim endeksini, tüketici fiyat endeksini, üç yıllık hazine bonusu getirisini (aylığa çevrilerek kullanılmıştır), para arzını, bütçe dengesini, döviz kurunu ve cari işlemler dengesini İMKB Bileşik Endeksi getirisini açıklamakta kullanmıştır. Çalışmada, bütün dönem için bakıldığında makroekonomik faktörlerin hisse senedi getirisini açıklayıcı olmadığı, fakat bazı dönemlerde birkaç faktörün açıklama gücüne sahip olduğu bulunmuştur.¹³²

¹³⁰ N. Kargı ve H. Terzi, “Türkiye’de İMKB, Enflasyon, Faiz Oranı ve Reel Sektör Arasındaki Nedensellik İlişkilerinin VAR Modeli ile Belirlenmesi”, **İMKB Dergisi**, 1, 4, Ekim-Aralık 1997, s. 27-39. Aktaran Eser: Hacıhasanoğlu, Erk, **Menkul Kıymet Piyasasında Volatilitenin Modellenmesi**, SPK Yayın No:139, Ankara, Ocak 2003, s.49

¹³¹ Banu M. Durukan, “İstanbul Menkul Kıymetler Piyasasında Makroekonomik Değişkenlerin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi”, **İMKB Dergisi**, 3, 11, Temmuz-Ağustos-Eylül 1999, s.19-47

¹³² Mustafa Özçam, **An Analysis of the Macroeconomic Factors that Determine Stock Returns in Turkey**, SPK Yayın No:75, Ankara, 1997

Muradođlu, Metin ve Argaç'ın 1998 yılında, Türkiye için yaptıkları çalışmalarında kapsanan dönem 1988-1995'tir. Çalışmada M1, M2, dolaşımdaki para, bankalararası gecelik faiz oranı ve döviz kuru ile hisse senetleri getirisi arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı Eşbütünleşme Testi ile irdelenmiştir. Araştırmacılar, bazı dönemlerde bu değişkenler ile getiri arasında uzun dönemli ilişki olduğu yönünde bulgular elde etmişlerdir.¹³³

Karamustafa ve Küçükkale, 2001 yılında yaptıkları çalışmalarında hisse senedi getirisi ile makroekonomik performans arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını araştırmışlardır. Türk ekonomisine ve Sermaye Piyasası'na ait aylık verilerin kullanıldığı çalışmada incelenen dönem 1990-2001'dir. Seçilen makroekonomik değişkenler para arzı (M1), dolar kuru, dış ticaret dengesi ve sanayi üretim endeksidir. Abdalla ve Murinde gibi, hisse senedi fiyatları ile analize başlamışlar, daha sonra fiyat serisi durağan olmadığı için onun birinci farkını alıp fiyatları getiriler haline dönüştürmüşlerdir. Uzun vadeli ilişkinin tespiti için Eşbütünleşme Testi kullanmışlardır. Daha sonra kısa vadeli ilişki analizinde Granger Nedensellik Testi'ni uygulamışlardır. Çalışmanın sonucu, makroekonomik değişkenlerle getiri arasında uzun dönemli bir ilişkiye işaret etmektedir. Fakat nedensellik testinin sonuçlarına göre, kısa vadede getiri makroekonomik değişkenlerden etkilenmemekte, bilakis getiri para arzındaki değişikliklere neden olmaktadır.¹³⁴

Kasman, 2003 yılında gerçekleştirdiği çalışmasında hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi Eşbütünleşme Testi ile modellemeye çalışmıştır. Zaman serileri tekniklerinin sonuçları, hisse senetleri endeksleri ile döviz kuru arasında uzun dönemde istikrarlı bir ilişki olduğunu kanıtlamıştır. Fakat kısa dönemli

¹³³ Gülnur Muradođlu, Kıvılcım Metin ve Reha Argaç, "Are There Trends Toward Efficiency for Emerging Markets? Co-integration Between Stock Prices and Monetary Variables at Istanbul Stock Exchange", **Applied Financial Economics** (forthcoming), 1998; Aktaran Eser: Gülnur Muradođlu, Fatma Taşkın ve İlke Bigan, "Causality Between Stock Returns and Macroeconomic Variables in Emerging Markets", **Russian and East European Finance and Trade**, Cilt 36, No.6, Kasım-Aralık 2000, s. 37

¹³⁴ Osman Karamustafa ve Yakup Küçükkale, "Long Run Relationships Between Stock Market Returns And Macroeconomic Performance: Evidence From Turkey", Çevrimiçi: <http://econwpa.wustl.edu/eps/fin/papers/0309/0309010.pdf>, 7 Şubat 2006

bir ilişki, nedensellik ilişkisi sonuçlarına göre sadece endüstri endeksi ile döviz kuru arasında bulunmaktadır. İncelenen dönem Ocak 1990-Kasım 2002’dir.¹³⁵

Türkiye’de hisse senedi getirisini açıklayan faktörleri inceleyen çalışmaların sonuçlarını özetlersek:

1. Türkiye’de hisse senedi getirisi ile ilişkisi incelenen makroekonomik değişkenlerden bazıları ekonomik büyüme, faiz oranları, döviz kurları, enflasyon oranları, para arzı ve dış ticaret dengesidir.
2. İlişkilerin varlığı, yönü ve işareti açısından çelişkili sonuçlar mevcuttur.
3. Kısa dönemde ilişki bulunamazken, ilişkinin varlığı uzun dönemde ortaya çıkmaktadır.
4. Hisse senedi getirileri ile faiz oranları arasında negatif bir ilişki olduğu ortaya konmuştur.
5. Hisse senedi getirileri ile döviz kurları arasında çelişkili sonuçlar olduğu ortaya konmuştur. Pozitif ilişki bulan çalışmalar yanında ilişki bulamayan çalışmalar da bulunmaktadır.
6. Hisse senedi getirileri ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmaların sonuçları çelişkilidir. İlişki bulamayan çalışmalar yanında çift yönlü nedensellik ilişkisini kanıtlayan çalışmalar bulunmaktadır.
7. Hisse senedi getirileri ile para arzı arasında çelişkili sonuçlar olduğu ortaya konmuştur. Genellikle ilişki anlamlıdır fakat bazı çalışmalarda katsayı pozitif, bazılarında ise negatiftir.
8. Karışık sonuçlar veren değişkenler para arzı, döviz kurları ve enflasyon oranlarıdır.
9. Negatif ilişkiye sahip olan değişken faiz oranlarıdır.

¹³⁵ Saadet Kasman, “The Relationship Between Exchange Rates and Stock Prices: A Causality Analysis”, **Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, Cilt 5, Sayı:2, 2003, s. 70-79

3.4.2. Değişkenliğin Nedenlerini Araştıran Çalışmalar

3.4.2.1. Gelişmiş Piyasalarda Değişkenliğin Nedenlerini Araştıran Çalışmalar

Gordon Modeli olarak bilinen ve hisse senedinin değerini açıklamaya çalışan modele göre bir hisse senedinin fiyatı, o hisse senediyle ilgili beklenen gelecek nakit akımlarının belli bir iskonto oranıyla bugüne getirilmesiyle bulunmaktadır. Hisse senedi değişkenliğinin belirlenmesinde etkin olan değişkenler kâr payı, kârlılık ve benzeri temel değişkenlerdir. Başka bir deyişle, hisse senedi getiri değişkenliği, sadece temel bazı değişkenlerin beklenti değerinden sapmalar göstermesi sonucunda oluşacaktır. Bu noktadan hareket eden araştırmacılar, hisse senedi değişkenliğini ve tahminini temel etmenlerle açıklamaya çalışmışlardır. Bir başka ifadeyle, belirli makroekonomik temel değişkenlerdeki değişkenlik, makroekonomik belirsizlik biçiminde yorumlanmakta ve bu belirsizliğin hisse senedi piyasasındaki değişkenliği oluşturmada ne denli etkili olduğu araştırılmaktadır. Hisse senedi fiyatındaki bir hareket, gelecekteki nakit akımlarıyla ilgili yeni bir bilginin piyasaya girdiğinin habercisi olmaktadır.

EPK'dan hareket eden Shiller, 1981 yılında yazdığı makalesinde, A.B.D. sermaye piyasalarında değişkenliğin kâr payı ödemeleri beklentilerindeki hareketlilikle açıklanamayacağını kanıtlamıştır.¹³⁶

Shiller 1989 yılında yaptığı başka bir araştırmada, A.B.D. ekonomisinde borsa ve diğer değişkenler arasında bir ilişki bulunduğu, fakat nedenselliğin makroekonomiden borsaya değil, borsadan makroekonomiye doğru olduğu yönünde bir bulguya sahip olmuştur.¹³⁷ Bu sonuç, A.B.D gibi finansal derinleşmesini tamamlamış ve borsa hacmi milli gelire oranla yüksek bir ekonomi için çok şaşırtıcı olmayabilir. Ancak gelişmekte olan ekonomilerde bulunabilecek benzer bir sonuç, bu tür ülke borsalarının spekülasyon değişimlerden doğrudan etkilenmedikleri anlamına gelecektir. Bu da etkin olmayan bir piyasa için şaşırtıcı bir sonuç olacaktır. Bu yüzden, çalışmada fazla sorun olmayan bir menkul kıymetler piyasası,

¹³⁶ Robert J. Shiller, "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?", **The American Economic Review**, Cilt:71, No:3, Haziran 1981, s.421-436

¹³⁷ Robert J. Shiller, **Market Volatility**, Massachusetts Institute of Technology, 1989, s. 210-211

ekonomideki gelişmelerden belli düzeyde etkileniyor olmalıdır. Bu ilişki gelişmekte olan ülke piyasaları için daha da önemlidir.¹³⁸

Değişkenliğin nedenlerini araştıran en eski çalışmalardan birisi olan Officer'ın çalışması¹³⁹, New York Hisse Senetleri Piyasası'nda değişkenliğin nedenlerini araştırmayı hedeflemiştir. İncelenen dönem Şubat 1897- Haziran 1969'dur. Officer, değişkenliğin nedeni olarak birkaç hipotez üzerinde durmuştur. Bunlardan ilki, A.B.D. Sermaye Piyasası Kurulu'nun (Securities and Exchange Commission-SEC) 1933 yılında kurulmasıdır. Bir başka hipotez, 1934 yılında piyasalara marj uygulamasının getirilmesidir. Üçüncü neden olarak Officer, New York Hisse Senedi Piyasası'na kayıtlı şirket sayısının 1926 yılından itibaren iki kattan fazla artmış olmasını göstermektedir. Son olarak da makroekonomik değişkenlerle değişkenliğin ilişkisi üzerinde durmuştur. Çalışmasının sonunda Officer, ilk üç değişkenin değişkenlik üzerinde bir etkisi bulunmadığı fakat makroekonomik değişkenlerden olan üretim ile değişkenlik arasında bir ilişkiden bahsedilebileceği sonucuna ulaşmıştır.

Malkiel, 1979 yılında yaptığı çalışmasında 1970'lerde hisse senedi fiyatlarında meydana gelen düşüşü A.B.D. ekonomisindeki değişikliklere bağlamıştır.¹⁴⁰ Pindyck de 1984 yılında Malkiel'in bu çalışmasını daha ayrıntılı incelemiştir.¹⁴¹ A.B.D. piyasalarında hisse senedi ve tahvilden oluşturduğu bir portföy ile enflasyon arasındaki ilişkiyi 1950-1981 dönemi için incelemiştir.

Shiller'in makalesi az sayılı örnek kütesinin istatistiksel özellikleri ve veri setinin zaman serisi varsayımları nedeniyle eleştirilmiştir. Onun çalışmasını geliştirmek isteyen araştırmacılardan olan Flood ve Hodrick, 1985 yılında değişkenliğin nedeninin spekülatif hareketler olup olmadığını incelemiştir.¹⁴² Shiller'in çalışmasını geliştiren bir başka makale A.B.D. piyasası için 1986 yılında

¹³⁸ Güneş ve Saltoğlu, a.g.e., s. 37-38

¹³⁹ R.R. Officer, "The Variability of the Market Factor of the New York Stock Exchange", **Journal of Business**, 1973, 46, s. 434-453

¹⁴⁰ Burton G. Malkiel, "The Capital Formation Problem In The United States", **Journal of Finance**, Mayıs 1979, 34, s. 291-306. Aktaran Eser: Pindyck, Robert S., "Risk, Inflation and the Stock Market", **The American Economic Review**, Haziran 1984, 74, s. 335-351

¹⁴¹ Robert S. Pindyck, "Risk, Inflation and the Stock Market", **The American Economic Review**, Haziran 1984, 74, s. 335-351

¹⁴² Robert P. Flood ve Robert J. Hodrick, "Asset Price Volatility, Bubbles and Process Switching", **NBER Working Paper Series**, Working Paper No:1867, National Bureau of Economic Research, Mart 1986, s.26

Mankiw, Romer ve Shapiro tarafından yapılmıştır.¹⁴³ Shiller'e getirilen eleştirileri göz önüne alarak yeni değişkenlik testleri oluşturan araştırmacılar, getiri değişkenliği ile kâr payı ödemelerinin değişkenliği arasındaki ilişkiyi incelemeyi amaçlamışlardır. Onlar da Shiller gibi bu iki değişken arasında anlamlı bir ilişkiye rastlamamışlardır.

Poterba ve Summers 1986 tarihli çalışmalarında, A.B.D. sermaye piyasalarında değişkenlik kümelenmesini ve değişkenliğin beklenen getiri oranıyla ilişkisini tartışmışlardır. Herhangi bir değişkenlik şokunun çok kısa bir sürede kaybolduğunu, dolayısıyla bu şokun beklenen getiri oranları üzerindeki etkisinin kısa vadeli olduğu sonucuna ulaşmışlardır.¹⁴⁴

1988 yılında West, bir makale yayımlayarak Shiller'in makalesiyle başlayan ve 7 yıllık bir geçmişi olan, getiri değişkenliğinin Gordon Modeli'ni baz alan firma temel değişkenlerindeki değişkenlikle olan ilişkisini tartışan çalışmaları özetlemiştir.¹⁴⁵

1980'li yılların sonlarında, sermaye piyasalarında gün-içi verilerin ulaşılabilir hale gelmesi ile bu veriler kullanılarak çok sayıda çalışma gerçekleştirilmiştir. Bunlardan birisi olan Admati ve Pfleiderer'in 1988 tarihli çalışmaları, şirkete özel bilgi ve işlem hacmi ile değişkenlik arasındaki ilişkiyi incelemiştir. İşlem esnasında şirkete özel bilgi piyasaya ulaştığında varyansın arttığını tespit etmişlerdir. Ayrıca işlem hacminin ve değişkenliğin yüksek olduğu zamanlarda işlem maliyetlerinin düşük olduğunu söylemişlerdir.¹⁴⁶

A.B.D. sermaye piyasaları için yapılan bir başka çalışma Schwert tarafından gerçekleştirilen ve bu konuda temel makale sayılan bir çalışmadır. Aylık veri kullanarak değişkenlik ile makroekonomik değişkenler, finansal kaldıraç ve hisse senedi işlem faaliyetleri arasındaki ilişkiyi inceleyen Schwert, inceleme dönemi olarak 1857-1987'yi almıştır. 1989 yılında gerçekleştirdiği çalışmasında VAR yöntemini kullanan Schwert, makroekonomik değişkenlik ile hisse senedi ve tahvil

¹⁴³ N.Gregory Mankiw, David Romer ve Matthew D. Shapiro, "An Unbiased Reexamination of Stock Market Volatility", **The Journal of Finance**, Cilt:40, No:3, Temmuz 1985, s.677-687

¹⁴⁴ James M. Poterba ve Lawrence H. Summers, "The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations", **The American Economic Review**, Cilt:76, No:5, Aralık 1986, s.1142-1151

¹⁴⁵ Kenneth D. West, "Bubbles, Fads and Stock Price Volatility Tests:A Partial Evaluation", **NBER Working Paper Series**, Working Paper No:2574, National Bureau of Economic Research, Mayıs 1988, s.1-35

¹⁴⁶ Anat R. Admati ve Paul Pfleiderer, "A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability", **The Review of Financial Studies**, Cilt:1, No:1, Bahar 1988, s. 3-40

değişkenliği arasında tek taraflı bir ilişki bulmuştur: Makroekonomik değişkenlik finansal araç değişkenliğini açıklamakta güçsüz kalırken, finansal araç değişkenliği makroekonomik değişkenliğin daha güçlü bir açıklayıcısı olmaktadır. Finansal kaldıraç ve işlem faaliyeti ile getiri değişkenliği arasındaysa anlamlı bir ilişkiden bahsedilmektedir.¹⁴⁷ Ay içindeki işlem günü sayısı ve işlem hacmi artışı ile değişkenlik arasında da pozitif bir ilişki bulunmaktadır.

Schwert'in çalışmasının en önemli noktalarından biri, resesyon dönemlerinde değişkenliği incelemiş olmasıdır. İnceleme sonucunda, hisse senedi endeksi değişkenliği ve sanayi üretimi değişkenliğinin resesyon dönemlerinde arttığı, başka bir deyişle ekonominin genel durumundan bu iki değişkenin etkilendiği ortaya konmuştur. Kısa dönem faiz oranları, bono getirileri ve parasal genişleme oranı değişkenliklerinin ise resesyon dönemlerinde arttığına dair güçlü kanıtlar bulunamamıştır.¹⁴⁸

İşlem hacmi ile değişkenlik arasındaki ilişkiyi kuramsal olarak inceleyen bir çalışma Pagano tarafından 1989 yılında gerçekleştirilmiştir. Kuramcı, bu iki değişken arasındaki ilişkinin varlığını kuramsal olarak kanıtlamaya çalışmıştır.¹⁴⁹

New York Hisse Senedi Piyasası verileriyle yapılan 1990 tarihli bir çalışmada Stoll ve Whaley, piyasanın açılışındaki bilginin değişkenlik üzerine etkilerini araştırmışlardır. Açılış fiyatlarıyla hesaplanan varyansın kapanış fiyatlarıyla hesaplanan varyansa göre daha yüksek olduğunu bulan yazarlar, bunun sebebinin şirkete özel bilgiler olduğu sonucuna varmışlardır.¹⁵⁰

Yine aynı tarihte, 1990 yılında yapılan bir çalışmada A.B.D.'de uygulanan marj sisteminin hisse senedi değişkenliği üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Hsieh ve Miller tarafından 1990 yılında gerçekleştirilen çalışmanın sonucunda, Officer'ın 1973 yılındaki bulgusuna benzer olarak herhangi bir ilişki bulunamamıştır.¹⁵¹

¹⁴⁷ G. William Schwert, "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?", **The Journal of Finance**, Cilt:44, No:5, Aralık 1989, s.1115-1153

¹⁴⁸ Hacıhasanoğlu, a.g.e., s.40

¹⁴⁹ Marco Pagano, "Endogenous Market Thinnes and Stock Price Volatility", **The Review of Economic Studies**, Cilt:56, No:2, Nisan 1989, s.269-287

¹⁵⁰ Hans R. Stoll, ve Robert E. Whaley, "Stock Market Structure and Volatility", **The Review of Financial Studies**, Cilt:3, No:1, 1990, s. 38-71

¹⁵¹ David A. Hsieh ve Metron H. Miller, "Margin Regulation and Stock Market Volatility", **The Journal of Finance**, Cilt:45, No:1, Mart 1990, s. 3-29

New York Hisse Senetleri Piyasası verileri kullanılarak gerçekleştirilen bir başka çalışmanın tarihi 1990'dır. VAR modelini kullanan Hardouvelis'in marj sistemi ile değişkenlik arasındaki ilişkiyi araştırmak üzere yaptığı bu çalışmada, aynı değişkenlerin ilişkisine bakan önceki çalışmaların bulgularından farklı bir bulgu bulunmuştur. Hardouvelis, ilk marj talebinin yetkili makam tarafından arttırılmasının değişkenliği azaltıcı bir etkisi olduğunu tespit etmiştir.¹⁵²

1990 yılında Barclay, Litzenberg ve Warner Japon sermaye piyasalarında değişkenliğin nedenlerini araştıran bir çalışma gerçekleştirmişlerdir. Araştırmacılar bu çalışmalarında 1973-1989 döneminde Tokyo Hisse Senedi Piyasası Bileşik Endeksi'nin değişkenliği üzerinde şirkete özel bilgi ve işlem hacminin etkilerini araştırmışlardır. İşlem esnasında şirkete özel bilgi piyasaya ulaştığında varyansın arttığını tespit etmişlerdir. Ayrıca Tokyo Menkul Kıymetler Piyasası'nın açık olduğu Cumartesi gününün haftasonu varyansı, kapalı olduğu haftasonunun varyansından % 112 daha yüksek çıkmıştır.¹⁵³

Dow Jones Ortalama Sinaï Endeksi kullanılarak yapılan bir başka çalışma Haugen, Talmor ve Torous tarafından 1991 yılında gerçekleştirilmiştir. Araştırmacılar, 1897-1988 döneminde değişkenlik değişiminin hisse senedi fiyatlar seviyesi ve beklenen getiriler üzerindeki etkisini irdelemişlerdir. Değişkenliğin olağandışı yüksek olduğu dönemlerin hemen ardından oldukça yüksek getiriler; bunun tam tersi, değişkenliğin olağandışı düşük olduğu dönemlerin hemen ardından oldukça düşük getiriler gözlenmiştir.¹⁵⁴

İşlem mekanizmasının ve günüçinde çift seans uygulamasının hisse senedi fiyat davranışları üzerine etkilerini inceleyen bir çalışma, 1991 yılında Amihud ve Mendelson tarafından yapılmıştır.¹⁵⁵ Tokyo Hisse Senedi Piyasası verileri kullanılan

¹⁵² Gikas A. Hardouvelis, "Margin Requirements, Volatility, and the Transitory Component of Stock Prices", **The American Economic Review**, Cilt:80, No:4, Eylül 1990, s. 736-762

¹⁵³ Michael J. Barclay, Robert H. Litzenberger ve Jerold B. Warner, "Private Information, Trading Volume, and Stock-Return Variances", **The Review of Financial Studies**, Cilt:3, No:2, 1990, s. 233-253

¹⁵⁴ Robert A. Haugen, Eli Talmor ve Walter N. Torous, "The Effect of Volatility Changes on the Level of Stock Prices and Subsequent Expected Returns", **The Journal of Finance**, Cilt:46, No:3, 5.Yıllık Toplantı, Temmuz 1991, s. 985-1007

¹⁵⁵ Yakov Amihud ve Haim Mendelson, "Volatility, Efficiency, and Trading: Evidence from the Japanese Stock Market", **The Journal of Finance**, Cilt:46, No:5, Aralık 1991, s. 1765-1789

çalışmada çift seans uygulamasının, değişkenliği artırıcı ve etkinliği düşürücü yönde bir etkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

1992 yılında Gallant, Rossi ve Tauchen tarafından New York Hisse Senedi Piyasası verileri kullanılarak işlem hacmi – değişkenlik ilişkisi incelenmiştir. 1928-1987 döneminin kullanıldığı çalışmada, bu dönem için hacim ile koşullu değişkenlik arasında pozitif korelasyon tespit edilmiştir.¹⁵⁶

1992 yılında Poon ve Taylor, İngiliz sermaye piyasalarında getiri-değişkenlik ilişkisini incelemiştir.¹⁵⁷ FTSE'nin analiz edildiği çalışmada, dönem olarak Ocak 1965-Aralık 1989 alınmıştır. Beklenen getirilerin beklenen değişkenliklerle ilişkisi pozitif fakat anlamsız çıkmıştır.

1988 yılı gün-içi fiyat verilerinin kullanıldığı bir çalışma da Foster ve Viswanathan tarafından 1993 yılında New York Hisse Senedi Piyasası için gerçekleştirilmiştir. Aktif olarak işlem gören firmaların hisse senetlerinin işlem hacimleri, işlem maliyetleri ve değişkenlikleri günün ilk yarım saatinde diğer zamanlara göre daha yüksektir. Bu sonuç, Admati ve Pfleiderer'in işlem maliyetlerinin değişkenliğin yüksek olduğu zamanlarda düşük gerçekleştiğini söyleyen çalışması ile çelişmektedir.¹⁵⁸

1994 yılında gerçekleştirilen bir başka çalışma Lamoureux ve Lastrapes tarafından yapılmıştır. Daha önceki çalışmalardan farklı olarak bu çalışmada endeks değerleri yerine 10 farklı firmanın fiyat verileri kullanılmıştır. Seçilen dönem 1967-1987'dir. Makalenin amacı, değişkenlik kümelenmesinin işlem hacmi ile açıklanabilmesini test etmektir.¹⁵⁹

Hamilton ve Lin 1996 yılında yaptıkları çalışmalarında değişkenlik ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi Schwert'in çalışmasını öncül olarak

¹⁵⁶ A. Ronald Gallant, Peter E. Rossi ve George Tauchen, "Stock Prices and Volume", **The Review of Financial Studies**, Cilt:5, No:2, 1992, s. 199-242

¹⁵⁷ Ser-Huang Poon ve Stephen J. Taylor, "Stock returns and volatility: An empirical study of the UK stock market", **Journal of Banking and Finance**, 16, Kuzey-Hollanda, 1992, s.37-59

¹⁵⁸ F. Douglas Foster ve S. Viswanathan, "Variations in Trading Volume, Return Volatility, and Trading Costs: Evidence on Recent Price Formation Models", **The Journal of Finance**, Cilt:48 ,No:1, Mart 1993, s. 187-211

¹⁵⁹ Christopher G. Lamoureux ve William D. Lastrapes, "Endogenous Trading Volume and Momentum in Stock-Return Volatility", **Journal of Business and Economic Statistics**, Cilt:12, No:2, Nisan 1994, s. 253-260

incelemiştir. Araştırmacılar, getiri varyansının % 60'lık bölümünün ekonomik resesyonlar ile açıklanabileceği sonucuna ulaşmışlardır.¹⁶⁰

Liljeblom ve Stenius, 1997 yılında makroekonomik değişkenlik ile hisse senedi değişkenliği arasındaki ilişkiyi Finlandiya sermaye piyasaları verileri ile incelemiştir. Koşulsuz ve koşullu değişkenliğin her ikisinin de hesaplandığı çalışmada, VAR analizi için 1920-1991 dönemi aylık verileri kullanılmıştır. Koşullu değişkenlik için GARCH tahminlemesi ve koşulsuz değişkenlik içinse ağırlıklı ortalama yöntemleri kullanmışlardır. Araştırmacılar, A.B.D. sermaye piyasaları verileri ile yapılan çalışmaların sonuçlarının anlamlılığında daha yüksek bir anlamlılıkta karşılıklı ilişki tespit etmişlerdir.¹⁶¹

Errunza ve Hogan 1998 yılında Avrupa piyasalarında değişkenliğin nedenlerini araştırmışlardır. 1993 yılında tüm Avrupa piyasalarının % 90'lık pazar kapitalizasyon değerini oluşturan 7 Avrupa ülkesini analizlerine almışlardır. Bunlar: İngiltere, Almanya, Fransa, İtalya, İsviçre, Hollanda ve Belçika'dır. Ayrıca A.B.D. verisini de, daha önce yapılmış çalışmaların bulgularıyla karşılaştırmak için analizlerine dahil etmişlerdir. VAR analizinin uygulandığı çalışmada makroekonomik değişken olarak üretim büyüme oranı, para arzı büyüme oranı ve enflasyon oranı alınmıştır. Almanya, Fransa, İtalya ve Hollanda'da her bir değişkenin değişkenliği etkilemekteki gücü ülkeden ülkeye değişmektedir. Genel olarak ekonomik şokların getiri değişkenliğini etkilemesi 1-2 ay içinde gerçekleşmektedir. Çalışmanın sonunda araştırmacılar, A.B.D. sermaye piyasaları verileri ile yapılan çalışmaların sonuçlarının anlamlılığında daha yüksek bir anlamlılıkta ilişkiler grubu elde ettiklerini belirtmektedirler.¹⁶²

Kearney ve Daly, 1998 yılında makroekonomik faktörlerin değişkenliklerinin hisse senedi değişkenliğine etkisini Avustralya piyasasında araştırmıştır. Bu çalışmada, Temmuz 1972-Ocak 1994 döneminde aylık faiz oranları, enflasyon, para arzı, sanayi üretimi, cari işlemler dengesi ve döviz kuru değişkenlik serileri modele dahil edilmiştir. Bu çalışma, uluslararası faktörler olarak sayılabilecek olan döviz

¹⁶⁰ James D. Hamilton ve Gang Lin, "Stock Market Volatility and the Business Cycle", **Journal of Applied Econometrics**, Cilt:11, No:5, Özel Sayı: Ekonomik Tahminleme, Eylül-Ekim 1996, s. 573-593

¹⁶¹ Liljeblom ve Stenius, a.g.e., s. 419-426

¹⁶² Vihang Errunza ve Ked Hogan, "Macroeconomic determinants of European stock market volatility", **European Financial Market**, Cilt:4, No:3, 1998, s. 361-377

kurlarını ve cari işlemler dengesini modele katarak Schwert'in çalışmasından önemli bir farklılık göstermektedir. Modelin katsayıları incelendiğinde, döviz kurları dışında bütün değişkenler anlamlı çıkmıştır. Faiz oranları ve enflasyondaki değişkenlik artışı hisse senedi değişkenliklerini artı yönde etkilemekte; sanayi üretimi, dış ticaret açığı ve para arzının değişkenliğindeki artış ise negatif yönde etkili olmaktadır. En anlamlı değişken ise para arzı olmuştur.¹⁶³

Yine aynı yıl Kearney, Avustralya sermaye piyasası ile yapısal benzerlikler gösteren İrlanda piyasasında değişkenliği incelemiştir. Bu çalışmanın diğer çalışmalara göre en önemli farkı ise, bölgesel bir birlik içinde olması nedeniyle İrlanda ekonomisinin büyük bir bağımlılık gösterdiği İngiltere'nin FTSE borsasının değişkenliğinin de ISEQ'yu (Irish Stock Exchange Overall Index) açıklayıcı bir değişken olarak modele katmasıdır. Kearney, Temmuz 1975-Mayıs 1994 döneminde İrlanda borsasındaki getiriye ve değişkenliği en çok FTSE'nin getirisinin ve değişkenliğinin etkilediğini bulmuştur. Kearney'in modelinin sonucunda, sanayi üretimi, enflasyon ve kurların pozitif işaretli ve anlamlı değişkenler olduğu bulunmuştur. En hızlı etkiyi kurlar vermektedir. Bu da Kearney'in Avustralya piyasası için yaptığı çalışmanın bulgusu ile ters düşmektedir. Yazarın buradan çıkarttığı sonuç, makroekonomik değişkenlerin her piyasada ayrı birer etkisi olduğudur. Buradaki bir başka önemli sonuç ise, her ne kadar getiriye en iyi açıklayan faiz oranları olsa da, değişkenliği açıklamada bu değişkenin modele bile girememiş olmasıdır. Bu ise, değişkenlik ve getiri modellemesinde aynı piyasa için bile varsayım yapmanın zorluğunu göstermesi açısından önemlidir.¹⁶⁴

İçten öğrenenlerin değişkenlik üzerine etkilerini inceleyen bir çalışma 1999 yılında Du ve Wei tarafından yapılmıştır.¹⁶⁵ 1985-1998 dönemini inceleyen araştırmacılar, dünya üzerindeki yasal sistemleri 5 ana gruba ayıran bazı eski çalışmaları temel almışlardır. Bu çalışmalara göre sistemler: İngiliz Genel Kanunları, Fransız Sivil Kanunları, Alman Kanunları, İskandinav Kanunları ve Sosyalist Yasal Sistemi'dir. İçten öğrenenlerin ticaretine izin veren yasal sistemleri benimseyen

¹⁶³ Hacıhasanoğlu, a.g.e., s.42

¹⁶⁴ A.e., s.43

¹⁶⁵ Julian Du ve Shang-Jin Wei, "Does Insider Trading Raise Market Volatility?", **NBER Working Paper Series**, Working Paper 9541, Mart 2003, s.1-44

ülkelerin deęişkenliklerinin dięerlerine göre daha yüksek olduęu sonucuna ulařmıřlardır.

Uluslararası finansal bütünleřmenin deęişkenlik üzerindeki etkilerini inceleyen Hassler'in çalıřması 1999 tarihlidir.¹⁶⁶ İsveç sermaye piyasası için yapılan deneysel çalıřmada dönem 1970-1998 olarak alınmıřtır. İsveç'in bu dönemde dünya ile olan bütünleřmesinin artması, hisse senedi piyasasında deęişkenlięin artmasına sebep olmuřtur.

S&P 500 Endeksi'ni Ocak 1973-Ekim 1997 dönemi için inceleyen Berument ve Kıymaz, haftanın günü etkisinin deęişkenlik ile iliřkisini irdelemiřlerdir.¹⁶⁷ Hem getiri hem de deęişkenlik üzerinde haftanın günü etkisini tespit ettikleri çalıřmalarında, en yüksek getiri Çarřamba gününde, en düşük getiriyse Pazartesi gününde çıkmıřtır. Bunun yanında en yüksek deęişkenlik Cuma gününde, en düşüęü ise Çarřamba gününde olmaktadır.

Beltratti ve Morana 2002 tarihli çalıřmalarında, S&P 500 Endeksi'ni kullanarak 1970-2001 dönemi için makroekonomik deęişkenlik ile hisse senedi deęişkenlięi arasındaki iliřkiyi incelemiřlerdir. Makroekonomik deęişkenlięin hisse senedi piyasalarındaki deęişkenlięi açıkladıęını tespit etmiřlerdir. Fakat hisse senedi piyasalarındaki deęişkenlięin sanayi üretim endeksi ve enflasyon deęişkenlikleri üzerinde kısa vadeli bir etkisi olmaktadır.¹⁶⁸

Geliřmiř piyasalarda deęişkenlięin nedenlerini inceleyen çalıřmaların sonuçlarını özetlersek:

1. Geliřmiř piyasalarda ilk çalıřmalar A.B.D. sermaye piyasalarını konu alırken, son yıllarda Avrupa, Japonya ve Avustralya üzerine yapılan çalıřma sayısında artış bulunmaktadır.
2. Avrupa sermaye piyasaları için yapılan çalıřmalarda, A.B.D. sermaye piyasaları verileri ile yapılan çalıřmaların sonuçlarının anlamlılıęından daha yüksek bir anlamlılıkta iliřkiler grubu elde edilmiřtir.

¹⁶⁶ John Hassler, "Does Increased International Influence Cause Higher Stock Market Volatility", **Scand. J. Of Economics** 101(1), 1999, s. 1-9

¹⁶⁷ Hakan Berument ve Halil Kıymaz, "The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility", **Journal of Economics and Finance**, Cilt:25, No:2, Yaz 2001, s.181-193

¹⁶⁸ A. Beltratti ve C. Morana, "Breaks and Persistency: Macroeconomic Causes of Stock Market Volatility", Bocconi University, Eylül 2002, s. 1-66, Çevrimiçi: http://www.icer.it/workshop/Beltratti_Morana.pdf, 26.12.2005

3. Değişkenliğin nedenlerini araştıran çalışmaların büyük bir çoğunluğu makroekonomik faktörlerin değişkenliği ile bağlantı kurmaya çalışmaktadırlar. Makroekonomik verileri nominal değerleriyle veya bir dönemden bir döneme değişim ve onun gecikmeli değerleri olarak alan çalışma sayısı oldukça azdır.
4. Gelişmiş piyasalarda değişkenlik ile ilişkisi incelenen değişkenlerden bazıları ekonomik büyüme, faiz oranları, döviz kurları, enflasyon oranları, para arzı, dış ticaret açığı, kâr payı ödemelerinin değişkenliği, şirkete özel bilgi, finansal kaldıraç, işlem günü sayısı, işlem hacmi, marj sistemi, çift seans uygulaması, finansal bütünleşme vb.dir.
5. Enflasyon değişkenliği, faiz oranları değişkenliği ve döviz kurları değişkenliği getiri değişkenliği ile pozitif ve anlamlı bir ilişkiye sahiptir.
6. Dış ticaret açığı ve para arzının değişkenliğindeki artış ise getiri değişkenliğinde negatif yönde etkili olmaktadır.
7. Sanayi üretimi değişkenliği ile getiri değişkenliği arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalarda çelişkili sonuçlar bulunmuştur. Getiri değişkenliğinin % 60'lık bölümü ekonomik resesyonlar ile açıklanabilmektedir
8. Ay içindeki işlem günü sayısı ve işlem hacmi artışı ile değişkenlik arasında da pozitif bir ilişki bulunmaktadır.
9. Finansal kaldıraç ve işlem faaliyeti ile getiri değişkenliği arasında anlamlı bir ilişkiden bahsedilmektedir.
10. Şirkete özel bilgi piyasaya ulaştığında varyansın arttığı tespit edilmiştir.
11. Getiri değişkenliği ile kâr payı ödemelerinin değişkenliği arasında anlamlı bir ilişkiye rastlanmamıştır.
12. Marj sisteminin hisse senedi değişkenliği üzerinde anlamlı bir etkisi yoktur.
13. Çift seans uygulamasının değişkenliği arttırıcı ve etkinliği düşürücü yönde bir etkisi yoktur.
14. Finansal bütünleşmenin artması, hisse senedi piyasasında değişkenliğin artmasına sebep olmaktadır.

3.4.2.2. Gelişmekte Olan Piyasalarda Değişkenliğin Nedenlerini Araştıran Çalışmalar

Literatürde, gelişmekte olan piyasalarda değişkenliği inceleyen çalışmalar daha ziyade değişkenliğin yerel veya dünya faktörleriyle olan bağlantısını bulmak yönündedir. Bu çalışmalar, değişkenliğin liberalizasyon ile pozitif veya negatif ilişkili olup olmadığıyla ilgilenmişlerdir. Değişkenliğin makroekonomik faktörlerle ilişkisi üzerine yapılan çalışma sayısı oldukça azdır.

1976 yılında Cohen vd. tarafından A.B.D., Japonya ve Brezilya borsaları için değişkenliğin unsurlarını belirlemeye çalışan bir araştırma yapılmıştır. Çalışmada değişkenlik ile işlem hacmi arasındaki ilişki araştırılmış ve anlamlı bir ilişkiye tüm piyasalar için rastlanmıştır.¹⁶⁹

Gelişmekte olan piyasalarda değişkenliğin nedenlerini araştıran çalışmaların öncüllerinden olan 1995 tarihli makale, Grabel tarafından yazılmıştır. Araştırmacının amacı, finansal liberalizasyonun değişkenlik üzerinde etkisinin olup olmadığını tespit edebilmektir. Verilerine ulaşabildiği ve finansal liberalizasyon sürecinden geçmiş gelişmekte olan ülkeleri Arjantina, Kolombiya, Venezüella, Şili, Güney Kore ve Filipinler olarak belirlemiştir. Finansal liberalizasyon öncesi ve sonrası değişkenlik değerlerini karşılaştıran çalışmada, finansal liberalizasyonun Arjantin ve Filipinler dışında tüm ülkelerde istatistiksel olarak anlamlı düzeyde değişkenliği arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır.¹⁷⁰

Tayland Hisse Senedi Piyasası'nda değişkenliğin nedeni olarak marj uygulamasının test edildiği çalışma, 1997 yılında Chowdhury tarafından gerçekleştirilmiştir. Marjın yükseltilmesi hisse senedi fiyatlarını aşağı doğru çekerken, marjın düşürülmesi fiyatların artmasına sebep olmaktadır. Piyasa, marjın düşürülmesine marjın arttırıldığı durumlara göre daha hızlı tepki vermektedir.¹⁷¹

¹⁶⁹ Cohen vd., "The Determinants of Common Stock Returns Volatility: An International Comparison", **The Journal of Finance**, Cilt:31, No:2, Mayıs 1976, s. 733-740

¹⁷⁰ Ilene Grabel, "Assessing the Impact of Financial Liberalisation on Stock Market Volatility in Selected Developing Countries", **The Journal of Development Studies**, Cilt:31, No:6, Ağustos 1995, s.903-917

¹⁷¹ Abdur R. Chowdhury, "Margin requirements and stock market volatility in Thailand", **Applied Economics Letters**, 1997, 4, s. 83-87

Çekoslavak sermaye piyasalarında değişkenliği işleyen bir çalışmanın tarihi 1997'dir.¹⁷² Bu çalışmada Cihak ve Janacek, Prag Menkul Kıymetler Piyasası'nda Haziran 1993-Haziran 1996 dönemini E-KB 40 Endeksi ve 18 adet sektör endeksi için incelemişlerdir. Makalenin amacı, Çek sermaye piyasasının endüstriler için bir bilgi taşıyıp taşımadığını ve eğer taşıyorsa bunun genelleştirilip tüm ekonomi için söylenip söylenemeyeceğini ortaya çıkarmaktır. Sonuç bölümlerinde yazarlar, sektör endeksleri ile endüstrilerin üretimlerindeki gelişim arasında bir ilişki bulmuşlardır.

Aggarwal, Inclan ve Leal'in 1999 tarihli çalışmaları 1985-1995 dönemi için birçok ülkeyi inceleyen bir çalışma olması açısından önem taşımaktadır.¹⁷³ Araştırmacılar yüksek değişkenliğin yaşandığı dönemleri tespit etmiş ve bu dönemlerde yaşanan değişkenlik değişiminin yerel veya küresel nedenlerini araştırmışlardır. Çalışmada Latin Amerika'dan Arjantin, Brezilya, Şili, Meksika; Asya'dan Hindistan, Malezya, Filipinler, Güney Kore, Tayvan, Tayland, gelişmiş piyasalardan Hong Kong, Singapur, Almanya, Japonya, İngiltere, A.B.D. ve Morgan Stanley Dünya Endeksi, Uzak Doğu Endeksi, Latin Amerika Endeksi ve Gelişmekte Olan Piyasalar Endeksi veri olarak alınmıştır. Tüm ülkelerin verilerinin tanımsal istatistikleri incelenmiştir. Buna göre: Değişkenlik ve getiri incelemesinde Brezilya en yüksek getiri ve değişkenliğe sahip ülkedir. Yaşanan yüksek değişkenlik dönemlerini irdeleyen araştırmacılar, bu dönemlerin genelde yerel bazı olaylarla aynı anda meydana geldiğini ortaya koymuşlardır. Piyasaların birlikte sadece Ekim 1987 Krizi'nden etkilendiği görülmüştür. Körfez Savaşı ise Singapur, Japonya ve A.B.D. borsalarını etkilemiş, fakat ülke bazında hiçbir gelişmekte olan piyasada anlamlı etkisi bulunamamıştır. Ayrıca araştırmacılar, 1985-1990 ve 1990-1995 dönemlerini ayırarak piyasaların genelde yabancılara açıldığı ve uluslararası sermaye hareketlerinin arttığı dönemlerde değişkenliğin değişimini incelemişler ve bu konuda kesin kanıtlar bulamamışlardır.

¹⁷² Martin Cihak ve Kamil Janacek, "Stock-Market Volatility and Real Processes in the Czech Economy", **Eastern European Economics**, Cilt:35, No:3, Mayıs-Haziran 1997, s. 6-34

¹⁷³ Reena Aggarwal, Carla Inclan ve Ricardo Leal, "Volatility in Emerging Stock Markets", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt:34, 1999, s. 33-55

Atina sermaye piyasalarında fiyat değişme sınırlarının değişkenlik üzerindeki etkilerini 1999 yılında Phylaktis, Kavussanos ve Manalis incelemişlerdir.¹⁷⁴ Genel fiyat endeksi ve 10 hisse senediyle yapılan çalışmada dönem Ocak 1990- Haziran 1996'dır. Çalışmanın bulgusu, fiyat değişim sınırının değişkenliğin üzerinde herhangi bir etkisinin olmamasıdır.

Liberalizasyonun değişkenlik üzerindeki etkilerini inceleyen diğer bir çalışma Kassimatis tarafından 2002 yılında yapılmıştır.¹⁷⁵ Araştırmada gelişmekte olan ülke olarak Arjantin, Hindistan, Pakistan, Filipinler, Güney Kore ve Tayvan alınmıştır. Çalışmanın sonunda liberalizasyon sonrasında değişkenliğin bu ülkelerde düştüğü bulunmuştur.

İşlem sıklığının değişkenlik ile ilişkisini 2002 yılında Huang ve Masulis incelemişlerdir.¹⁷⁶ İşlem hacminin değil işlem sıklığının değişkenlik üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Filipinler sermaye piyasalarında değişkenliğin nedenlerini araştıran bir çalışma 2003 yılında Bautista tarafında yapılmıştır.¹⁷⁷ Şubat 1987- Ekim 2000 döneminin incelendiği araştırmada Filipinler'de değişkenliğin ekonomik ve politik olaylardan anlamlı bir şekilde etkilendiği ortaya konmuştur.

Gelişmekte olan piyasalarda değişkenliğin nedenlerini inceleyen çalışmaların sonuçlarını özetlersek:

1. Gelişmekte olan piyasalarla ilgili çalışmalar daha ziyade, finansal liberalizasyonun değişkenlik üzerindeki etkisini araştırmak konusunda yoğunlaşmışlardır. Bu çalışmalar da daha çok Latin Amerika ülkelerine uygulanmıştır.
2. Liberalizasyonun değişkenlik üzerindeki etkisi ile ilgili bulgular çelişkilidir. Kolombiya, Venezüella ve Şili'de finansal liberalizasyonun değişkenliği arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Hindistan, Pakistan ve

¹⁷⁴ Kate Phylaktis, Manolis Kavussanos ve Gikas Manalis, "Price limits and stock market volatility in the Athens Stock Exchange", **European Financial Management**, Cilt:5, No:1, 1999, s. 69-84

¹⁷⁵ Konstantinos Kassimatis, "Financial liberalization and stock market volatility in selected developing countries", **Applied Financial Economics**, 12, 2002, s. 389-394

¹⁷⁶ Roger D. Huang, ve Ronald W. Masulis, "Trading Activity and Stock Price Volatility: Evidence from the London Stock Exchange", Çevrimiçi: <http://mba.vanderbilt.edu/fmrc/>, 22 Temmuz 2003

¹⁷⁷ C.C. Bautista, "Stock market volatility in the Phillipines", **Applied Economics Letters**, 10, 2003, s. 315-318

Tayvan’da ise deęişkenlięin düřtüęü kanıtlarına rastlanmıřtır. Arjantin, Filipinler ve Güney Kore ile ilgili ise çeliřkili sonuçlar mevcuttur.

3. Deęişkenlik ile işlem hacmi ve işlem sıklığı arasında anlamlı bir ilişki bulunmuřtur.
4. Fiyat deęişim sınırının deęişkenlięin üzerinde herhangi bir etkisi yoktur.

3.4.2.3. Türk Sermaye Piyasası’nda Deęişkenlięin Nedenlerini Arařtıran Çalıřmalar

Ünal’ın 1995 tarihli çalıřması, İMKB getiri deęişkenlięi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi incelemeye yöneliktir.¹⁷⁸ Arařtırmacı İMKB Bileşik Endeksi’ni ve aktif olarak işlem gören dört adet hisse senedini Mart 1988-Mart 1995 aralıęında incelemiřtir. Endeks ve hisse senetlerinin deęişkenlikleri GARCH kullanılarak hesaplanmıřtır. Çalıřmasının sonucunda arařtırmacı, deęişkenlik ile işlem hacmi arasında anlamlı bir pozitif ilişki olduęunu vurgulamıřtır.

Rüstemoęlu, makroekonomik deęişkenlerin deęişkenlięiyle İMKB endeksinin deęişkenlięini inceledięi çalıřmasında regresyon analizini kullanmıřtır.¹⁷⁹ Günlük ve aylık verilerin yer aldıęı çalıřmada dönem 1987-1996’dır. 1997 yılında gerçekteřirilen çalıřmada makroekonomik deęişkenler olarak kısa vadeli faiz oranı, para arzı, tüketici fiyat endeksi, sanayi üretim endeksi kullanılmıřtır. Çalıřmanın bulgusu, makroekonomik deęişkenlerle deęişkenlik arasında bir ilişki olduęu yönündedir. Ayrıca yüksek işlem hacimlerinde yüksek deęişkenlikler oluřmaktadır.

Güneř ve Saltoęlu, deęişkenlięi açıklamayı hedefledikleri çalıřmalarını 1998 yılında gerçekteřirmiřtir. Hazine bonosu faiz oranları, bankalararası gecelik faiz oranı, Amerikan Doları ve Alman Markı getirileri, reel büyüme oranı, enflasyon ve dar ve geniş anlamda para arzının deęişkenlięinin İMKB’deki deęişkenlięi açıklamakta ne denli etkili olduęunu arařtırmıřlardır. Schwert Deęişkenlik Endeksi kullanılarak yapılan çalıřmada, İMKB deęişkenlięinin dięer deęişkenlerle

¹⁷⁸ Ünal, a.g.e, s. 1-80

¹⁷⁹ Mehmet Rüstemoęlu, Stock Market Volatility and Macroeconomic Factors, Yayınlanmamıř Yüksek Lisans Tezi, Boęaziçi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 1997, s. 1-51

karşılaştırıldığında çok yüksek boyutlarda olduğu görülmektedir. Güneş ve Saltoğlu, analiz döneminde OECD ülkelerinde değişkenlik endeksi ortalamasının 4.5 olduğunu belirtmiş, İMKB’de ise bunun 11.81 olduğunu bulmuştur. Araştırmacılar, VAR analizini kullanarak değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemiştir. İkili VAR yöntemi sonuçlarına göre M2Y dışındaki değişkenler İMKB değişkenliğini açıklamakta başarılı olamamışlardır. Yatırım araçları getiri değişkenliği ile İMKB arasında da istatistiksel olarak anlamlı bir sonuca varılamamıştır. Güneş ve Saltoğlu, gecelik faiz oranı, hazine bonosu ve İMKB arasında değişkenlik değişiminde sadece gecelik faiz ve hazine bonosu arasında anlamlılık düzeyi 0.90’a yakın bir seviyede ilişki bulabilmiştir. Bu çalışmada çift taraflı nedenselliğin bulunabildiği tek değişken grubu M2Y ve hisse senedi getirisi olmuştur.

Çalışmada GARCH yöntemi kullanılarak İMKB değişkenlik endeksi yeniden hesaplanmıştır fakat Schwert Endeksi’nden daha anlamlı bir sonuca rastlanmamıştır. Sonuç olarak, Schwert Endeksi ile GARCH kullanılarak oluşturulan değişkenlik endeksinin birbirlerine üstünlük sağlamadığı vurgulanmıştır. İMKB değişkenliğinin makroekonomik değişkenlerle açıklanamaması, değişkenliğin ekonomik etkenler dışında belirlendiğini göstermektedir. Bu sonuç, derinlik kazanmamış olan İMKB’de spekülasyon etkilerinin baskın olduğuna işaret etmektedir.¹⁸⁰

Salman’ın 1999 tarihli Merkez Bankası rezervlerindeki değişkenliği modellediği çalışması, İMKB değişkenliğinin rezerv değişkenliğine etkisini ölçmeye çalışması nedeniyle kayda almaya değerdir.¹⁸¹ 1992-1999 döneminin incelendiği çalışmanın sonucunda, İMKB değişkenliğinin rezervler üzerinde herhangi bir etkisi bulunmazken, İMKB getirisi anlamlı bir etki yaratmaktadır.

Makroekonomik değişkenlik, net portföy yatırımlarının değişkenliği ve sermaye piyasalarındaki gelişmelerin sermaye piyasası getirisindeki değişkenlik üzerindeki etkilerinin açıklanmasına yönelik bir çalışma, 1999 yılında Begeç tarafından yapılmıştır.¹⁸² Bu araştırma, sermaye hareketleri liberalizasyonunun dış kaynaklı sermaye girişleri yoluyla sermaye piyasası getirisindeki değişkenlik

¹⁸⁰ Güneş ve Saltoğlu, a.g.e., s.65

¹⁸¹ Ferhan Salman, “Modeling The Volatility In The Central Bank Reserves”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, ODTÜ, Ekonomi Bölümü, Ankara, 1999, s 1-63.

¹⁸² Salih Begeç, “The Effects of Macroeconomic Volatility, Foreign Equity Investments and Capital Market Development on Stock Market Volatility: The Case of Turkey”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Boğaziçi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 1999, s. 1-69

üzerinde tek başına önemli bir etkisinin olmadığını göstermektedir. Buna rağmen, net portföy yatırımlarının değişkenliğinin sermaye piyasasındaki gelişmelerle birlikte olduğu taktirde, sermaye piyasası getirisindeki değişkenlik üzerinde önemli bir etkisi olmaktadır.

Muradoğlu, Berument ve Metin, 1999 tarihli çalışmalarında 1994 yılındaki ekonomik krizin getiri ve riski ne düzeyde etkilediğini bulmaya çalışmışlardır. Günlük verilerini kullandıkları makroekonomik değişkenler para arzı, döviz kuru ve faiz oranıdır. Tüm makro değişkenlerin değişkenliklerini ve getiri değişkenliğini GARCH-M modelini kullanarak ifade etmişlerdir. Üç alt-döneme ayırdıkları çalışma dönemlerinin her birinde makro değişkenler değişkenlik üzerinde açıklayıcı bir role sahip olmuşlardır. Başka bir bulguları da, finansal kriz dönemlerinde risk-getiri ilişkisi ve riskin makro belirleyicileri değişmesidir.¹⁸³

2000 yılında Badur tarafından yapılan bir çalışmada, iki finansal piyasada değişkenliğin aynı nedene dayanıp dayanmadığı araştırılmıştır.¹⁸⁴ Bu piyasalar para piyasası ve hisse senedi piyasasıdır. Hisse senedi piyasasının daha yüksek değişkenliğe sahip olduğunun vurgulandığı çalışmada, iki piyasanın ortak bilgi kaynağını kullandıkları sonucuna ulaşılmıştır. Yatırımcılar, bu piyasalarla ilgili işlem yaparken aynı bilgi grubu üzerinden karar vermektedirler.

Tezölmez'in 2000 tarihli çalışması, İMKB piyasa endeksinin getiri ve değişkenliğinin günüçi davranışını ve kamuya duyurulmuş haberlerin endeks değişkenliği üzerindeki etkisini incelemeyi amaçlamıştır. Beş-dakikalık zaman aralıkları kullanılarak altı farklı İMKB piyasa endeksinin getiri ve değişkenliği karşılaştırılmıştır. Onbeş-dakikalık zaman aralıkları kullanılarak uygulanan ANOVA metodolojisi ile de "haftanın günü etkisi" ve "günüçi etkisi"nin bileşik etkisi test edilmiştir. Bir haber ajansı tarafından yayımlanan haberler veri olarak kullanılarak regresyon analizi uygulanmış ve haberlerin değişkenlik üzerindeki etkisi incelenmiştir. Bu çalışmada, İMKB endeksinin değişkenliğinin piyasa açılışlarında daha yüksek olduğu ve günüçinde belli bir şekilde azaldığı gözlemlenmiştir. Endeks

¹⁸³ Gülnur Muradoğlu, Hakan Berument ve Kivılcım Metin, "Financial Crises and Changes in Determinants of Risk and Return: An Empirical Investigation of an Emerging Market (ISE)", **Multinational Finance Journal**, Cilt:3, No:4, 1999, s.223-252

¹⁸⁴ Bertan Yılmaz Badur, "Common Volatility in Turkish Financial Markets", Yayımlanmamış Doktora Tezi, Boğaziçi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2000, s. 1-143

getirilerindeyse gniinde belirgin bir hareket tarzı grlmemiřtir. ANOVA sonularına gre, “haftanın gn etkisi” ve “gnii etkisi”nin nemli bir bileřik etkisi olmadığı saptanmıřtır. Regresyon analizi sonularına gre, haberlerin piyasa deęiřkenlięine olan etkisinin en fazla eř-zamanlı olarak gerekleřtięi belirlenmiřtir.¹⁸⁵

Kırbař-Kasman ve Kasman 2003 tarihli alıřmalarında hisse senedi piyasası deęiřkenlięini firma, endstri ve piyasa baęlamında incelemiřlerdir.¹⁸⁶ İMKB’de yer alan hisse senetlerini endstrilerine gre blmlendirmiřler ve bu hisse senetlerinin deęiřkenlikleri ile makroekonomik deęiřkenler arasındaki iliřkiyi 1992-1999 dnemi iin irdelemiřlerdir. Makroekonomik deęiřkenler olarak GSMH’yi, sanayi retim endeksini, enflasyon oranlarını ve dviz kurlarını almıřlardır. Arařtırmalarının sonucunda piyasa dzeyindeki deęiřkenlik, firma ve endstri dzeyindeki deęiřkenlięe gre yksek ıkmıřtır. Gecikme kullanarak yaptıkları regresyon analizlerine gre piyasa ve firma dzeyindeki deęiřkenlik, dviz kurları ile pozitif ynde bir iliřkiye sahiptir. Endstri dzeyindeki deęiřkenlik ise enflasyon oranıyla pozitif bir iliřki gstermektedir. Piyasa ve firma dzeyindeki deęiřkenlik GSMH bymesini tahmin edebilme gcne sahiptir. Ayrıca tm dzeylerdeki deęiřkenlikler sanayi retim endeksini tahmin edebilmektedirler.

2004 yılında Bildik ve Elekdaę, fiyat deęiřme sınırlarının deęiřkenlik zerindeki etkileri zerine bir alıřma yayımlamıřlardır.¹⁸⁷ 1990-2001 dneminde İMKB-100 Endeksi ve 30 adet hisse senedi iin yapılan analizlerde, zellikle 1994 yılında iki seans uygulamasına geen İMKB’nin bu deęiřiklikten nasıl etkilendięini ortaya ıkarmak hedeflenmiřtir. 1994 yılına kadar fiyat deęiřme sınırı % 21 iken, 1994 yılında iki seans uygulamasıyla ilk seansta % 10 ve ikinci seansta % 10 fiyat deęiřim sınırı konmuřtur. alıřmanın bulgusu, fiyat deęiřim sınırının deęiřtirilmiř olması, deęiřkenlięin de dřř beraberinde getirmiř olmasıdır. Bunun nedeni olarak

¹⁸⁵ Hande S. Tezlmez, “Intraday Patterns in Istanbul Stock Exchange Index and Effect of Public Information on Return Volatility”, Yayınlanmamıř Doktora Tezi, Boęazii niversitesi, Sosyal Bilimler Enstits, İstanbul, 2000, s.7-8

¹⁸⁶ Saadet Kırbař-Kasman ve Adnan Kasman, “Volatility of ISE and Business Cycle”, **Central Bank Review** I, 2003, s. 67-84

¹⁸⁷ Recep Bildik ve řkr Elekdaę, “Effects of Price Limits on Volatility Evidence from the Istanbul Stock Exchange”, **Emerging Markets Finance and Trade**, Cilt:40, No:1, Ocak-řubat 2004, s. 5-34

da, gün içindeki seanslar arasında verilen aranın bir mola niteliğini taşıyarak, değerli bilgilerin yatırımcılar arasında kolayca yayılmasını sağlaması olarak düşünülmüştür.

Makroekonomik değişkenlerin değişkenliği ile getiri değişkenliği arasındaki ilişkiyi Türkiye için inceleyen son çalışmanın tarihi Şubat 2006'dır. Erdem, Erdem ve Arslan tarafından yapılan bu çalışmada incelenen dönem 1991-2004'tür. Serilerin değişkenlikleri GARCH modeli kullanılarak bulunmuştur. Değişkenler arasındaki değişkenlik geçişliliğinin testinde VAR modeli kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda faiz oranı, döviz kuru ve M1 para arzından İMKB-100 Endeksi getiri değişkenliğine tek yönlü volatilité geçişliliğinin olduğu saptanmıştır.¹⁸⁸

Türkiye'de değişkenliğin nedenlerini inceleyen çalışmaların sonuçlarını özetlersek:

1. Çalışmalar daha ziyade makroekonomik faktörlerin değişkenliği ile getiri değişkenliği ilişkisi üzerinde durmaktadır.
2. Getiri değişkenliği ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki üzerine yapılan çalışmalar çelişkili sonuçlar vermektedirler. Kimi çalışmalar ilişki olduğu yönünde bulgular öne sürerlerken, kimi çalışmalar ilişkinin olmadığını kanıtlar yöndedir.
3. Özellikle para arzının değişkenliği getiri değişkenliğini açıklamakta etkilidir.
4. Makroekonomik değişkenlerin nominal değerlerinin ve dönemlik değişimlerinin ve bunların gecime değerlerinin analiz edildiği bir çalışmada, piyasa düzeyindeki değişkenlik, firma ve endüstri düzeyindeki değişkenliğe göre yüksek çıkmıştır. Piyasa ve firma düzeyindeki değişkenlik, döviz kurları ile pozitif yönde bir ilişkiye sahiptir. Endüstri düzeyindeki değişkenlik ise enflasyon oranıyla pozitif bir ilişki göstermektedir. Piyasa ve firma düzeyindeki değişkenlik GSMH büyümesini tahmin edebilme gücüne sahiptir. Ayrıca tüm düzeylerdeki değişkenlikler sanayi üretim endeksini tahmin edebilmektedirler.

¹⁸⁸ Cumhuriyet Erdem, Meziyet Sema Erdem ve Cem Kaan Arslan, "Makroekonomik değişkenler ve İMKB-100 endeksi arasındaki ilişkinin belirlenmesi", **İktisat İşletme ve Finans**, Yıl 21, Sayı 239, Şubat 2006, s.125-135

5. Değişkenlik ile işlem hacmi arasında anlamlı bir pozitif ilişki bulunmuştur.
6. Net portföy yatırımlarının değişkenliğinin sermaye piyasasındaki gelişmelerle birlikte olduğu takdirde, sermaye piyasası getirisindeki değişkenlik üzerinde önemli bir etkisi olmaktadır.
7. Değişkenliğin piyasa açılışlarında daha yüksek olduğu ve günün içinde belli bir şekilde azaldığı gözlemlenmiştir.
8. Haberlerin piyasa değişkenliğine olan etkisi en fazla eş-zamanlı olarak oluşmaktadır.
9. Fiyat değişim sınırının değişmesi, değişkenliği azaltıcı bir etki yapmıştır.

3.5. Çalışmaların Genel Değerlendirmesi

Yukarıdaki satırlarda anlatılan değişkenlikle ilgili dünya ve Türk sermaye piyasaları için yapılmış çalışmaların kısa bir özeti bu alt bölümde ele alınmıştır. İMKB için ulaşılan sonuçların diğer ülke sonuçlarıyla karşılaştırılması yanında, gelişmiş-gelişmekte olan ülkelerin bulguları da bu satırlarda biraraya getirilerek yorumlanmıştır. Ardından genel bir değerlendirme yapılarak Üçüncü Bölüm tamamlanmıştır.

A. Getiri ve Değişkenlik Yapısı:

İMKB Hisse Senetleri Piyasası Ulusal-100 Fiyat Endeksi getirileri (günlük, aylık, yıllık) normal olmayan bir dağılıma sahiptir. Getiri serileri basık ve çarpıktır. Aynı yapı gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde de geçerlidir.

İMKB Hisse Senetleri Piyasası yüksek getiri-yüksek risk yapısına sahip bir piyasadır. Gelişmiş ülkelerde düşük getiri-düşük risk yapısı geçerliken, gelişmekte olan piyasalarda yüksek getiri ardından yüksek riski getirmektedir.

Gelişmiş piyasalarda olduğu gibi değişkenlik kümelenmesi, İMKB’de ve gelişmekte olan piyasalarda da bulunmaktadır. Değişkenliğe verilen şokların bir süre devam etmesi özelliğine ise gelişmiş piyasalarda ve gelişmekte olan piyasalardan yalnız Brezilya’da rastlanmıştır.

Gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalarda olduğu gibi İMKB’de de zamana dayalı bir değişkenlik söz konusudur.

Asimetrik haber etkisi ile ilgili İMKB’de ve gelişmekte olan ülkelerde çelişkili sonuçlar elde edilirken (örneğin Yunanistan’da pozitif şoklar değişkenliği negatif şoklara göre daha fazla arttırırlarken, Hindistan’da haberin asimetrik etkisinden söz etmek mümkündür), gelişmiş ülkelerde haberin asimetrik etkisi geçerlidir.

İMKB için yapılmış çalışmalarda, liberalizasyonun değişkenliği arttırıcı yönde bir etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Fakat diğer gelişmekte olan ülkelerde çelişkili sonuçlar elde edilmiştir. Şili, Kolombiya ve Venezüella’da liberalizasyon sonrası artan bir değişkenlik söz konusuyken, Hindistan ve Tayvan’da liberalizasyon düşmüştür. Pakistan, Arjantin, Filipinler ve Güney Kore ile ilgili çelişkili sonuçlar mevcuttur.

B. Değişkenlik Model Performansı:

İMKB’de olduğu gibi, gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalarda hangi değişkenlik modelinin en iyi tahminleme yaptığı sorusuna yanıtlar çelişkilidir. Kullanılan hata istatistiğine ve regresyon analizine göre sonuçlar değişmektedir. En üstün modeller olarak İMKB’de ve gelişmiş piyasalarda GARCH, TARARCH, EGARCH, ARCH, GARCH-M, Basit Regresyon, Üstel Düzgünleştirme ve Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli bulunmuştur. Gelişmekte olan ülkeler için yapılmış çalışma sayısının azlığı nedeniyle kesin yargılara varılamamaktadır.

C. Getiri Nedenselliği:

Makroekonomik değişkenlerle hisse senedi getiri değişkenliği arasındaki ilişkinin varlığı, yönü ve işareti konusunda gelişmiş, gelişmekte olan ve Türk sermaye piyasalarında çelişkili sonuçlar mevcuttur. İMKB’de ilişkiye kısa dönemde rastlanmazken, uzun dönemde ilişkinin varlığından bahsedilmektedir. Gelişmiş piyasalardan İngiltere, İspanya ve Norveç’te herhangi bir ilişki bulunamamıştır.

Getiri ile makroekonomik değişkenlerden ekonomik büyüme temsilcisi endeksler arasında gelişmiş, gelişmekte olan ve Türk sermaye piyasalarında pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunmuştur.

Faiz oranları ile getiri arasında İMKB’de negatif ilişki çıkarken, gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalarda çelişkili sonuçlar elde edilmiştir.

Döviz kurları ile getiri arasında gelişmiş piyasalarda pozitif bir ilişki çıkarken, İMKB’de ve gelişmekte olan piyasalarda çelişkili sonuçlar elde edilmiştir.

Para arzı ile getiri arasında İMKB’de çelişkili sonuçlar bulunmuş, gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalarda ise pozitif ilişkiye rastlanmıştır.

Tüm piyasalarda enflasyon ile getiriler arasında çelişkili sonuçlar bulunmuştur.

D. Değişkenlik Nedenselliği:

Gelişmiş piyasalarda enflasyon değişkenliği, faiz oranı değişkenliği ve döviz kuru değişkenliği getiri değişkenliği ile pozitif ve anlamlı bir ilişkiye sahiptir. İMKB ve gelişmekte olan piyasalarda ise bu konularda yapılmış çalışmalara rastlanılamamıştır.

Gelişmiş piyasalarda olduğu gibi İMKB’de de dış ticaret açığı ve para arzının değişkenliğindeki artış, getiri değişkenliğinde negatif yönde etkili olmaktadır.

Gelişmiş piyasalarda sanayi üretimi değişkenliği ile getiri değişkenliği arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalarda çelişkili sonuçlar bulunmuştur. İMKB ve gelişmekte olan piyasalarda ise bu konularda yapılmış çalışmalara rastlanılamamıştır.

Gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalarda ve İMKB’de işlem günü sayısı ve işlem hacmi ile getiri değişkenliği arasında pozitif bir ilişki bulunmaktadır.

Ayrıca yalnızca gelişmiş piyasalar için yapılmış çalışmalarda, finansal kaldıraç ve işlem faaliyeti ile getiri değişkenliği arasında pozitif bir ilişki saptanmıştır.

İMKB’de fiyat değişim sınırları ile getiri değişkenliği arasında pozitif bir ilişki bulunurken, gelişmekte olan piyasalarda bu türden bir ilişkiye rastlanmamıştır.

E. Genel Değerlendirme

Değişkenliğin yapısal gelişimi, en iyi değişkenlik tahminleyen modelin belirlenmesi ve getiri ve değişkenliğin belirleyici faktörleri üzerine görece olarak kısa bir zamandır çalışılmaktadır fakat bu konuda atılan adımlar da bir o kadar büyüktür. Düşük getiri-düşük risk yapısına sahip gelişmiş piyasalarda, son yıllarda artmakta olan bir değişkenliğe dair bulgular elde edilmiştir. Yüksek getiri-yüksek risk yapısındaki gelişmekte olan piyasalarda ise aynı türden bulguların izlerine rastlanmamıştır. Bununla beraber gelişmiş ülkelerin birbirleriyle olan ilişki

düzelelerinin yüksekliđi, yatırımcıları geliřmekte olan ölkelere yatırım yaparak risklerini dađıtmaya teřvik etmektedir.

Son 30-35 yıllık süre zarfında, bařta geliřmiř piyasalar olmak üzere deđiřkenliđin nasıl bir yapı sergilediđi arařtırılmıřtır. Sabit bir deđere sahip olduđu varsayılan deđiřkenliđin, zamanla deđiřen bir özellik tařıdıđı geliřmiř ve geliřmekte olan ölkelerin büyük bir kısmında kanıtlanmıřtır.

Piyasa etkinliđini getiri tahmin edilebilirliđi ile ölçmeye çalıřan çalıřmaların bulguları çeliřkilidir. Kimi çalıřmalar bazı ölkelerde getirinin makroekonomik faktörlerden etkilenmediđini bulurken, bazıları bu etkinin olduđunu kanıtlar yöndedir. Bu da geliřmiř piyasaların dahi etkin olup olmadıđı ile ilgili temel sorunun hâlâ çözülemediđini akıllara getirmektedir.

Deđiřkenliđin nedenlerinin arařtırıldıđı çalıřmalarda, özellikle geliřmiř piyasalarda makroekonomik faktörlerle deđiřkenlik arasındaki iliřkiler irdelenmiřtir. Getiri deđiřkenliđi ile makroekonomik faktörlerin deđiřkenlikleri arasında regresyon analizlerinin yapıldıđı bu çalıřmalarda, bulgular yine çeliřkilidir. Geliřmekte olan piyasalar için bu konuda yapılmıř çalıřma sayısının oldukça az olması, bu konularla ilgili geliřmekte olan ölkeler için genellemeler yapmayı engellemektedir.

4. İMKB HİSSE SENETLERİ PİYASASI DEĞİŞKENLİĞİNİ ETKİLEYEN FAKTÖRLERİN ARAŞTIRILMASI

Bu çalışmanın teorik kısmının ilk bölümünde değişkenliğin nasıl tanımlandığına ve istatistikî yapısına ilişkin bilgiler verilmiştir. Ayrıca değişkenliğe neden olabilecek faktörler üzerinde de durulmuştur. Finansal piyasalarda değişkenliğin gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde nasıl bir gelişim izlediği anlatılarak bu bölüm tamamlanmıştır.

İkinci Bölüm’de değişkenliği ölçen modeller ve tahminleme ile ilgili bilgiler verilmiştir. Burada koşullu ve koşulsuz değişkenlik modelleri ayrıntılı olarak anlatılmış ve bu modellerin performanslarını ölçmeye yarayan ölçütlerden yine ayrıntılı olarak bahsedilmiştir.

Üçüncü Bölüm ise bir literatür taramasıdır. Bu bölümde dört ayrı konu ile ilgili yapılmış çalışmalar gelişmiş, gelişmekte olan ve Türkiye ayrımları yapılarak anlatılmıştır. Bu konular değişkenliğin yapısal özellikleri, değişkenlik modellerinin oluşumu, değişkenlik modellerinin karşılaştırılması ve değişkenliğin nedenleridir.

Bu çalışmanın deneysel kısmı iki ana bölümden oluşmaktadır. İlk bölümde, İMKB Hisse Senetleri Piyasası değişkenliğini etkileyen faktörlerin neler olabileceği araştırılmıştır. İkinci bölüm ise iki ayrı araştırmadan oluşmaktadır. İlk araştırmada, belirlenen dönem için İMKB Hisse Senetleri Piyasası’nda değişkenlik modellerinin anlamlılığı irdelenmiş, modeller birbirleriyle karşılaştırılmış ve İMKB Hisse Senetleri Piyasası’nın değişkenliğini en iyi temsil eden en üstün modeller belirlenmiştir. İkinci araştırmada ise, bulunan en üstün modellerle hesaplanan değişkenliğin, İMKB Hisse Senetleri Piyasası’nın değişkenliğini etkileyen faktörlerin açıklama gücünü artırıp arttırmadıkları tespit edilmeye çalışılmıştır.

4.1. Araştırmanın Amacı

Bu çalışmanın deneysel kısmının ilk bölümünde, İMKB Hisse Senetleri Piyasası değişkenliğini etkileyen faktörlerin neler olabileceği araştırılmıştır.

Araştırmanın amacı, makroekonomik ve diğer bazı seçilmiş değişkenlerin İMKB Hisse Senetleri Piyasası değişkenliğini etkileme gücünün irdelenmesidir.

4.2. Araştırmanın Kapsamı

Veri seti olarak bu ilk araştırmanın kapsamı, İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi'nin Ocak 1991 - Aralık 2004 dönemi getiri değişkenliğidir. Değişkenlikle ilişkisi incelenecek faktörlerin ise Ocak 1991 - Aralık 2004 ve Mayıs 1996 – Aralık 2004 dönemleri verileri kullanılmıştır.

4.3. Araştırmanın Modeli

4.3.1. Araştırmada Kullanılacak Veri Seti, Kısıtlar ve Hipotezler

Bu ilk araştırmada, İMKB Hisse Senetleri Piyasası değişkenliği ile ilişkisi incelenen değişkenler iki ana grupta incelenebilir. Bir grup değişken makroekonomik değişkendir. Diğer bir grupta ise dünya piyasalarıyla bütünleşmeyi temsil eden bazı değişkenler yer almaktadır. Ayrıca hisse senetleri piyasasına ait bir değişken de analizlere alınmıştır.

Makroekonomik değişkenler olarak ekonomik büyüme, enflasyon, faiz oranları, döviz kurları ve parasal büyüklükler alınmıştır. Piyasaya ait bir değişken olarak işlem hacmi kullanılmıştır. Finansal bütünleşmeyi temsil etmesi açısından iki değişken kullanılmıştır. Bunlardan ilki İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda yabancı yatırımcıların hisse senedi sahiplik oranlarıdır. İkincisi ise, dünya pazar portföyünün iyi bir temsilcisi olduğu düşünülen¹ Standard&Poors 500 Endeksi (S&P500)'dir.

Belirtilmesi gereken önemli noktalardan birisi de, Üçüncü Bölüm'de de anlatıldığı gibi, değişkenliğin nedenlerini araştıran çalışmaların büyük bir çoğunluğu “makroekonomik faktörlerin değişkenliği” ile ilişki analizleri yapmışlardır. Bu çalışmada ise, literatürden farklı olarak, makroekonomik faktörlerin değişkenliğinden

¹ Muradoğlu, Taşkın ve Bigan, a.g.e., s.38

önce incelenmesi gerektiği düşünölen “makroekonomik verilerin bir dönemden bir döneme değışimleri” ile değışkenlik arasındaki iliřki arařtırılmıřtır.

Bir bařka nokta, arařtırmanın iki ayrı dönem için yapılmıř olmasıdır. Bu dönemlerden ilki Ocak 1991- Aralık 2004, diğeri ise Mayıs 1996-Aralık 2004’tür. Bunun nedeni, bir bağımsız değışkene (yabancı yatırımcıların hisse senedi sahiplik oranları) ait verilere Mayıs 1996’dan itibaren ulařılabilmıř olmasıdır.

Ařağıdaki satırlarda İMKB Hisse Senetleri Piyasası değışkenliğıne (bundan sonra değışkenlik olarak isimlendirilecektir) ve değışkenlikle iliřkisi incelenecek faktörlere ait veri setleri ve kısıtlar ayrıntılı bir řekilde anlatılmıřtır.

4.3.1.1. İMKB Hisse Senetleri Piyasası Değıřkenliğı

Arařtırmada değışkenlik, 2 Ocak 1991 – 29 Aralık 2004 dönemi İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi günlük kapanıř fiyat verileri kullanılarak hesaplanmıřtır. 2 Ocak 1991 – 29 Aralık 2004 döneminin kullanılmasının nedenlerinden birisi, uzun bir dönemi kapsayan bir çalıřma yapmanın amaçlanmıř olmasıdır. İMKB’nin faaliyete geçiř yılı olan 1986 değıl de 1991 yılının bařlangıç yılı olarak seğılmesinin nedeni, 1991 yılından itibaren İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi’nin değeri nin řirketlerin piyasa değeri ile ağırlıklandırılarak hesaplanmaya bařlanmış olmasıdır. Daha önce endeks değeri hesaplanırken bu tür bir ağırlıklandırma yapılmadığı için 2 Ocak 1991 tarihi bařlangıç noktası olarak alınmıřtır. Çalıřmanın analizleri 2005 yılı içinde tamamlandığı için 2005 yılının verileri kullanılamamıřtır. En yeni veriler olması itibariyle 2004 yılının son iř gününün verileri analizlere dahil edilmiřtir. Ayrıca çalıřma dönemi iki eřit parçaya bölünerek analizler yapılacağı için 14 yıllık bir sürenin verileri ile çalıřılmıřtır.

Analizlerde İMKB Ulusal-100 Endeksi’nin kullanılmasının nedeni, bu endeksin İMKB Hisse Senetleri Piyasası’nı temsil gücünün yüksekliğıdir.

İMKB Hisse Senetleri Piyasası Ulusal Pazar, İkinci Ulusal Pazar, Yeni Ekonomi Pazarı ve Gözaltı Pazarı olmak üzere dört pazardan oluřmaktadır. Ulusal Pazar, İMKB Hisse Senetleri Piyasası piyasa değeri nin çok büyük bir kısmını oluřturmaktadır. 2.12.2005 tarihi itibariyle İMKB Hisse Senetleri Piyasası’nın

toplam piyasa değeri 211.028.332 bin YTL iken, bunun % 99,13'lük kısmını Ulusal Pazar oluşturmakta, geri kalan kısım ise diğer üç pazarda işlem gören hisse senetlerinin piyasa değerleri toplamından oluşmaktadır.

Ulusal Pazar'da işlem gören hisse senetlerinden belirli kriterlere göre seçimler yapılarak oluşturulan dört adet ana endeks bulunmaktadır: İMKB Ulusal-30, İMKB Ulusal-50, İMKB Ulusal-100 ve İMKB Ulusal-Tüm endeksleri. İMKB Ulusal-Tüm Endeksi'nin içinde Menkul Kıymet Yatırım Ortaklıkları hariç Ulusal Pazar'da işlem gören tüm şirketler yer almaktadır. Aşağıda Tablo 13'te endekslerin 2.12.2005 tarihi itibarıyla piyasa değerleri yer almaktadır. Pazarlar Genel içinde tüm dört pazarda yer alan şirketlerin piyasa değerleri bulunmaktadır.

Tablo 13

İMKB Hisse Senetleri Piyasası Endekslerinin Piyasa Değerleri
(2.12.2005 Tarihi İtibarıyla)

Endeksler	Piyasa Değeri (Bin YTL)	Pazarlar Genel'e Oranı	Piyasa Değeri x Halka Açıklık Oranı (Bin YTL)	Pazarlar Genel'e Oranı
İMKB ULUSAL-100	176.929.134	% 83,84	55.682.492	% 85,97
İMKB ULUSAL-50	160.654.320	% 76,13	50.775.979	% 78,39
İMKB ULUSAL-30	141.284.875	% 66,95	45.902.644	% 70,87
İMKB ULUSAL-TÜM	209.182.235	% 99,13	64.052.110	% 98,89
PAZARLAR GENEL	211.028.332		64.770.833	

Yukarıdaki satırlarda da belirtildiği gibi İMKB Ulusal-100 Endeksi tüm pazar için iyi bir temsilcidir. Bu endeksin piyasa değeri tüm pazarın piyasa değerinin % 85,97'sini oluşturmaktadır. 2001 yılında yapılan bir çalışmada da oran % 88,95 olarak bulunmuştur.² Dolayısıyla birçok çalışmada olduğu gibi bu çalışmanın analizlerinde de İMKB Ulusal-100 Endeksi kullanılmıştır.

Burada belirtilmesi gereken bir başka nokta, analiz dönemi içinde İMKB Ulusal-100 Endeksi'nin hem hesaplanma metodolojisinde, hem kapsadığı şirketlerde, hem de isminde değişiklikler olmuştur. 1991-1994 döneminde İMKB Bileşik Endeksi olarak adlandırılan endeksin içerdiği şirket sayısı her dönem (üç ayda bir) değişmiştir. 1995 yılına gelindiğindeyse İMKB Ulusal-100 Endeksi (bundan sonra

² Gökçe Alp Gökçe, "Risk, Çeşitlendirme ve İMKB- 30 Endeksinde İyi Çeşitlendirilmiş Bir Portföyün Büyüklüğünün Hesaplanması", Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi, İ.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2001, s.100

Endeks denecektir) adını almıştır ve belirli kriterlere göre seçilen 100 şirketin verilerinden oluşmuştur. Tüm araştırma dönemi boyunca aynı endeksi kullanmak, ne yazık ki uzun dönemleri kapsayan çalışmalar için geçerli olamamaktadır.³

Bu çalışmada değişkenlik “gerçekleşen aylık değişkenlik” olarak ifade edilmiştir. Aylık değişkenliğin kullanılmasının nedeni, bu çalışmada değişkenlik ile ilişkilerinin inceleneceği makroekonomik verilerin Türkiye’de hesaplanma ve yayımlanma sıklıklarının aylık olmasıdır.

Burada çok önemli bir noktayı daha açıklamak tezin bütününe kavrayabilmek açısından kaçınılmazdır. Gerçekleşen değişkenlik değeri günlük alım-satım yapıldığı varsayımına dayanmaktadır ve dönemin uzunluğu ne olursa olsun günlük getirilerin varyans değeri olarak hesaplanmaktadır. Dolayısıyla “aylık varyans” dendiği zaman o ay içinde oluşmuş günlük getirilerin varyansı anlaşılmalıdır.

Günlük getiriler logaritmik getiri (birinci logaritmik fark olarak da adlandırılmaktadır) olarak bulunmuştur:

$$r_{m,t} = \ln (P_{m,t}/P_{m,t-1}) \quad \text{Denklem 64}$$

$r_{m,t}$, endeksin t tarihinde gerçekleşen logaritmik getirisi, $P_{m,t}$, endeksin t tarihindeki kapanış fiyatı ve $P_{m,t-1}$ endeksin t-1 tarihindeki kapanış fiyatıdır.

Çalışmada, “gerçekleşen aylık değişkenlik” değeri olarak, daha önce de belirtildiği gibi, varyans değerleri hesaplanmıştır:

$$\sigma_T^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n \left(r_{m,t} - \bar{r}_m \right)^2 \quad \text{Denklem 65}$$

$$\bar{r}_m = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n r_{m,t} \quad \text{Denklem 66}$$

Burada:

σ_T^2 : Bir aylık gerçekleşen varyans.

n: Bir ay içindeki işlem günü sayısı.

\bar{r}_m : Bir aylık ortalama getiri

³ Officer, R.R., a.g.e., s. 439; Gallant v.d., a.g.e., s. 203

4.3.1.2. Ekonomik Büyüme

Bir ekonomide yaşanacak büyüme ile hisse senetleri fiyatları arasında bir ilişki olması beklenmektedir. Ekonomik büyüme, şirketlerin gelecekte elde edilmesi beklenen nakit akışlarını ve kârlılığını arttırıcı bir etkiye sahip olacaktır. O nedenle ekonomik büyüme ile hisse senetleri fiyatları arasında pozitif bir ilişki olacağı tahmin edilmektedir.⁴ Ancak Türkiye’de şirketlerin halka açıklık oranlarının diğer ülkelerinkine kıyasla oldukça düşük olduğu dikkate alındığında, ekonomik aktivitedeki değişimin hisse senedi fiyatlarını etkileme gücünün düşük olacağı tahmin edilmektedir.⁵ Türkiye’de şirketlerin halka açıklık oranları ile ilgili bir bilgi olması açısından aşağıdaki tablo (Tablo 14) incelenebilir:

Tablo 14
Türkiye’de Şirketlerin Halka Açıklık Oranları
(Yıl Sonları İtibariyle)

Yıllar	Halka Açıklık Oranı (%)
1996	16,26
1997	17,77
1998	20,16
1999	20,69
2000	20,79
2001	23,61
2002	23,46
2003	24,91
2004	28,55

Halka açıklık oranlarında son yıllarda yaklaşık 12 puanlık bir artış söz konusu olsa da, Türkiye’de şirketlerin sadece yaklaşık % 30’luk kısmı halka açıktır.

Ekonomide yaşanacak bir büyüme, şirketlerin gelecekte elde etmesi beklenen nakit akışlarını arttırıcı bir etkiye sahip olacağı için şirket hisse senetlerinin riskini

⁴ Fama, 1990, a.g.e., s. 1092

⁵ Kırbaş-Kasman, a.g.e., s.92

belli bir oranda düşürecektir. Bu nedenle, hisse senedi getiri değişkenliğinin ekonomik aktivitedeki değişim ile negatif bir ilişkiye sahip olması beklenmektedir.

Ekonomik aktivite ölçütü olarak genellikle gayri safi milli hasıla (GSMH), gayri safi yurt içi hasıla (GSYİH) veya sanayi üretim endeksi (SÜE) kullanılmaktadır.

Bu çalışmada kullanılan veriler aylık bazdadır. GSMH ve GSYİH üç ayda bir yayımlandığı için analizlerde kullanılmamıştır. Yayımlanma sıklığı aylık düzeyde olduğu için sanayi üretim endeksi ile değişkenlik ilişkisi incelenmiştir.

Verilerin elde edildiği kaynakta baz yıl olarak 1997 alınmıştır (1997=100). Analizlerde sanayi üretim endeksindeki logaritmik değişim kullanılmıştır:

$$dSÜE_{m,t} = \ln (SÜE_{m,t}/SÜE_{m,t-1}) \quad \text{Denklem 67}$$

$dSÜE_{m,t}$, sanayi üretim endeksi'nin t ayında gerçekleşen logaritmik değişimi, $SÜE_{m,t}$, sanayi üretim endeksi'nin t ayındaki değeri ve $SÜE_{m,t-1}$ sanayi üretim endeksi'nin t-1 ayındaki değeridir.

Veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB) internet sitesinden alınmıştır.⁶

4.3.1.3. Enflasyon

Enflasyon oranı birçok açıdan hisse senedi fiyatları analizlerine dahil edilmesi gereken önemli bir faktördür. Özellikle yüksek enflasyon yaşayan gelişmekte olan ülkelerde bu ilişki daha net görülmektedir. Enflasyondaki artış, firmaların üretim maliyetlerini arttırarak gelecekte elde edilmesi umulan nakit akımlarını ve firmaların gelirlerini azaltacaktır. Bu da hisse senedi fiyatlarını negatif yönde etkileyecektir. Bu nedenle enflasyon ile hisse senetleri fiyatları arasında negatif bir ilişki beklenmektedir.⁷ Enflasyondaki bir artış nominal faiz oranını arttıracak, bu da fiyatların düşmesine neden olacaktır.

⁶ Çevrimiçi: <http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cbt.html>

⁷ Geske ve Roll, a.g.e., s.1-3; Chen vd., a.g.e., s. 385

Enflasyondaki deęişim (enflasyon oranı) ile deęişkenlik arasında ise pozitif bir ilişki beklenmektedir. Enflasyonda meydana gelecek bir artış, nominal faiz oranlarına yansiyacak, bu da hisse senetlerinde riski arttırıcı bir unsur olacaktır.

Türkiye’de enflasyon ölçütü olarak birçok endeks kullanılmaktadır. Bunlardan bazıları Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE), Toptan Eşya Fiyat Endeksi (TEFE) (2003 yılından itibaren Üretici Fiyat Endeksi (ÜFE) hesaplanmaya başlanmıştır) ve GSMH Deflatörüdür.

GSMH Deflatörü üç ayda bir yayımlandığı için analizlerde kullanılmamıştır. Yayımlanma sıklığı aylık düzeyde olduğu için TEFE ve TÜFE ile deęişkenlik ilişkisi üzerinde durulmuştur. Fakat zaman serilerinde duraęanlık gerekli olduğundan ve TÜFE serisi duraęan olmadığından* analizlere yalnız TEFE alınmıştır.

Verilerin elde edildiği kaynakta TEFE farklı temel yıllı olarak saklanmıştır. Bu şekilde analize alınması doğru olmayacağı için verilerde bazı düzeltmeler yapılmıştır. 1991 yılının Ocak ayı TEFE rakamına 100 atanarak ve aylık yüzdesel deęişimler kullanılarak yeni bir TEFE serisi oluşturulmuştur. Analizlerde, oluşturulan bu yeni TEFE serisindeki logaritmik deęişim kullanılmıştır:

$$dTEFE_{m,t} = \ln (TEFE_{m,t}/TEFE_{m,t-1}) \quad \text{Denklem 68}$$

$dTEFE_{m,t}$, TEFE’nin t ayında gerçekleşen logaritmik deęişimi, $TEFE_{m,t}$, TEFE’nin t ayındaki deęeri ve $TEFE_{m,t-1}$ TEFE’nin t-1 ayındaki deęeridir.

Veriler TCMB internet sitesinden alınmıştır.⁸

4.3.1.4. Faiz Oranı

Gordon Modeli’ne göre faiz oranları ile hisse senetleri fiyatları arasında negatif bir ilişki beklenmektedir. Nominal faiz oranındaki bir artış, fiyatların düşmesine neden olacaktır.⁹

* 4.4.2. Deęişkenlerin Duraęanlık Testleri Bölümü’nde anlatılmıştır.

⁸ Çevrimiçi: <http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cbt.html>

⁹ Geske ve Roll, a.g.e., s.5; Lee, a.g.e., s.1591

Değişkenlik ile faiz oranları arasında pozitif bir ilişki beklenmektedir. Faiz oranlarındaki bir artış, işletmelerin borçlanma maliyetlerini yükselterek yatırım kararlarının ertelenmesine ve ekonomide bir daralmaya neden olacaktır. Bu da hisse senetlerinde riski arttırıcı bir unsur olarak yer alacaktır.

DeneySEL çalışmalar faiz oranlarını temsilen kullanılacak değişkeni büyük bir yelpazeden seçmek durumundadırlar. Öncelikle, bu çalışma makroekonomik düzeyde bir analiz içerdiği için faiz oranlarının da büyük meblağlardaki tutarlara uygulanan faiz oranlarını temsil etmesi gerekmektedir. Bunun için de bankalararası piyasaların faiz oranlarına bakmak uygun olacaktır. Bu çalışmada “Bankalararası Para Piyasası’nda gerçekleşen 1 gecelik işlemlerin ağırlıklı ortalama basit faiz oranları” kullanılarak faiz oranları hesaplanmıştır. Türkiye’de Bankalararası Para Piyasası işlemlerinde stopaj uygulaması yönünden herhangi bir yükümlülük söz konusu olmadığı için faiz oranları net oranlardır. Yıllık bazda verilen bu faiz oranları öncelikle günlük faiz oranına çevrilmiştir. Daha sonra günlük faiz oranları kullanılarak aylık bileşik getiri hesaplanmıştır. Bulunan bu aylık bileşik getiriler analizlerde, herhangi bir logaritmik getiri hesaplanmadan kendi değerleriyle kullanılmışlardır.

Veriler TCMB internet sitesinden alınmıştır.¹⁰

4.3.1.5. Döviz Kuru

Döviz kurlarındaki değişimin hisse senetleri fiyatlarını birçok açıdan etkilediği düşünülmektedir. Bu konuyu araştıran birçok çalışmada da¹¹ iki değişken arasında anlamlı ilişkiler bulunmuştur. Kısa vadede negatif bir ilişkiye rastlanırken, uzun vadede ilişki pozitif doğru dönmektedir.

Dövizde yaşanan bir artış, diğer yatırım araçlarının değerlerinin düşmesine neden olmakta, özellikle hisse senetlerinde riski arttırıcı bir unsur olarak yer almaktadır. Bu nedenle değişkenlik ile döviz kuru değişimi (döviz kuru getirisi) arasında pozitif bir ilişki beklenmektedir.

¹⁰ Çevrimiçi: <http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cbt.html>

¹¹ Geske ve Roll, a.g.e., s. 6; Mukherjee ve Naka, a.g.e., s.225; Ajayi ve Mougoue, a.g.e., s.193

Bu çalışmada Amerikan Doları, Euro ve Dolar/Euro Paritesi ile değişkenlik arasındaki ilişki incelenmiştir.

Amerikan Doları, Euro ve Dolar/Euro Paritesi için TCMB satış kuru rakamları alınmıştır. 1.1.2002 tarihinde Avrupa Birliği Para Birimi olan Euro kullanılmaya başlanmıştır. Tarafımızca bu tarihten önceki DM değerleri Euro'ya (1 DM = 0.511292 Euro) çevrilerek analizlere alınmıştır. Her bir döviz kurunun ve paritenin aylık logaritmik getirisi hesaplanmıştır.

$$dDK_{m,t} = \ln (DK_{m,t}/DK_{m,t-1})$$

Denklem 69

$dDK_{m,t}$, Döviz Kuru'nun (Dolar ve Euro) ve Parite'nin t ayında gerçekleşen logaritmik değişimi (getirisi), $DK_{m,t}$, Döviz Kuru'nun (Dolar ve Euro) ve Parite'nin t ayındaki değeri ve $DK_{m,t-1}$ Döviz Kuru'nun (Dolar ve Euro) ve Parite'nin t-1 ayındaki değeridir.

Veriler TCMB internet sitesinden alınmıştır.¹²

4.3.1.6. Parasal Büyüklükler

Para arzında yaşanacak bir değişimin hisse senetleri fiyatlarını etkilemesi beklenmektedir fakat bu etkinin yönü konusunda teoride ve pratikte birbirleriyle çelişen çalışmalar ve bulgular mevcuttur. Para arzında yaşanacak bir büyüme, faiz oranlarını düşüreceği için hem firmaların kârlılığını arttıracak hem de alternatif yatırım aracı olarak hisse senetlerinin tercih edilmesini sağlayacaktır. Bu da iki değişken arasında pozitif bir ilişkiye işaret etmektedir.¹³ Öte yandan parasal büyüme enflasyon oranını arttıracak, bu da iskonto oranlarının büyümesine sebep olacaktır. Bu nedenle iki değişken arasında negatif ilişki bekleyen araştırmacılar da bulunmaktadır.

¹² Çevrimiçi: www.tcmb.gov.tr

¹³ Fama, 1981, a.g.e., s. 561; Hashemzadeh ve Taylor, a.g.e., s. 1603; Mukherjee ve Naka, a.g.e., s.225

Parasal büyümenin enflasyon oranını arttırıcı etkisi iskonto oranlarının da büyümesine neden olacaktır. Bu da riski arttırıcı bir unsur olarak, değişkenlik ile para arzındaki değişim arasında pozitif bir ilişkiyi beraberinde getirecektir.

Bu çalışmada para arzını temsilen M1, M2, M2Y, Rezerv Para ve Merkez Bankası Parası üzerinde durulmuştur. Fakat Merkez Bankası Parası bazı aylar negatif değerler aldığı için logaritmik farkı bulunamamaktadır. Dolayısıyla yalnız M1, M2, M2Y ve Rezerv Para analizlere alınmıştır. M1, M2, M2Y ve Rezerv Para YTL bazında yayımlanmaktadırlar. Bu da bu değişkenlerin enflasyonu içerdiklerini göstermektedir. Enflasyon, değişkenlikle ilişkisi incelenen değişkenlerden birisi olduğu için parasal büyüklük değerleri enflasyondan arındırılmıştır. Enflasyon oranı olarak analizlerde TEFE kullanıldığı için M1, M2, M2Y ve Rezerv Para, TEFE kullanılarak düzeltilmişlerdir. Analizlerde para arzlarındaki logaritmik değişim kullanılmıştır:

$$dPB_{m,t} = \ln (PB_{m,t}/PB_{m,t-1}) \quad \text{Denklem 70}$$

$dPB_{m,t}$, Parasal Büyüklüğün (M1, M2, M2Y ve Rezerv Para) t ayında gerçekleşen logaritmik değişimi, $PB_{m,t}$ Parasal Büyüklüğün t ayındaki değeri ve $PB_{m,t-1}$ Parasal Büyüklüğün t-1 ayındaki değeridir.

Veriler TCMB internet sitesinden alınmıştır.¹⁴

4.3.1.7. İşlem Hacmi

Literatürdeki çalışmalar, işlem hacmi ile getiri ilişkisinden ziyade işlem hacminin değişkenlik üzerindeki etkilerini, gelişmiş piyasalarda olduğu kadar gelişmekte olan piyasalar için de incelemiştir.¹⁵ İşlem hacmi yerine işlem sıklığının test edildiği çalışmalar da bulunmaktadır.¹⁶

Piyasalarda işlem hacminin artması, ya piyasaya yeni yatırımcıların girip işlem yapmaya başladıklarını göstermektedir ya da varolan yatırımcıların işlem

¹⁴ Çevrimiçi: www.tcmb.gov.tr

¹⁵ Admati ve Pfleiderer, a.g.e., s.3, Schwert, 1989, a.g.e., s. 1138-1143; Barclay, Litzenberg ve Warner, a.g.e., s.233; Gallant, Rossi ve Tauchen, a.g.e., s.199; Ito ve Lin, a.g.e., s.1; Lamoureux ve Lastrapes, a.g.e., s.253

¹⁶ Huang ve Masulis, a.g.e.

hacimlerini arttırdıklarını göstermektedir. Bu iki durumdan hangisinin işlem hacmini arttırdığının araştırılması ayrı bir çalışma konusudur. Fakat her iki durum da piyasada yeni bir beklentinin oluştuğu bilgisini vermektedir. Yeni bir beklenti ise olumlu veya olumsuz yönde getirilerin dalgalanacağına işaret etmekte, bu da riski artırıcı bir unsur olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu nedenle, işlem hacmi ile değişkenlik arasında pozitif bir ilişki beklenmektedir.

Bu çalışmada işlem hacmini temsilen kullanılan değişken, İMKB Ulusal Pazar Aylık İşlem Hacimleri'dir. Aslında değişkenlik İMKB-100 Endeksi'nin değişkenliği olmasına rağmen Ulusal Pazar'ın tümünün hacmi analizlerde kullanılmıştır. Bunun nedeni İMKB-100'ün işlem hacmi rakamlarının yayımlanmıyor olmasıdır. Fakat Ulusal Pazar işlem hacminin çok büyük bir kısmı (2004 Aralık ayı itibariyle % 86'sı¹⁷), İMKB-100 Endeksi'nde yer alan şirketlere ait olduğu için bu çalışmada Ulusal Pazar Aylık İşlem Hacimleri kullanılmıştır. Veriler Milyon USD cinsinden olduğu için herhangi bir enflasyon düzeltmesi yapılmamıştır.

Analizlerde işlem hacmindeki logaritmik değişim kullanılmıştır.

$$d\dot{I}H_{m,t} = \ln (\dot{I}H_{m,t}/\dot{I}H_{m,t-1})$$

Denklem 71

$d\dot{I}H_{m,t}$, işlem hacminin t ayında gerçekleşen logaritmik değişimi, $\dot{I}H_{m,t}$ işlem hacminin t ayındaki değeri ve $\dot{I}H_{m,t-1}$ işlem hacminin t-1 ayındaki değeridir.

Veriler İMKB internet sitesinden alınmıştır.¹⁸

4.3.1.8. Sıcak Para

Bu çalışmada sıcak parayı temsilen ilk etapta Ödemeler Bilançosu içinde yer alan 'Portföy Yatırımları' kaleminin kullanılması düşünülmüştür. Fakat Portföy Yatırımları kalemi içinde yabancıların hisse senedi yatırımlarıyla ilgili ayrıntılı bir bilgi yer almadığı ve Portföy Yatırımları'nın ne kadarının hisse senedi, ne kadarının tahvil ve hazine bonosu olduğu bilinmediği için bu kalem daha ayrıntılı incelenmeye

¹⁷ Bkz.: Ek 2

¹⁸ Çevrimiçi: www.imkb.gov.tr

çalışılmıştır. Bu nedenle, çalışmada “yabancı yatırımcıların hisse senetleri piyasasındaki sahiplik oranları” hesaplanmıştır.

Takasbank’tan her bir hisse senedine ait ay sonu itibariyle saklama bakiyesi elde edilmiştir. Bu bakiye tutarı, hisse senedinin ay sonu kapanış fiyatı ile çarpılarak ve bu işlem her bir hisse senedi için yapılarak İMKB’nin halka açık değeri tespit edilmiştir. Daha sonra, İMKB’den elde edilen yabancı yatırımcılara ait aylık saklama bakiyeleri, bu pazar değerlerine oranlanarak yabancıların aylık sahiplik oranları bulunmuştur. Takasbank’tan ve İMKB’den alınan bu veriler, 1996 yılının Mayıs ayından itibaren mevcut olduğu için Ocak 1991- Aralık 2004 analiz döneminden farklı olarak ikinci bir analiz dönemi daha belirlemek gerekliliği doğmuştur: Mayıs 1996 – Aralık 2004.

Daha sonra yapılan ön analizlerde, yabancıların sahiplikleriyle ilgili üç ayrı değişken hesaplanmıştır. Birinci değişken olarak sahiplik oranı olduğu gibi alınmıştır. İkinci değişken olarak sahiplik oranındaki aylık değişim kullanılmıştır. Üçüncü olarak, sahiplik oranındaki değişimin oranı kadar yönü de dikkate katılarak kukla değişken atanmıştır.

Piyasada ellerinde daha yüksek oranlarda varlık bulunduran yatırımcılar, bu piyasadaki bazı faktörlerin belirleyicisi konumuna gelmektedirler. Onların ellerindeki varlıkları satmaları veya yeni varlıklar almaları piyasaya yön vermekte ve dalgalanmalara sebep olmaktadır. Bir piyasadaki yabancı yatırımcılar yerli yatırımcılara göre görece daha yüksek oranlarda hisse senedine sahiplerse, onların işlemleri piyasalarda değişkenlik yaratacaktır. Dolayısıyla yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki değişim ile getiri değişkenliği arasında pozitif bir ilişki olması beklenmektedir.

Veriler Takasbank’tan ve İMKB internet sitesinden alınmıştır.¹⁹

4.3.1.9. S&P 500 Endeksi

Dünya piyasa portföyünü temsilen birçok çalışmada olduğu gibi bu çalışmada da S&P 500 Endeksi kullanılmıştır.

¹⁹ Çevrimiçi: www.imkb.gov.tr

Değişkenlik ile S&P 500 Endeksi getirileri arasında negatif bir ilişki beklenmektedir.

Analizlerde S&P500'deki aylık logaritmik getiri hesaplanmıştır.

$$dS\&P500_{m,t} = \ln (S\&P500_{m,t}/S\&P500_{m,t-1}) \quad \text{Denklem 72}$$

$dS\&P500_{m,t}$, S&P 500 Endeksi'nin t ayında gerçekleşen logaritmik getirisi, $S\&P500_{m,t}$ S&P 500 Endeksi'nin t ayındaki kapanış fiyatı ve $S\&P500_{m,t-1}$ S&P 500 Endeksi'nin t-1 ayındaki kapanış fiyatıdır.

Veriler www.econstats.com internet sitesinden alınmıştır.

Akılda kalıcılık sağlaması açısından, analizlerde kullanılan değişkenlerin isimlerinin ve kısaltılmış gösterimlerinin yer aldığı tablo aşağıdadır:

Tablo 15
Değişkenlerin Kısaltılmış Gösterimleri

Değişkenin İsmi	Değişkenin Kısaltılmış Gösterimi
Değişkenlik (T ayı için)	σ_T^2
Sanayi Üretim Endeksi	dSÜE
Enflasyon	dTEFE
Faiz Oranı	Faiz
Dolar	dDol
Euro	dEur
Parite	dPar
M1	dM1
M2	dM2
M2Y	dM2Y
Rezerv Para	dRez
İşlem Hacmi	dİH
S&P 500 Endeksi	dS&P500
Yabancı Yatırımcı Sahiplik Oranı	dYYSO

4.3.2. Araştırmada Kullanılacak Analizler

Endeks getiri değişkenliği ile makroekonomik ve diğer faktörlerin ilişki analizi için “Çoklu Regresyon Analizi” uygulanmıştır. Çoklu regresyon analizinde “adım adım (stepwise)” metodu ile sonuçlar elde edilmiştir.

Daha önce de belirtildiği gibi, bu çalışmada iki ayrı dönem için analiz yapılmıştır. Bu dönemlerden ilki Ocak 1991- Aralık 2004’tür (bundan sonra Dönem I olarak adlandırılacaktır). Burada bağımsız değişkenler ekonomik büyüme, enflasyon, faiz oranı, döviz kuru, parasal büyüklükler, işlem hacmi ve S&P 500 Endeksi’dir. Her bir değişkene ait (bağımlı ve bağımsız değişkenler) aylık olmak üzere 14 yıl için toplam 168 adet veri bulunmaktadır.

İkinci analiz dönemi ise Mayıs 1996 – Aralık 2004’tür (bundan sonra Dönem II olarak adlandırılacaktır). Burada kullanılan bağımsız değişkenler ise, yukarıda ilk analiz dönemindeki bağımsız değişkenler ve ‘yabancı yatırımcı sahiplik oranı’ değişkenidir. Bu dönemde de her bir değişkene ait (bağımlı ve bağımsız değişkenler) aylık olmak üzere yaklaşık 8.5 yıl için toplam 103 adet veri bulunmaktadır.

4.3.2.1. Çoklu Regresyon Analizi

Özellikle ekonomi ve işletmecilik alanlarında, herhangi bir ekonomik değişkeni tek bir bağımsız değişkenle açıklamak mümkün değildir. Birçok ekonomik değişken bir araya gelerek bir değişkeni etkileyebildikleri gibi, kendi aralarında da birbirlerini etkilemektedirler. Birden fazla bağımsız değişkenli regresyon analizine “Çoklu Regresyon Analizi” (Multiple Regression Analysis) adı verilmektedir.

Bu çalışmada, çoklu regresyon analizinde bağımsız değişkenlerin endeks getiri değişkenliğini etkileme gücünü ölçerken 6 ay gecikme uzunluğu alınmıştır. Başka bir deyişle her bir bağımsız değişkenin $t = 0, -1, -2, -3, -4, -5$ ve -6 . ay değerleriyle bağımlı değişken arasındaki ilişkisine bakılmıştır. Makroekonomik ilişki analizlerinin yapıldığı çalışmaların birçoğunda en çok 12 ay gecikme kullanılmaktadır.²⁰ Türkiye gibi gelişmekte olan ülke kategorisine giren bir ekonomi

²⁰ Karamustafa ve Küçükale, a.g.e.; Kırbaş-Kasman ve Kasman, a.g.e., s. 79; Kasman, a.g.e., s.75

için 6 aydan daha uzun bir süre geriye gitmenin gerekli olmadığı düşünülmüştür. 6 ay gecikme uzunluğu alındığı zaman veri setlerindeki ilk 6 veri kaybedilmektedir. Dolayısıyla varyansın Temmuz 1991 - Aralık 2004 ve Aralık 1996 – Aralık 2004 dönemindeki değerleri ile bağımsız değişkenlerin ilişkisi incelenmektedir.

Çoklu regresyon analizinde, her iki dönem için de aynı prensibe göre iki ayrı model kurulmuştur. İlk modelde tüm bağımsız değişkenler analize katılarak ‘adım adım’ yöntemiyle en güçlü ve birbiriyle ardışık bağımlılığı olmayan bağımsız değişkenler denkleme alınmıştır. Bu modelde Dönem I için bağımsız değişken sayısı 84’tür (12 bağımsız değişken x 7 gecikme uzunluğu). Dönem II için ise 93’tür (13 bağımsız değişken x 7 gecikme uzunluğu + 2 kukla değişken).

Çoklu regresyon analizinde ikinci modelde ise iki ayrı işlem yapılmıştır. İlk olarak bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkenle olan Pearson korelasyon katsayılarına ve bu katsayıların anlamlılığına bakılmış ve uygun olan bağımsız değişkenler seçilmiştir. İkinci olarak, her bir bağımsız değişkene ait gecikme uzunluk değerleri ile bağımlı değişken arasında çoklu regresyon analizi adım adım yöntemiyle yapılmıştır. Bu analiz sonucunda her bir bağımsız değişkenden seçilen bir veya birkaç değer modele katılmak üzere alınmıştır. Pearson korelasyon analizi ve çoklu regresyon analizine göre seçilen bağımsız değişkenlerden oluşan model çoklu regresyon analizine sokulmuştur. Dönem I’de analize seçilen bağımsız değişken sayısı 12’dir. Dönem II’de ise analize seçilen 13 bağımsız değişken bulunmaktadır. Bu bağımsız değişkenlerin neler olduklarından bulgular bölümünde bahsedilmiştir.

4.3.2.1.1. Yabancı Yatırımcı Sahiplik Oranı Ön Analizi

Değişkenlerin tanımsal istatistiklerine geçmeden önce, bağımsız değişkenlerden olan “yabancı yatırımcı sahiplik oranı” ile ilgili yukarıda ‘Sıcak Para’ bölümünde de bahsedilen ön analizi anlatmak yerinde olacaktır. Analizlerde kullanılacak olan sahiplik oranıyla ilgili üç farklı değişken türü mevcuttur: Birincisi sahiplik oranının kendisidir. İkincisi sahiplik oranındaki dönemsel değişimdir.

Üçüncüsü de bu değişimin miktarına bağlı olarak belirlenecek olan kukla değişkenlerdir.

Kukla değişken belirlerken, sahiplik oranındaki değişim belli bir yüzdenin altındaysa negatif, belli bir yüzdenin üzerindeyse pozitif ve bu iki yüzdenin arasındaysa sıfır etki söz konusu olacaktır gibi bir varsayım ile yola çıkılmıştır. Yüzde değerleri olarak -% 5 ile +% 5, -% 4 ile +% 4, -% 3 ile +% 3, -% 2 ile +% 2, -% 1 ile +% 1 alınmıştır. Örneğin sahiplik oranındaki değişim -% 5'in altındaysa bu değere "0 1" kukla değişkenleri atanmıştır. Sahiplik oranındaki değişim +% 5'in üzerindeyse bu değere "1 0" kukla değişkenleri atanmıştır. Sahiplik oranındaki değişim -% 5 ile +% 5'ten birisine eşitse veya bu iki değer arasındaysa bu değere de "0 0" kukla değişkenleri atanmıştır. Daha sonra bu yüzde değerleri arasından bir seçim yapılmıştır. Seçim yapılırken atanan kukla değişkenlerle bağımlı değişken arasındaki Pearson korelasyon katsayıları baz alınmıştır. % 1, % 2 ve % 5'e göre atanan kukla değişkenler ile bağımlı değişken arasındaki Pearson korelasyon katsayısı anlamsız çıkmıştır. % 4'e göre atanan kukla değişkenin % 3'e göre atanan kukla değişkene göre hem korelasyon katsayısı yüksektir hem de bu korelasyon katsayısının anlamlılığı daha yüksektir. Bu nedenle kukla değişken % 4'e göre atanmıştır. Kukla değişkene ait bu ön analizin sonuçları aşağıda Tablo 16'da yer almaktadır.

Tablo 16
Kukla Değişkenlere Ait Ön Analiz Sonuçları

Kukla Değişkenler	Pearson Korelasyon Katsayısı		Anlamlılık	
	1	0	1	0
-% 1 ile +% 1	-0.116	-0.138	0.257	0.177
-% 2 ile +% 2	-0.028	-0.191	0.784	0.061
-% 3 ile +% 3	-0.003	-0.228	0.976	0.025**
-% 4 ile +% 4	-0.085	0.398	0.409	0.000***
-% 5 ile +% 5	0.032	-0.142	0.757	0.166

***: % 1'de anlamlı

**: % 5'te anlamlı

İkinci bir ön analiz, yabancı yatırımcı sahiplik oranı, sahiplik oranındaki değişim ve kukla değişken bağımsız değişkenlerinden hangisini regresyon analizine almanın doğru olacağını belirlemek için yapılmıştır. Tek tek bu üç bağımsız değişken ve bunların gecikmeli değerleriyle bağımlı değişken arasındaki ilişki iki şekilde analiz edilmiştir. İlk analizde bağımlı değişken ile sahiplik oranı, sahiplik oranındaki değişim ve kukla değişkenin korelasyon katsayıları incelenmiştir. Sahiplik oranının tüm gecikmeli değerlerinin korelasyon katsayıları anlamsız çıkarken, sahiplik oranındaki değişimin (t = 0) korelasyon katsayısı % 5'te anlamlı çıkmıştır. Ayrıca % 4'e göre belirlenen kukla değişkenin bağımlı değişken ile korelasyonu da Tablo 17'de gösterildiği gibi % 1'de anlamlı çıkmıştır. Korelasyon analizinin sonuçlarının yer aldığı tablo aşağıdadır (Tablo 17).

Tablo 17

Yabancı Yatırımcı Sahipliği ile İlgili Değişkenlerin Bağımlı Değişken ile Korelasyon Analizi Sonuçları

Bağımsız Değişkenler	Pearson Korelasyon Katsayısı	Anlamlılık
Sahiplik Oranı	-0.069	0.504
Sahiplik Oranı (-1)	0.041	0.693
Sahiplik Oranı (-2)	0.043	0.675
Sahiplik Oranı (-3)	0.081	0.433
Sahiplik Oranı (-4)	0.097	0.345
Sahiplik Oranı (-5)	0.133	0.195
Sahiplik Oranı (-6)	0.092	0.370
Sahiplik Oranındaki Değişim	-0.259	0.01**
Sahiplik Oranındaki Değişim (-1)	0.009	0.930
Sahiplik Oranındaki Değişim (-2)	-0.091	0.377
Sahiplik Oranındaki Değişim (-3)	-0.024	0.814
Sahiplik Oranındaki Değişim (-4)	-0.104	0.312
Sahiplik Oranındaki Değişim (-5)	0.101	0.327
Sahiplik Oranındaki Değişim (-6)	0.060	0.558
Kukla Değişken	0.398	0.000***

***: % 1'de anlamlı

** : % 5'te anlamlı

İkinci analizde ise bağımlı değişken ile tek tek bağımsız değişkenler (sahiplik oranının ve sahiplik oranındaki değişimin gecikmeli değerleri de dahil olmak üzere) adım adım regresyon analizine sokulmuşlardır. Sahiplik oranı ile yapılan bu regresyon analizi sonucunda hiçbir değişken modele girememiştir. Sahiplik oranındaki değişim ile yapılan analiz sonucunda ise yalnızca $t = 0$ zaman noktasındaki sahiplik oranındaki değişim modele girebilmiştir ve modelin açıklama gücü (R^2) % 6.7'dir. Kukla değişken ile kurulan modelin açıklama gücü ise % 15.8 olarak bulunmuştur.

Tüm bu ön analizlerden elde edilen genel sonuç sahiplik oranının değişkenliği açıklama gücünün olmadığıdır. Daha ziyade sahiplik oranındaki değişim, hatta ondan daha da iyi açıklama gücüne sahip olan sahiplik oranındaki değişimin oranıyla kurulan kukla değişken, analizlerde dikkate alınmalıdır.

Analizler için MS-Excel, SPSS 13.0 ve E-Views 4.1 bilgisayar programlarından yararlanılmıştır.

4.4. Araştırmanın Bulguları ve Bulguların Değerlendirilmesi

Araştırmanın bulgularına ve bulguların değerlendirilmesine geçmeden önce, bağımlı ve bağımsız değişkenlerle ilgili bazı istatistikî özelliklerden bahsetmek kaçınılmazdır. Öncelikle değişkenlerin tanımsal istatistikleri ile ilgili bilgi verilecektir. Daha sonra değişkenler zaman serisi şeklinde olduğu için onların durağanlık testleriyle ilgili açıklamalar yapılacaktır.

4.4.1. Değişkenler ile İlgili Tanımsal İstatistikler

Aşağıda Tablo 18'de, bağımlı ve bağımsız değişkenlere ait tanımsal istatistikler her iki gözlem dönemi için yer almaktadır. Değişkenlerin Bölüm 4.3.'te denklemleri verilen aylık logaritmik değişimlerinin (faiz oranları hariç) tanımsal istatistikleri hesaplanmıştır.

Tablo 18

Bağımlı ve Bağımsız Değişkenlerin Her İki Dönem İçin Tanımsal İstatistikleri

Değişkenler	Tanımsal İstatistikler	Dönem I	Dönem II
Değişkenlik	Ortalama	0.000954	0.001010
	Standart Sapma	0.000931	0.001028
	Basıklık	13.33599	12.58437
	Çarpıklık	2.776652	2.726249
	Jarque-Bera	963.7026	521.8234
	Olasılık	0.000000	0.000000
dDol	Ortalama	0.036493	0.027651
	Standart Sapma	0.055226	0.051088
	Basıklık	17.26575	8.854099
	Çarpıklık	2.331585	0.960982
	Jarque-Bera	1576.798	162.9306
	Olasılık	0.000000	0.000000
dEur	Ortalama	0.036745	0.028251
	Standart Sapma	0.055769	0.051533
	Basıklık	17.09403	8.598266
	Çarpıklık	2.403378	1.052556
	Jarque-Bera	1552.226	153.5218
	Olasılık	0.000000	0.000000
dPar	Ortalama	0.000252	0.000600
	Standart Sapma	0.030180	0.027551
	Basıklık	3.619299	2.699443
	Çarpıklık	-0.267860	0.216288
	Jarque-Bera	4.693682	1.190749
	Olasılık	0.095671***	0.551356***
Faiz	Ortalama	0.040110	0.035014
	Standart Sapma	0.028766	0.026124
	Basıklık	33.22286	54.92861
	Çarpıklık	4.917761	6.361986
	Jarque-Bera	7071.112	12267.65
	Olasılık	0.000000	0.000000
dSÜE	Ortalama	0.003445	0.003383
	Standart Sapma	0.084008	0.081479
	Basıklık	3.349095	3.747050
	Çarpıklık	-0.040850	0.054149
	Jarque-Bera	0.899797	2.445447
	Olasılık	0.637693***	0.294427***

Tablo 18 Devam

Değişkenler	Tanımsal İstatistikler	Dönem I	Dönem II
dTEFE	Ortalama	0.038450	0.031993
	Standart Sapma	0.030120	0.022768
	Basıklık	28.06686	6.101108
	Çarpıklık	3.448491	0.828677
	Jarque-Bera	4731.411	53.06085
	Olasılık	0.000000	0.000000
dTÜFE	Ortalama	0.039623	0.033103
	Standart Sapma	0.025677	0.020603
	Basıklık	16.20638	2.764194
	Çarpıklık	2.160073	0.399855
	Jarque-Bera	1351.504	2.983315
	Olasılık	0.000000	0.224999***
dM1	Ortalama	0.002358	0.008196
	Standart Sapma	0.085139	0.081249
	Basıklık	3.482895	3.211564
	Çarpıklık	-0.120608	0.120119
	Jarque-Bera	2.039610	0.439784
	Olasılık	0.360665***	0.802606***
dM2	Ortalama	0.005120	0.008510
	Standart Sapma	0.046781	0.039982
	Basıklık	4.623229	4.803914
	Çarpıklık	-0.004099	-0.364786
	Jarque-Bera	18.44458	16.24988
	Olasılık	0.000099	0.000296
dM2Y	Ortalama	0.006957	0.007634
	Standart Sapma	0.032798	0.030644
	Basıklık	3.945906	3.549380
	Çarpıklık	-0.462357	-0.416340
	Jarque-Bera	12.24883	4.270959
	Olasılık	0.002189	0.118188***
dRez	Ortalama	0.001711	0.005420
	Standart Sapma	0.071195	0.076073
	Basıklık	4.234762	4.519422
	Çarpıklık	-0.144667	-0.354414
	Jarque-Bera	11.25846	12.06422
	Olasılık	0.003591	0.002400

Tablo 18 Devam

Değişkenler	Tanımsal İstatistikler	Dönem I	Dönem II
dİH	Ortalama	0.020917	0.015888
	Standart Sapma	0.458766	0.438422
	Basıklık	2.537779	2.556598
	Çarpıklık	-0.044772	0.148776
	Jarque-Bera	1.551664	1.223734
	Olasılık	0.460321***	0.542337***
dSP500	Ortalama	0.007739	0.005767
	Standart Sapma	0.041561	0.048335
	Basıklık	4.107042	3.292279
	Çarpıklık	-0.664662	-0.623705
	Jarque-Bera	20.94853	7.044600
	Olasılık	0.000028	0.029531**
YYSO	Ortalama		0.539289
	Standart Sapma		0.070495
	Basıklık		2.203481
	Çarpıklık		0.296690
	Jarque-Bera		4.233915
	Olasılık		0.120397***
dYYSO	Ortalama		0.000719
	Standart Sapma		0.050521
	Basıklık		3.887010
	Çarpıklık		0.161023
	Jarque-Bera		3.821732
	Olasılık		0.147952***

***: % 1’de anlamlı

**: % 5’te anlamlı

Tabloda her bir değişkene ait ortalama, standart sapma, basıklık, çarpıklık ve normal dağılımı ölçen Jarque-Bera istatistiği ile onun olasılık değeri yer almaktadır. En yüksek standart sapma değeri dİH’ye aittir. İşlem hacminin en fazla dalgalanma yaşayan değişken olduğu söylenebilir. Daha sonra dM1, dRez ve yabancı yatırımcı sahiplik oranı gelmektedir. Parasal büyüklükler ve yabancı yatırımcıların elde tutma oranları da oldukça değişken bir yapıya sahiptir.

Basıklık oranlarını incelediğimizde dPar, dSÜE’nin ve dM1’in her iki dönemde de 3’e yakın değerler aldıkları görülmektedir. Bu değişkenler için normal dağılıma yakın seriler nitelmesi yapılabilir. Ayrıca dTEFE Dönem 1’de, dM2Y ve

dSP500 de Dönem 2’de 3’e yakın basıklık değerlerine sahiptirler. Diğer değişkenler normal dağılıma uymamaktadırlar. Finansal zaman serilerinin büyük bir çoğunluğu normal dağılıma uymamaktadır. Bunun yanında bilimsel çalışmalar finansal zaman serilerinin normal dağıldıklarını varsayarak yapılmaktadır.²¹ Dolayısıyla bu çalışmada üzerinde durulan zaman serilerinin normal dağılıma uymaması, çalışmanın sonuçlarının güvenilirliğini bozacak bir nitelik taşımamaktadır. Yalnızca normal dağılıma uymayan serilerle çalışıldığının bilinmesi açısından önemlidir.

Normallik sınaması yapan Jarque-Bera test istatistiğine göreyse dPar, dSÜE’nin ve dM1 ve dIH her iki dönemde de normal dağılıma sahiptirler. dTÜFE ve dM2Y yalnız Dönem II’de normal dağılım sergilemektedirler. Yabancı yatırımcı sahiplik oranı ve yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki değişim de normal dağılıma uyan serilerdir. S&P 500 Endeksi getirileri ise Dönem II’de % 5 anlamlılık düzeyinde normal dağılmaktadır.

4.4.2. Değişkenlerin Durağanlık Testleri

Daha önce Birinci Bölüm’de durağanlıktan bahsedilmişti. Kısaca hatırlamak gerekirse, zaman serileriyle yapılan çalışmalar serilerin durağan olması ön koşulunu yerine getirmek durumundadır. Durağan serilerde serinin ortalaması, varyansı ve otokorelasyonları zamana göre değişmeyip sabittir. Pratikte karşılaşılan zaman serilerinin birçoğu durağan değildir. Durağan olmayan serilere “birim kök (unit root) barındıran seriler” ismi de verilmektedir. Durağan olmayan seriler dönüşümler yardımıyla durağan hale getirilebilmektedir. Örneğin fark almak bu yollardan birisidir. Durağanlığa erişebilmek için serinin kaç kez (bu fark alma sayısı “d” harfiyle ifade edilmektedir) farkı alındıysa, o seriye “d dereceden entegre seri” adı verilmektedir ve $I(d)$ notasyonu ile gösterilmektedir. Örneğin, birim kök barındırmayan, bir başka deyişle durağan olan bir seriye $I(0)$ denilmektedir. Eğer birinci farkı alındıktan sonra durağan olan bir seri söz konusu ise bu seriye de $I(1)$ adı verilmektedir.

²¹ Tsay, a.g.e., s.11

Bu çalışmada serilerin durağanlığını test edebilmek için Augmented Dickey-Fuller Testi (ADF) uygulanmıştır. ADF birim kök testi, hata terimlerinin birbirleriyle ilişkilerinin olmadığını varsaymaktadır. ADF testi aşağıdaki regresyon denklemine dayanmaktadır:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \text{Denklem 73}$$

y_t , test edilen zaman serisidir. k , içinde otokorelasyon olabileceği tahmin edilen gecikmeli farkların sayısıdır (başka bir deyişle gecikme uzunluğudur). k değeri, araştırmacının tercihine bağlı olarak birçok farklı bilgi kriterine göre seçilebilmektedir. Bu çalışmada k , Akaike Bilgi Kriteri'ne (Akaike Info Criterion - AIC) göre seçilmiştir ve en çok 13 gecikme geriye gidilmiştir.

Bu çalışmada, bağımlı ve bağımsız tüm değişkenlerin durağan olup olmadıklarını belirleyebilmek için yapılan ADF testinin sonuçları Dönem I ve Dönem II için ayrı ayrı olmak üzere, aşağıda Tablo 19 ve Tablo 20'de yer almaktadır. Gecikme uzunluğu kolonunda yer alan değerler ilgili değişken için AIC'ye göre seçilen k değerleridir. Köşeli parantez içindeki değerler ise McKinnon (1996)'ya göre % 5 test kritik değerleridir.

Tablo 19

Bağımlı ve Bağımsız Değişkenlerin ADF Test Sonuçları (Dönem I)

Değişkenler	ADF t-istatistiği	Gecikme Uzunluğu
Değişkenlik	-5.508243*** [-2.878829]	1
dDol	-9.208717*** [-2.878723]	0
dEur	-10.06344*** [-2.878723]	0
dPar	-11.10856*** [-2.878723]	0
Faiz	-4.950664*** [-2.878829]	1
dSÜE	-4.515669*** [-2.879966]	11
dTEFE	-6.944360*** [-2.878723]	0
dTÜFE	-0.693750 [-2.879966]	11
dM1	-3.830006*** [-2.880088]	12
dM2	-3.207456** [-2.880088]	12
dM2Y	-5.634801*** [-2.879267]	5
dRez	-3.065404** [-2.879966]	11
dİH	-7.700095*** [-2.879267]	5
dSP500	-13.52111*** [-2.878723]	0

***: % 1'de anlamlı

**: % 5'te anlamlı

*: % 10'da anlamlı

Tablo 19'dan da izlenebileceği gibi dTÜFE serisi durağan olmayan seridir. dRez ve dM2 ise % 5 anlamlılık düzeyinde durağandır. Diğer tüm seriler % 1'de durağandır. Diğer bir deyişle, tüm seriler içinde yalnız dTÜFE serisi durağan olmadığı için bu çalışmada yer alamayacaktır.

Tablo 20

Bağımlı ve Bağımsız Değişkenlerin ADF Test Sonuçları (Dönem II)

Değişkenler	ADF t-istatistiği	Gecikme Uzunluğu
Değişkenlik	-4.149536*** [-2.890327]	1
dDol	-6.632384*** [-2.890037]	0
dEur	-7.742883*** [-2.890037]	0
dPar	-8.711795*** [-2.890037]	0
Faiz	-3.135786** [-2.890623]	2
dSÜE	-2.725132* [-2.893589]	11
dTEFE	-3.288039** [-2.890623]	2
dTÜFE	-0.594375 [-2.893589]	11
dM1	-3.559358*** [-2.892879]	9
dM2	-2.951741** [-2.891550]	5
dM2Y	-3.904536*** [-2.891550]	5
dRez	-10.05303*** [-2.890327]	1
dİH	-9.858389*** [-2.890327]	1
dSP500	-10.03312*** [-2.890037]	0
Yab.Yat.Sahip.Oranı	-2.430504 [-2.890926]	3
dYYSO.	-4.976525*** [-2.890623]	2

***: % 1'de anlamlı

**: % 5'te anlamlı

*: % 10'da anlamlı

Tablo 20'den de izlenebileceği gibi dTÜFE ve yabancı yatırımcı sahiplik oranı serileri durağan olmayan seridir. dSÜE % 10'da durağandır. Faiz, dTEFE ve dM2 ise % 5 anlamlılık düzeyinde durağandır. Diğer tüm seriler % 1'de durağandır. Bu nedenle, tüm seriler içinde dTÜFE ve yabancı yatırımcı sahiplik oranı serileri durağan olmadığı için bu çalışmada yer alamayacaktır.

4.4.3. Araştırmanın Bulguları

Araştırmanın bulguları, yapılan çoklu regresyon analizinin sonuçlarına göre verilecektir. Aşağıda önce Dönem I'e ait sonuçlar kurulan iki ayrı modele göre anlatılmış, daha sonra Dönem II aynı şekilde ele alınmıştır.

4.4.3.1. Dönem I'e Ait Sonuçlar

Daha önce de bahsedildiği gibi, yabancı yatırımcı sahiplik oranlarına ait bilgilerin 1996 yılının Mayıs ayından itibaren ulaşılabilir olması nedeniyle çalışma iki ayrı dönem için gerçekleştirilmiştir. İlk olarak aşağıda Dönem I olarak isimlendirdiğimiz Ocak 1991 - Aralık 2004 dönemine ait çoklu regresyon analizlerinin sonuçları yer almaktadır.

Dönem I'de bağımsız değişkenler (faiz oranı hariç her bir değişkenin logaritmik değişimi) ekonomik büyüme (dSÜE), enflasyon (dTEFE), faiz oranı (Faiz), döviz kuru (dDol, dEur, dPar), parasal büyüklükler (dM1, dM2, dM2Y, dRez), işlem hacmi (dİH) ve S&P 500 Endeksi (dS&P500)'dir. Her bir değişkene ait (bağımlı ve bağımsız değişkenler) aylık olmak üzere 14 yıl için toplam 168 adet veri bulunmaktadır.

Çoklu regresyon analizinde her iki dönem için de aynı prensibe göre iki ayrı model kurulmuştur. Aşağıda öncelikle birinci modelin sonuçları anlatılmıştır. Daha sonra ikinci modelle ilgili bulgulara yer verilmiştir.

4.4.3.1.1. Model 1.1.'in Sonuçları

İlk modelde tüm bağımsız değişkenler analize katılarak 'adım adım' yöntemiyle en güçlü ve birbiriyle ardışık bağımlılığı olmayan bağımsız değişkenler denkleme alınmıştır. Bu modelde bağımsız değişken sayısı 84'tür (12 bağımsız değişken x 7 gecikme uzunluğu).

Ayrıca değişkenlerin gecikme uzunluklarını belirtebilmek için de değişkenin yanına parantez içinde "gecikme uzunluğu sayısı" konmuştur.

Yapılan bu ilk çoklu regresyon analizi sonucunda kurulan Model 1.1. aşağıdaki gibidir. Denklemin altındaki satırda yer alan parantez içindeki sayılar, değişkenlerin standart hatalarıdır:

$$\sigma_T^2 = 0.000301 + 0.016\text{Faiz} - 0.002\text{dSÜE} - 0.004\text{dSP500}(-3) + 0.005\text{dM2Y}(-1)$$

(0.00010) (0.00212) (0.00077) (0.00148) (0.00191)

Bağımsız değişkenlerin kısmî regresyon katsayılarının t-testi sonuçları aşağıda Tablo 21’de yer almaktadır. Buna göre dM2Y dışında tüm katsayılar % 1’de anlamlıdır. dM2Y ise % 5’te anlamlıdır.

Tablo 21

Bağımsız Değişkenlerin Kısmî Regresyon Katsayılarının t-testi Sonuçları (Model 1.1.)

Bağımsız Değişken	t-istatistiği	Anlamlılık
Sabit	2.779	0.006***
Faiz	7.632	0.000***
dSÜE	-2.898	0.004***
dS&P 500	-2.840	0.005***
dM2Y	2.552	0.012**

***: % 1’de anlamlı

**: % 5’te anlamlı

Model 1.1.’e göre faiz oranı ile değişkenlik arasında pozitif bir ilişki vardır. Bu sonuç, analizin başında bu çalışmanın faiz oranlarıyla ilgili kısmında belirtilen beklentisiyle uyumludur. Faiz oranlarındaki artış, değişkenliği arttıracaktır. Tam tersine faiz oranları düştüğünde değişkenlik de düşecektir.

Yine Model 1.1.’e göre SÜE’deki değişim ile değişkenlik arasında negatif bir ilişki vardır. Bu sonuç da, analizin başında bu çalışmanın SÜE ile ilgili kısmında belirtilen beklentisiyle uyumludur. SÜE’deki bir artış, değişkenliği azaltırken, SÜE’deki bir azalış değişkenliği arttıracaktır.

S&P 500 Endeksi’nin logaritmik getirisi ile değişkenlik arasında negatif bir ilişki bulunmaktadır. Bu sonuç da, analizin başında bu çalışmanın S&P 500 ile ilgili

kısımda belirtilen beklentisiyle uyumludur. Yalnız bu etki 3 ay sonra hissedilmektedir.

Son olarak para arzını temsil eden dM2Y ile değişkenlik arasında pozitif bir ilişki bulunmaktadır. Bu sonuç da diğer tüm sonuçlar gibi, analizin başında bu çalışmanın parasal büyüklükler ile ilgili kısımda belirtilen beklentisiyle uyumludur. Para arzındaki değişimin değişkenliği etkileme gücü 1 ay sonra hissedilmektedir.

Model 1.1.'in açıklayıcılık gücü (R^2) % 34.3'tür. Başka bir deyişle faiz oranı, SÜE'deki değişim, S&P 500 Endeksi'nin getirisi ve M2Y para arzındaki değişim birlikte, değişkenliğin % 34.3'lük kısmını açıklayabilmektedir. Diğer % 65.7'lik kısım ise başka değişkenler ile açıklanmaktadır.

Model 1.1. bu şekilde kurulduktan ve yorumlandıktan sonra, bu modelin tahminlerde kullanılabilir bir model olup olmadığını görebilmek için bazı çalışmalar yapılmıştır. Bilindiği gibi regresyon korelasyon analizinin varsayımlarından sapmalar olduğu durumlarda, elde edilen sonuçların kullanılması ve yorumlanmasında çok dikkatli davranmak gerekmektedir. Model 1.1. için de regresyonun dört varsayımının geçerli olup olmadığı araştırılmıştır. Aşağıda bu varsayımların sınanmasıyla ilgili bilgiler yer almaktadır.

Regresyon Analizinin Varsayımlarının Sınanması²²:

1. Varsayım: Tahmin hataları (ε) arasında bağımlılık (otokorelasyon – autocorrelation) olmaması.

Bu varsayımın Model 1.1. için kurulan regresyon denklemi için geçerli olup olmadığı araştırılmıştır. Otokorelasyon sınaması için Durbin-Watson testi kullanılmıştır. Testin aşamalarına aşağıda kısaca yer verilmiştir:

1) Hipotezlerin yazılması:

- | | | |
|---------------------|-----------------------|-----------------------|
| a) $H_0 ; \rho = 0$ | b) $H_0 ; \rho = 0$ | c) $H_0 ; \rho = 0$ |
| $H_1 ; \rho \neq 0$ | $H_1 ; \rho > 0$ | $H_1 ; \rho < 0$ |
| Otokorelasyon testi | Pozitif otokor. testi | Negatif otokor. testi |

²² Neyran Orhunbilge, **Uygulamalı Regresyon ve Korelasyon Analizi**, Avcıol Basım Yayın, İstanbul, 1996, s.175-206

- 2) % 5 veya % 1 anlamlılık seviyesi
- 3) Durbin-Watson istatistiğinin hesaplanması

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2}$$

4) Karar

- i. Şayet $d < d_L$ veya $4-d < d_L$ ise, H_0 red, d anlamlı, otokorelasyon var.
Şayet $d > d_U$ ve $4-d > d_U$ ise, H_0 kabul, d anlamsız, otokorelasyon yok. Diğer durumlarda karar verilmez.
- ii. Şayet $d < d_L$ ise, H_0 red, d anlamlı, pozitif otokorelasyon var.
Şayet $d > d_U$ ise, H_0 kabul, d anlamsız, otokorelasyon yok.
Şayet $d_L \leq d \leq d_U$ ise, kararsızlık vardır.
- iii. Şayet $4-d < d_L$ ise, H_0 red, d anlamlı, negatif otokorelasyon var.
Şayet $4-d > d_U$ ise, H_0 kabul, d anlamsız, otokorelasyon yok.
Şayet $d_L < 4 - d_U$ ise, kararsızlık vardır.

Otokorelasyonun olması durumunun regresyon analizinde etkileri aşağıda sıralanmıştır:

1. En küçük kareler yöntemiyle elde edilen regresyon katsayıları tarafsızdır, ancak standart hatalar minimum olmaz.
2. Örnek regresyon denkleminin standart hatası ve regresyon katsayılarının standart hataları, olması gerekenden düşük çıkabilir.
3. Aralık tahmini ve istatistik testler geçerliliklerini kaybeder.

Model 1.1.'in regresyon denklemine ait Durbin-Watson istatistiği:

$d = 1.433$ olarak bulunmuştur.

% 5 anlamlılık seviyesinde tablo değerleri ($k = 4$, $n = 162$):

$d_L = 1.679$ ve $d_U = 1.788$

Durbin-Watson değeri d_L 'den küçük olduğu için pozitif otokorelasyon vardır.

Dolayısıyla Model 1.1.'i bu haliyle tahminlerde kullanmak doğru değildir. Aşağıda Model 1.1. için diğer varsayımlar da sırasıyla sınanmıştır.

2. Varsayım: Tahmin hatalarının (ε) varyanslarının eşit olması, başka bir ifadeyle eşit varyanslılık (homoscedasticity) şartına uyulması.

Bağımsız değişkenin değerlerinin tümü için hata varyanslarının eşit (sabit) olması şartına eşit varyanslılık adı verilmektedir.

Bu varsayımın Model 1.1. için kurulan regresyon denklemi için geçerli olup olmadığı araştırılmıştır. Eşit varyanslılık sınaması için mutlak hatalar ile bağımsız değişken arasındaki Spearman sıra korelasyonu (r_s) hesaplanıp test edilmiştir.

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum D^2}{n(n^2 - 1)}$$

Burada D, mutlak hatalar ile bağımsız değişkenin sırası arasındaki farkı ifade etmektedir. n ise, gözlem sayısıdır.

Farklı varyanslılık olması durumunda, en küçük kareler yöntemiyle elde edilen tahmini regresyon katsayıları tarafsızlıklarını sürdürmeye devam ettikleri halde, hataları minimum değildir.

Model 1.1.'in mutlak hataları ile bağımsız değişkenleri arasında hesaplanan Spearman sıra korelasyon katsayıları ve bunların anlamlılığının yer aldığı tablo aşağıdadır:

Tablo 22
Spearman Sıra Korelasyon Testi Sonuçları (Model 1.1.)

Bağımsız Değişkenler	Spearman Sıra Korelasyon Katsayısı	Anlamlılık
Faiz	0.351	0.000***
dSÜE	-0.152	0.053
dS&P 500	-0.043	0.584
dM2Y	0.059	0.457

***: % 1'de anlamlı

Tablodan da anlaşılacağı gibi, faiz bağımsız değişkeni ile mutlak hatalar arasında eşit varyanslılık % 1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Dolayısıyla Model 1.1. eşit varyanslılık varsayımını da sağlayamamıştır.

3. Varsayım: Bağımsız değişkenler arasında bağımlılık (multicollinearity), diğer bir deyişle çoklu doğrusal bağlantı olmaması.

Bağımsız değişkenler arasındaki basit doğrusal korelasyon katsayılarının yüksek (1'e yakın) olması durumunda çoklu doğrusal bağlantıdan söz etmek mümkündür.

Çoklu doğrusal bağlantının ortaya çıkarılmasında kullanılan en önemli ve etkin yöntem, varyans artış faktörleri (variance inflation factors) yöntemidir. Bağımsız değişkenler arasındaki basit doğrusal korelasyon katsayılarının incelenmesi, bağımsız değişken sayısı ikiden fazlaysa yeterli olmayacaktır. Çünkü bağımsız değişkenler arası çoklu ilişkiler söz konusu olacak ve bağımsız değişken seçimi güçleşecektir. Bu nedenle, regresyon analizinde tüm bilgisayar programlarında tam model ve adım adım regresyon modeli olmak üzere iki farklı modele yer verilmektedir. Adım adım regresyon analizinde bağımsız değişken seçimi yapılırken, bağımsız değişkenler arasından diğerleriyle ilişkisi olmayan ama bağımlı değişkeni en çok etkileyenler seçildiği için çoklu doğrusal bağlantıya engel olunmaktadır.

Bu çalışmanın regresyon analizlerinde de, adım adım regresyon modeli kullanıldığı için tekrar çoklu doğrusal bağlantı ile ilgili herhangi bir sına yapılmamıştır.

Çoklu doğrusal bağlantının varlığında aşağıdaki durumlar ortaya çıkmaktadır:

1. Herhangi bir bağımsız değişken veya birime ait veriler modelden çıkarıldığında veya modele sokulduğunda, kısmi regresyon katsayılarında büyük değişiklik olur.

2. Tek bir veri değiştirildiğinde veya modelden çıkarıldığında yine kısmi regresyon katsayılarında büyük değişiklikler meydana gelir.

3. Kısmi regresyon katsayılarının işaretleri teoriden veya beklenenden farklı çıkabilir.

4. Önemli değişkenlere ait regresyon katsayılarının standart hataları büyük ve bu değişkenlerin regresyon katsayılarının testleri anlamsız sonuç verir.

5. Bağımsız değişkenler arasındaki basit doğrusal korelasyon katsayıları çok yüksektir. Bu nedenle çoklu korelasyon katsayıları yükselir, fakat kısmi korelasyon katsayılarından bazıları çok düşük çıkmaktadır.

4. Varsayım: Hataların (ε) dağılımının normal olması.

Aralık tahmini ve regresyon katsayılarıyla korelasyon katsayılarının testlerinin yapılabilmesi için hataların dağılımı hakkında bir varsayım yapılması gerekir. Varsayım, “hatalar, ortalaması “0” ve varyansı “ S^2 ” olan bir normal dağılım göstermektedirler” üzerine kuruludur.

Bu varsayımın Model 1.1. için kurulan regresyon denklemi için geçerli olup olmadığı araştırılmıştır. Normallik sınaması için Kolmogorov-Smirnov testi uygulanmıştır.

Kolmogorov-Smirnov Z istatistiği: 1.742

Anlamlılık (çift taraflı) : 0.005,

olarak bulunmuştur. Bu sonuç, Model 1.1.’in hatalarının normal dağılmadığını vurgulamaktadır.

En küçük kareler yöntemiyle elde edilen regresyon denklemlerinin parametrelerinin tahmini değerleri, minimum hatalı ve tarafsız tahminleyenlerdir ancak bu özellikleri normal dağılım varsayımına bağımlı değildir. Hataların normal dağılım varsayımı, anlamlılık testlerinde ve tahmin aralıklarının saptanmasında önem kazanmaktadır.

Hataların varyansları eşit ve birbirlerinden bağımsız ise, normal dağılımdan sapmaların genellikle ciddi sonuçlar doğurmadığı kabul edilir.

Yukarıda regresyon analizinin dört varsayımı Model 1.1. için incelenmiş ve çoklu ardışık bağımlılık dışında diğer üç varsayımın bu modelde geçerli olmadığı anlaşılmıştır. Bundan sonra bu varsayımlardan sapmaların olumsuz etkilerinden kurtulabilmek için iki yoldan birisi olan, değişkenlere uygun dönüşümler uygulanması sürecine geçilmiştir.

Varsayımları Sağlayabilmek İçin Yapılan Dönüşümler:

İlk varsayım olan otokorelasyonu sağlayabilmek için bağımlı ve bağımsız değişkenler 'rho katsayısı' ile dönüştürülmüşlerdir. Rho katsayısı aşağıdaki denklem aracılığıyla bulunmaktadır:

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^n \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}}{\sum_{t=2}^n \varepsilon_{t-1}^2}$$

Daha sonra dönüştürülmüş değişkenlerle regresyon analizi tekrar yapılmış ve Durbin-Watson istatistiği yeniden hesaplanmıştır:

$d = 2.09$ olarak bulunmuştur.

% 5 anlamlılık seviyesinde tablo değerleri:

$d_L = 1.679$ ve $d_U = 1.788$

$d > d_U$ ve $4-d > d_U$ olduğu için otokorelasyonun ortadan kalktığı söylenebilir. Bu yeni regresyon denkleminde diğer varsayımlar da kontrol edilmiş, fakat normallik ve eşit varyanslılık varsayımlarının bu yeni denklemde de tutmadığı tespit edilmiştir. Dönüştürülmüş değerlerden oluşan bu regresyon denkleminde diğer varsayımlar için herhangi ikinci bir dönüşüm bir kez daha yapılmamıştır. Ayrıca bu yeni denklemin açıklayıcılık gücü % 29.4'e düşmüştür.

Tüm bu çalışmalar neticesinde, Model 1.1.'in aralık tahmini için kullanılamayacağı sonucuna ulaşılmıştır.

4.4.3.1.2. Model 1.2.'nin Sonuçları

Daha önce de bahsedildiği gibi, ikinci model iki ayrı analiz sonucunda elde edilmiştir. İlk olarak bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkenle olan Pearson korelasyon katsayılarına ve bu katsayıların anlamlılığına bakılmış ve uygun olan bağımsız değişkenler seçilmiştir. İkinci olarak, her bir bağımsız değişkene ait gecikme uzunluk değerleri ile bağımlı değişken arasında çoklu regresyon analizi adım adım yöntemiyle yapılmıştır. Bu analiz sonucunda her bir bağımsız değişkenden seçilen bir veya birkaç değer modele katılmak üzere alınmıştır. Pearson

korelasyon analizi ve çoklu regresyon analizine göre seçilen bağımsız değişkenlerden oluşan model çoklu regresyon analizine sokulmuştur. Model 1.2. için analize sokulan bağımsız değişken sayısı 12'dir.

Yapılan bu ikinci çoklu regresyon analizi sonucunda kurulan Model 1.2. aşağıdaki gibidir:

$$\sigma_T^2 = 0.00038 + 0.015\text{Faiz} - 0.002\text{dSÜE} - 0.004\text{dS\&P500}(-3)$$

(0.00010) (0.00212) (0.00078) (0.00148)

Bu model Model 1.1.'e oldukça benzemektedir. Farkı, dM2Y modele girememiştir ve faizin katsayısı 0.001 kadar Model 1.1.'deki katsayıdan farklıdır

Bağımsız değişkenlerin kısmî regresyon katsayılarının t-testi sonuçları aşağıda Tablo 23'te yer almaktadır. Buna göre dSP500 dışında tüm katsayılar % 1'de anlamlıdır. dSP500 ise % 5'te anlamlıdır.

Tablo 23

Bağımsız Değişkenlerin Kısmî Regresyon Katsayılarının t-testi Sonuçları (Model 1.2.)

Bağımsız Değişken	t-istatistiği	Anlamlılık
Sabit	3.534	0.001***
Faiz	7.151	0.000***
dSÜE	-3.013	0.003***
dS&P 500	-2.369	0.019**

***: % 1'de anlamlı

**: % 5'te anlamlı

Model 1.2.'ye göre faiz oranı ile değişkenlik arasında pozitif bir ilişki varken, SÜE'deki değişim ile değişkenlik arasında negatif bir ilişki söz konusudur. S&P 500 Endeksi'nin logaritmik getirisi ile değişkenlik arasında negatif bir ilişki bulunmaktadır. Bu sonuçlar, Model 1.1.'in sonuçlarıyla paralellik göstermektedir ve bu çalışmanın değişkenlerle ilgili kısımlarda belirtilen beklentileriyle uyumludur.

Model 1.2.'nin açıklayıcılık gücü (R^2) % 31.6'dır. Başka bir deyişle faiz oranı, SÜE'deki değişim ve S&P 500 Endeksi'nin getirisi birlikte, değişkenliğin

% 31.6'lık kısmını açıklayabilmektedir. Diğer % 68.4'lük kısım ise başka değişkenler ile açıklanmaktadır.

Model 1.2. bu şekilde kurulduktan ve yorumlandıktan sonra, bu modelin tahminlerde kullanılabilir bir model olup olmadığını görebilmek için regresyonun varsayımlarının geçerli olup olmadığı test edilmiştir. Çalışmada, Model 1.1.'in regresyon sınamaları ile aynı şekilde yapıldığı için Model 1.2.'nin varsayım sınamaları ile ilgili bilgiler ayrıntılı olarak anlatılmamıştır. Sadece sonuçlardan bahsedilmiştir:

Regresyon analizinin 4 varsayımı Model 1.2. için incelenmiş ve çoklu ardışık bağımlılık dışında diğer 3 varsayımın bu modelde geçerli olmadığı anlaşılmıştır. Bundan sonra bu varsayımlardan sapmaların olumsuz etkilerinden kurtulabilmek için iki yoldan birisi olan, değişkenlere uygun dönüşümler uygulanması işlemi yapılmıştır. Dönüştürme ile de otokorelasyon ortadan kaldırılamadığı için Model 1.2. ile ilgili çalışmalara bu noktada son verilmiştir. Tüm bu çalışmalar neticesinde, Model 1.2.'nin aralık tahmini için kullanılamayacağı sonucuna ulaşılmıştır.

4.4.3.2. Dönem II'ye Ait Sonuçlar

Dönem II'de bağımsız değişkenler Dönem I'deki bağımsız değişkenlere (ekonomik büyüme (dSÜE), enflasyon (dTEFE), faiz oranı (Faiz), döviz kuru (dDol, dEur, dPar), parasal büyüklükler (dM1, dM2, dM2Y, dRez), işlem hacmi (dİH) ve S&P 500 Endeksi (dS&P500)) ek olarak yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki değişim ve yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki değişimin oranı ile belirlenen kukla değişkenlerdir. Her bir değişkene ait (bağımlı ve bağımsız değişkenler) aylık olmak üzere yaklaşık 8.5 yıl için toplam 103 adet veri bulunmaktadır.

4.4.3.2.1. Model 2.1.'in Sonuçları

İlk modelde tüm bağımsız değişkenler analize katılarak 'adım adım' yöntemiyle en güçlü ve birbiriyle ardışık bağımlılığı olmayan bağımsız değişkenler

denkleme alınmıştır. Bu modelde bağımsız değişken sayısı 93'tür (13 bağımsız değişken x 7 gecikme uzunluğu ve 2 kukla değişken).

Yapılan bu ilk çoklu regresyon analizi sonucunda kurulan Model 2.1. aşağıdaki gibidir:

$$\sigma_T^2 = 0.00006 + 0.025\text{Faiz} - 0.003\text{dSÜE} - 0.003\text{dDol}(-4) + 0.003\text{M1}(-1) + \\ (0.00011) (0.00254) (0.00082) (0.00131) (0.00084) \\ 0.01\text{dM2Y}(-5) + 0.00037\text{dİH}(-5) - 0.004\text{dS\&P500}(-1) + 0.001\text{Kukla} \\ (0.00229) (0.00015) (0.00138) (0.00017)$$

Bağımsız değişkenlerin kısmî regresyon katsayılarının t-testi sonuçları aşağıda Tablo 24'te yer almaktadır. Buna göre dDol ve dİH dışında tüm katsayılar % 1'de anlamlıdır. dDol ve dİH ise % 5'te anlamlıdır.

Tablo 24

Bağımsız Değişkenlerin Kısmî Regresyon Katsayılarının t-testi Sonuçları (Model 2.1.)

Bağımsız Değişken	t-istatistiği	Anlamlılık
Sabit	0.526	0.600
Faiz	9.737	0.000***
dSÜE	-3.196	0.002***
dDol	-2.118	0.037**
dM1	3.497	0.001***
dM2Y	4.178	0.000***
dİH	2.352	0.021**
dS&P 500	-2.696	0.008***
Kukla	4.937	0.000***

***: % 1'de anlamlı

**: % 5'te anlamlı

Model 2.1.'e göre faiz oranı ile değişkenlik arasında pozitif bir ilişki vardır. Bu sonuç, analizin başında bu çalışmanın faiz oranlarıyla ilgili kısmında belirtilen beklentisiyle uyumludur. Ayrıca faiz oranının değişkenliği açıklama gücü diğer

değişkenlerden daha yüksektir. Fakat yine de tüm katsayıların düşük düzeylerde olduğunu belirtmek yanlış olmayacaktır.

Yine Model 2.1.'e göre SÜE'deki değişim ile değişkenlik arasında negatif bir ilişki vardır. Bu sonuç da, analizin başında bu çalışmanın SÜE ile ilgili kısımda belirtilen beklentisiyle uyumludur.

Dolardaki değişim ile değişkenlik arasında negatif bir ilişki olduğunu Model 2.1. vurgulamaktadır. Fakat bu sonuç bu çalışmanın beklentisi olan pozitif ilişkiyi doğrulamamıştır. Modele göre döviz kurları artarken İMKB'nin riski 4 aylık bir gecikme ile düşmektedir.

Para arzını temsil eden M1 ve M2Y ile değişkenlik arasında pozitif bir ilişki bulunmaktadır. Bu sonuç da, analizin başında bu çalışmanın parasal büyüklükler ile ilgili kısımda belirtilen beklentisiyle uyumludur. M1'deki değişimin değişkenliği etkileme gücü 1 ay sonra hissedilirken, M2Y'deki değişim 5 ay gecikme ile riski etkilemektedir. Ayrıca M2Y'nin katsayısı faizden sonraki en yüksek katsayıdır.

Oldukça düşük bir katsayıya sahip olan dİH ile değişkenlik arasında pozitif bir ilişki bulunmaktadır. Bu sonuç, analizin başında bu çalışmanın işlem hacmi ile ilgili kısımda belirtilen beklentisiyle uyumludur.

S&P 500 Endeksi'nin logaritmik getirisi ile değişkenlik arasında negatif bir ilişki bulunmaktadır. Bu sonuç da, analizin başında bu çalışmanın S&P 500 ile ilgili kısımda belirtilen beklentisiyle uyumludur. Yalnız bu etki 1 ay sonra hissedilmektedir. Dönem I'de bu etki 3 ay sonra hissedilmektedir.

Son olarak, yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki değişimin gücünü ifade eden kukla değişkenden bahsedilecektir. Daha önce kukla değişkenin belirlenmesiyle ilgili bölümde anlatıldığı gibi, sahiplik oranındaki değişim $-\% 4$ 'ün altındaysa bu değere "0 1" kukla değişkenleri atanmıştır. Sahiplik oranındaki değişim $+\% 4$ 'ün üzerindeyse bu değere "1 0" kukla değişkenleri atanmıştır. Sahiplik oranındaki değişim $-\% 4$ ile $+\% 4$ 'ten birisine eşitse veya bu iki değer arasındaysa, bu değere de "0 0" kukla değişkenleri atanmıştır. Böylelikle iki grup değer regresyon analizine sokulmuştur ve $-\% 4$ 'ün altında olan değerler pozitif katsayı ile modele girmeyi başarmışlardır. Başka bir deyişle, yabancı yatırımcıların sahiplik oranları $\% 4$ 'ten daha yüksek miktarlarda düşerse, değişkenlik belli bir düzeyde artacaktır.

Model 2.1.'in açıklayıcılık gücü (R^2) % 66.5'tir. Başka bir deyişle faiz oranı, SÜE'deki değişim, M1 ve M2Y para arzındaki değişim, dolardaki değişim, işlem hacmindeki değişim, S&P 500 Endeksi'nin getirisi ve yabancı yatırımcı sahiplik oranının % 4'ten daha fazla düşmesi birlikte, değişkenliğin % 66.5'lik kısmını açıklayabilmektedir. Diğer % 33.5'lik kısım ise başka değişkenler ile açıklanmaktadır.

Model 2.1. bu şekilde kurulduktan ve yorumlandıktan sonra, bu modelin tahminlerde kullanılabilir bir model olup olmadığını görebilmek için regresyonun varsayımlarının geçerli olup olmadığı test edilmiştir. Çalışmada, Model 1.1.'in regresyon sınamaları ile aynı şekilde yapıldığı için Model 2.1.'in varsayım sınamaları ile ilgili bilgiler ayrıntılı olarak anlatılmamıştır. Sadece sonuçlardan bahsedilmiştir:

Regresyon analizinin 4 varsayımı Model 2.1. için incelenmiş ve çoklu ardışık bağımlılık ve normallik varsayımları geçerliyken, diğer 2 varsayımın bu modelde geçerli olmadığı anlaşılmıştır. Bundan sonra bu varsayımlardan sapmaların olumsuz etkilerinden kurtulabilmek için iki yoldan birisi olan, değişkenlere uygun dönüşümler yapılmıştır. Dönüştürme ile de otokorelasyon ortadan kaldırılamadığı için Model 2.1. ile ilgili çalışmalara bu noktada son verilmiştir. Tüm bu çalışmalar neticesinde, Model 2.1.'in aralık tahmini için kullanılamayacağı sonucuna ulaşılmıştır.

4.4.3.2.2. Model 2.2.'nin Sonuçları

Daha önce de bahsedildiği gibi, ikinci model iki ayrı analiz sonucunda elde edilmiştir. Model 2.2. için analize sokulan bağımsız değişken sayısı 14'tür.

Yapılan bu ikinci çoklu regresyon analizi sonucunda kurulan Model 2.2. aşağıdaki gibidir:

$$\sigma_T^2 = 0.00007 + 0.022\text{Faiz} - 0.002\text{dSÜE} + 0.005\text{dM2Y}(-5) + 0.001\text{Kukla}$$

(0.00012) (0.00268) (0.00085) (0.00230) (0.00018)

Bu model, Model 1.1.'e oldukça benzemektedir. Model 1.1.'de dS&P500 varken, bu modelde onun yerine yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki değişim yer almaktadır.

Bağımsız değişkenlerin kısmî regresyon katsayılarının t-testi sonuçları aşağıda Tablo 25'te yer almaktadır. Buna göre dSÜE ve dM2Y % 5'te, diğer değişkenler % 1'de anlamlıdır.

Tablo 25

Bağımsız Değişkenlerin Kısmî Regresyon Katsayılarının t-testi Sonuçları
(Model 2.2.)

Bağımsız Değişken	t-istatistiği	Anlamlılık
Sabit	0.643	0.522
Faiz	8.172	0.000***
dSÜE	-2.442	0.017**
dM2Y	2.334	0.022**
Kukla	5.709	0.000***

***: % 1'de anlamlı

** : % 5'te anlamlı

Model 2.2.'ye göre faiz oranı ile değişkenlik arasında pozitif bir ilişki varken, SÜE'deki değişim ile değişkenlik arasında negatif bir ilişki söz konusudur. Para arzını temsil eden M2Y ile değişkenlik arasında pozitif bir ilişki bulunmaktadır. Ayrıca yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki değişim ile de pozitif bir ilişki söz konusudur ve bu sonuç, analizin başında bu çalışmanın yabancı yatırımcı sahiplik oranı ile ilgili kısmında belirtilen beklentisiyle uyumludur. Bu sonuçlar, Model 1.1.'in sonuçlarıyla paralellik göstermektedir ve bu çalışmanın değişkenlerle ilgili kısımlarda belirtilen beklentileriyle uyumludur.

Model 2.2.'nin açıklayıcılık gücü (R^2) % 56.8'dir. Başka bir deyişle faiz oranı, SÜE'deki değişim, M2Y'deki değişim ve yabancı yatırımcı sahiplik oranının % 4'ten daha fazla düşmesi birlikte, değişkenliğin % 56.8'lik kısmını açıklayabilmektedir. Diğer % 43.2'lik kısım ise başka değişkenler ile açıklanmaktadır.

Model 2.2. bu şekilde kurulduktan ve yorumlandıktan sonra, bu modelin tahminlerde kullanılabilir bir model olup olmadığını görebilmek için regresyonun

varsayımlarının geçerli olup olmadığı test edilmiştir. Çalışmada, Model 1.1.'in regresyon sınamaları ile aynı şekilde yapıldığı için Model 2.2.'nin varsayım sınamaları ile ilgili bilgiler ayrıntılı olarak anlatılmamıştır. Sadece sonuçlardan bahsedilmiştir:

Regresyon analizinin 4 varsayımı Model 2.2. için incelenmiş ve otokorelasyon, çoklu ardışık bağımlılık, normallik varsayımları geçerliken, eşit varyanslılığın bu modelde geçerli olmadığı anlaşılmıştır. Farklı varyanslılığın olumsuz etkilerini ortadan kaldırabilmek için iki yol mevcuttur. Bunlardan ilki, değişkenlerde dönüşümler yapılmasıdır. İkinci yol ise farklı varyanslılık ile tutarlı standart hatalar hesaplamaktır.²³

1.Eşit Varyanslılık Varsayımını Sağlayabilmek İçin Yapılan Dönüşümler:

Eşit varyanslılığı sağlayabilmek için denkleme ağırlıklı en küçük kareler yöntemi (Weighted Least Squares) uygulanmıştır. Ağırlık olarak, ekonomi, işletmecilik ve biyoloji alanlarında çoğunlukla kullanıldığı gibi $1/x^2$, başka bir ifadeyle bağımsız değişkenin karesinin tersi kullanılmıştır.

a) Öncelikle faiz bağımsız değişkeni ile ağırlıklandırma yapılmıştır. Daha sonra bu şekilde kurulan yeni regresyon denklemi:

$$\sigma_T^2 = 0.083 + 0.029\text{Faiz} - 0.002\text{dSÜE} + 0.003\text{dM2Y}(-5)$$

olmuştur. Denklemden de fark edileceği gibi bu kez kukla değişken denkleme girememiştir.

Regresyon varsayımlarının ne durumda olduğunu görebilmek için otokorelasyon, normallik ve eşit varyanslılık testleri bu yeni denkleme uygulanmıştır.

Dönüştürme ile bu kez modelde otokorelasyon ortaya çıkmıştır. Ayrıca normallik varsayımı da bozulmuştur. Denklemin hataları artık normal dağılmamaktadır. Asıl amaç olan farklı varyanslılığı ortadan kaldırmak ise mümkün olamamıştır.

²³ Chris Brooks, **Introductory Econometrics For Finance**, Cambridge University Press, İngiltere, 2002, s.152

b) Daha sonra dSÜE bağımsız değişkeni ile ağırlıklandırma yapılmıştır. Yeni regresyon denklemi aşağıdaki gibi oluşmuştur:

$$\sigma_T^2 = -3.1896 + 0.039\text{Faiz} + 0.014\text{dM2Y}(-5) - 0.00008\text{Kukla}$$

Denklemden de fark edileceği gibi bu kez de dSÜE denkleme girememiştir.

Bu şekilde kurulan yeni regresyon denkleminin varsayımlarının ne durumda olduğunu görebilmek için otokorelasyon, normallik ve eşit varyanslılık testleri yapılmıştır.

Yeniden hesaplanan Durbin-Watson istatistiği:

$d = 2.069$ olarak bulunmuştur.

% 5 anlamlılık seviyesinde tablo değerleri($k = 4$, $n = 97$):

$d_L = 1.60$ ve $d_U = 1.73$

$d > d_U$ olduğu için otokorelasyon yoktur.

Eşit varyanslılık testi için hesaplanan Spearman sıra korelasyon katsayıları ve bunların anlamlılığının yer aldığı tablo aşağıdadır:

Tablo 26

Spearman Sıra Korelasyon Testi Sonuçları
(Model 2.2. Dönüştürülmüş Değişkenlerle)

Bağımsız Değişkenler	Spearman Sıra Korelasyon Katsayısı	Anlamlılık
Faiz	0.015	0.884
dM2Y	-0.197	0.053
Kukla	0.136	0.184

Tablodan da anlaşılacağı gibi, tüm bağımsız değişkenler ile mutlak hatalar arasında eşit varyanslılık % 1 anlamlılık düzeyinde kabul edilmektedir. Dolayısıyla Model 2.2.'nin dSÜE ağırlığı ile dönüştürülmüş denklemi eşit varyanslılık varsayımını sağlamıştır.

Normallik sınaması için Kolmogorov-Smirnov testi uygulanmıştır.

Kolmogorov-Smirnov Z istatistiği: 3.944

Anlamlılık (çift tarflı) : 0.000,

olarak bulunmuştur. Bu sonuç, Model 2.2.'nin dönüştürülmüş halinin hatalarının normal dağılmadığını vurgulamaktadır.

dSÜE bağımsız değişkeni ile dönüştürülen Model 2.2.'de otokorelasyon, çoklu doğrusal bağlantı ve eşit varyanslılık varsayımları sağlanırken, normallik varsayımı sağlanamamıştır.

Daha sonra aynı şekilde, diğer bağımsız değişkenlerle de dönüşümler yapılmış, fakat her bir dönüştürülmüş denklemde varsayımlardan bir ya da birkaç tanesi sağlanamamıştır. Bu nedenle farklı varyanslılık sorunu dönüşüm ile çözülememiştir.

2. Farklı Varyanslılık ile Tutarlı Standart Hatalar Hesaplanması

Farklı varyanslılık için diğer bir çözüm, regresyon analizinde eşit varyanslılık koşulunu sağlayamayan denklemin standart hatalarının farklı varyanslılık durumu ile tutarlı hale getirilmesidir. Standart hataların bu şekilde düzeltilmesi iki ayrı çalışmaya dayanmaktadır. Bunlardan ilki White'ın 1980 yılında yazdığı makalesidir. İkincisi ise Newey ve West tarafından 1987 yılında yazılan makaledir. Birçok standart ekonometri bilgisayar programı 'White veya Newey-West Heteroskedastisite-Tutarlı Standart Hatalar & Kovaryans (White / Newey-West Heteroscedasticity-Consistent Standard Errors and Covariance)' hesaplamaktadır.²⁴

Bu şekilde hesaplanan yeni standart hatalar, bağımsız değişkenlerin katsayılarında herhangi bir değişiklik yapmamakta, nokta tahmin değerleri değişmemektedir. Yalnızca standart hatalar değişmektedir.

Model 2.2. için White Heteroskedastisite-Tutarlı Standart Hatalar & Kovaryans E-Views paket programı ile hesaplanmıştır. Model 2.2. ve White Heteroskedastisite-Tutarlı Standart Hatalar aşağıdaki denklemde yer almaktadır:

²⁴ Brooks, a.g.e. , s. 152

$$\sigma_7^2 = 0.00007 + 0.022\text{Faiz} - 0.002\text{dSÜE} + 0.005\text{dM2Y}(-5) + 0.001\text{Kukla}$$

(0.00015) (0.00449) (0.00106) (0.00189) (0.00028)

Böylelikle Model 2.2. farklı varyanslılığa tutarlı hale getirilmiştir. Mayıs 1996 – Aralık 2004 dönemi İMKB Hisse Senetleri Piyasası değişkenliğinin % 56.8’lik kısmı Model 2.2. ile açıklanmaktadır. Değişkenliği etkileyen faktörler faiz oranlarındaki değişim, SÜE’deki değişim, para arzında 5 ay önce meydana gelen değişim ve yabancı yatırımcıların sahiplik oranlarının değişimidir. Aylık varyansın % 43.2’lik kısmı ise bu faktörler dışındaki çeşitli değişkenler ile belirlenmektedir.

4.4.3.2.2.1. Değişkenliği Açıklayan Model 2.2.’nin Sonuçlarının Yorumlanması

Öncelikle değişkenliği açıklayan Model 2.2.’yi istatistikî açıdan yorumlarsak:

Bilindiği gibi, regresyon çözümlemesinde ilgi odağı, klasik fizikteki değişkenler arasında görülen “kesin” ilişkiler olmayıp “istatistikî” ilişkilerdir. Değişkenler arasındaki istatistikî ilişkilerde genellikle rassal ya da olasılıklı değişkenler kullanılır.

“...Örnek olarak, ürün veriminin sıcaklığa, yağışa, günışığına, gübreye bağlılığı, kesinlikle önemli, ama tarımcının ürün verimini kesinlikle kestirmesine yetmeyeceği anlamında olasılıklı bir nitelik taşır. Çünkü, değişkenlerin ölçümleri hata içerdiği gibi, verimi bir bütün olarak etkileyen, ama tekil olarak belirlenemeyen bir sürü başka etmen (değişken) de bulunmaktadır. Öyleyse, kaç tane açıklayıcı değişken kullanırsak kullanalım, bağımlı değişken olan ürün veriminde, tam olarak açıklanamayan “içselleşmiş” ya da rassal bir değişkenliğin varlığı kaçınılmazdır”²⁵

Bağımsız değişkenlerin olasılıklı niteliklerinin doğurduğu zorluklar yanında regresyon analizi, birçok kısıt içermesi nedeniyle değişkenler arasındaki ilişkileri yorumlarken oldukça dikkatli olunmasını gerektirmektedir. Regresyon analizinin bu

²⁵ Gujarati, a.g.e., s.20

kısıtları (veri sayısının yeterli düzeyde olması, regresyonun dört varsayımının* yerine getirilmesi gibi) birçok çalışmada sağlanması oldukça güç kısıtlar olmaktadır. Bu nedenle de, değişkenler arasında aslında gerçekte anlamda bir ilişkinin varlığı söz konusuysen, regresyon analizi birçok çalışmada ilişkinin ya olmadığını ya da oldukça düşük düzeylerde olduğunu söylemektedir. Bu çalışmada da aynı şekilde bir bulguya yabancı yatırımcı sahiplik oranları incelenirken rastlanmıştır. Bölüm 4.3.2.1.1.'de değişkenlik ile yabancı yatırımcı sahiplik oranı arasındaki ilişkiyi incelemek için adım adım regresyon analizi yapılmıştır. Bu analiz sonucunda değişkenlik ile yabancı yatırımcı sahiplik oranı (gecikmeli değerleri de alınmıştır) arasında herhangi bir ilişki olmadığı ortaya çıkmıştır. Fakat yabancı yatırımcı sahiplik oranı olduğu gibi alınmayıp, bu orandaki aylık değişim hesaba katıldığında bir önceki aydan bu aya yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki değişim modele girebilmiştir ve modelin değişkenliği açıklama gücü (R^2) % 6.7'dir. Bir adım daha ileriye gidilerek, bağımsız değişkenin değişiminin miktarına bağlı olarak kukla değişken belirlenmiştir. Bu kukla değişken ile kurulan modelin açıklama gücü ise % 15.8 olarak bulunmuştur.

Bu çalışmada yapılan regresyon analizinin bulguları yorumlanırken regresyon analiziyle ilgili bu husus özellikle dikkate alınmalıdır. İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi Mayıs 1996 – Aralık 2004 dönemi aylık riskinin % 56,8'lik kısmı faiz oranı, sanayi üretim endeksindeki aylık değişim, para arzında meydana gelen 5 ay önceki değişim ve yabancı yatırımcıların sahiplik oranlarının değişimi ile açıklanabilmektedir. Fen ve sağlık bilimlerinde % 56,8 oranında bir açıklayıcılık düşük düzeyde bir açıklayıcılık olarak bilinmektedir. Sosyal bilimlerde, özellikle ekonomi ve işletmecilik alanlarında ise bu düzeyde bir açıklayıcılığa nadiren rastlanmaktadır. Ayrıca bir de regresyon analizinin katı kısıtları göz önüne alındığında, bu düzeyde bir ilişkinin ortaya çıkmış olması riskin makroekonomik değişkenlerin değişiminden ve yabancı yatırımcıların sahiplik oranlarındaki değişimden güçlü bir şekilde etkilendiğini ortaya koymaktadır.

İkinci olarak değişkenliği açıklayan Model 2.2.'yi finansal açıdan yorumlarsak:

* Hatalar arasında otokorelasyon olmaması, eşit varyanslılık, hataların normal dağılımı ve çoklu doğrusal bağlantı olmaması.

Bu çalışmanın ilk araştırma sorusunun yanıtı olarak, İMKB Ulusal-100 Endeksi Mayıs 1996 – Aralık 2004 dönemi aylık riskinin % 56,8'lik kısmının dört bağımsız değişken ile açıklanabildiği ortaya konmuştur. Bu bağımsız değişkenler faiz oranı, sanayi üretim endeksindeki aylık değişim, para arzında meydana gelen değişim ve yabancı yatırımcıların sahiplik oranlarının değişimidir. Modeli bir kez daha hatırlamak gerekirse:

$$\sigma_T^2 = 0.00007 + 0.022\text{Faiz} - 0.002\text{dSÜE} + 0.005\text{dM2Y}(-5) + 0.001\text{Kukla}$$

(0.00015) (0.00449) (0.00106) (0.00189) (0.00028)

Öncelikle, Model 2.2.'deki bağımsız değişkenlerin nasıl bir yapıya sahip olduklarını görebilmek için tanımsal istatistikleri hesaplanarak yorumlanmıştır. Faiz oranı ve dSÜE için Aralık 1996 - Aralık 2004 dönemi incelenmiştir. dM2Y için ise 5 ay gecikmeli değerler alındığı için Temmuz 1996 – Aralık 2004 dönemi incelemeye alınmıştır. Tüm değişkenler aylık bazdadır.

Tablo 27
Bağımsız Değişkenlerin Tanımsal İstatistikleri

Tanımsal İstatistik	Faiz Oranı	dSÜE	dM2Y
Ortalama	0,0345	0,0027	0,0073
Medyan	0,0327	0,0079	0,0045
En Büyük	0,2599	0,2238	0,0801
En Küçük	0,0104	-0,1904	-0,0868
Standart Sapma	0,0268	0,0832	0,0312
Çarpıklık	6,2981	0,0618	-0,3986
Basıklık	52,9863	3,6302	3,4586
Jarque-Bera	10.739,92	1,6673	3,4190
Olasılık	0,0000	0,4344	0,1809

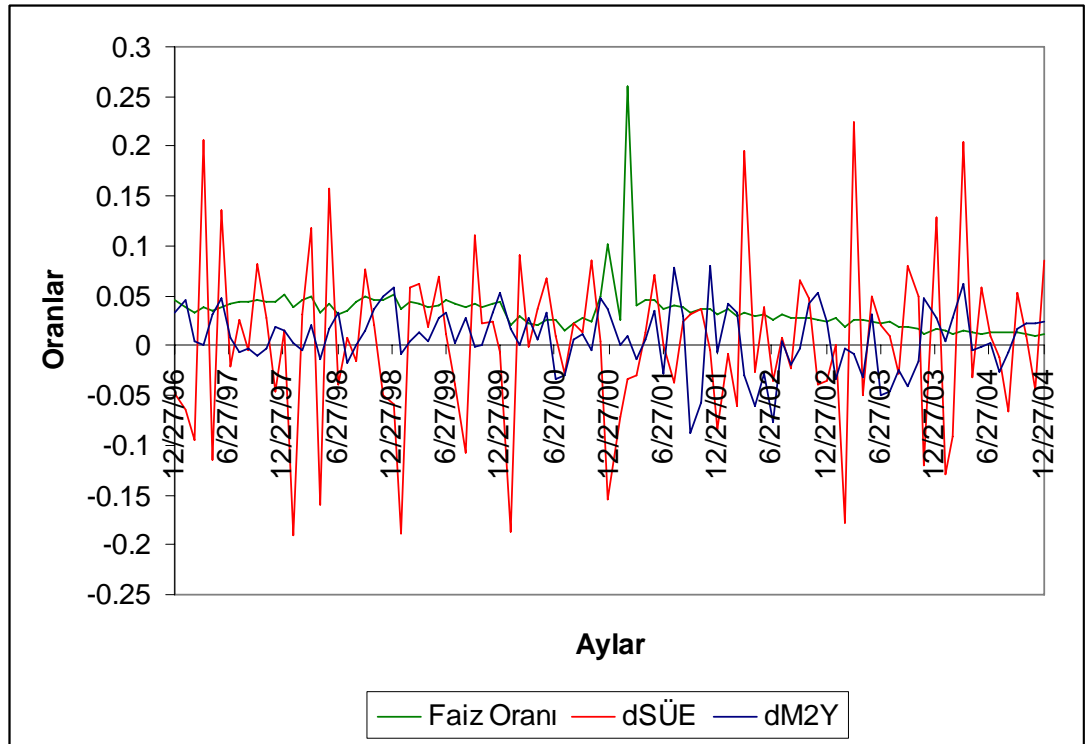
Faiz oranı serisi % 3,45 ortalamaıyla, % 1,04 ile % 25,99 arasında oluşan değerlere sahip bir seridir. Standart sapması % 2,68 olan faiz oranı serisi normal dağılmamaktadır.

Sanayi üretim endeksindeki değişim serisi % 0,27 ortalamaıyla, -% 19,04 ile % 22,38 arasında oluşan değerlere sahiptir. Normal dağılıma yakın bir seri olan dSÜE, % 8,32 standart sapma ile faiz oranındaki sapmadan daha yüksek bir sapma göstermektedir.

Para arzındaki deęişim serisi ise % 0,73 ortalamaıyla, -% 8,68 ile % 8,01 arasında oluşan deęerlere sahiptir. Normal daęılıma yakın bir seri olan dM2Y, % 3,12 standart sapma ile faiz oranındaki sapmadan daha yüksek ama dSÜE'deki sapmadan daha düşük bir sapma göstermektedir.

Faiz oranı, sanayi üretim endeksi deęişimi ve para arzı deęişimi serileri içinde en deęişken yapıya sahip olan seri sanayi üretim endeksi deęişimi serisidir. Sanayi üretim endeksindeki deęişim serisi, bir aydan dięerine yüksek dalgalanmalar yaşamaktadır.

Aşağıdaki Grafik 8, bağımsız deęişkenlerin istatistikî özelliklerini birbirleriyle grafiksel olarak karşılaştırabilmek için çizilmiştir. Faiz oranı serisi daha sabit bir yapı gösterirken, dSÜE ve dM2Y daha geniş bir aralıkta ve sıklıkla deęişmektedir. Üç seriden en geniş aralıklarda deęişen seri dSÜE'dir. Faiz oranı serisi yalnızca iki ay uç deęerler almıştır. Onun dışında % 3'ler seviyesinde hareket etmektedir. dSÜE serisi dM2Y ile karşılaştırılırsa, dSÜE hem daha yüksek oranlarda uç deęerler almaktadır, hem de uç deęerler alma sıklığı daha fazladır.



Grafik 8

Bağımsız Deęişkenlerin Grafikleri

Model 2.2.'yi her bir bağımsız değişkeni ayrı ayrı ele alıp üç açıdan incelemek mümkündür:

i) İlk olarak bağımsız değişkenlerin katsayılarının risk üzerindeki etkisi sorgulanmıştır.

İlk bağımsız değişken olan faiz oranı ile incelemelere başlanmıştır. Aralık 1996 – Aralık 2004 dönemi faiz oranı veri seti incelendiğinde, en düşük faiz oranının % 1,04, en yüksek faiz oranının % 25,99, medyan faiz oranının % 3,27 ve mod faiz oranının % 1,27 olduğu tespit edilmiştir. Bu dört faiz oranı ele alınarak, bunlarda meydana gelecek bir değişimin riski ne düzeyde etkileyeceği araştırılmıştır. Her bir faiz oranına göre meydana gelecek % 1 ve % 10 düzeyinde bir artış ve bunların riski ne oranda değiştirdiklerine bakacak olursak (diğer bağımsız değişkenlerin sabit olduğu varsayılmıştır):

a) Faiz oranı % 1 artarsa (örneğin tesadüfi olarak dSÜE 0,05, dM2Y 0,05 ve Kukla değişken değeri 1 alınır) varyans*:

En düşük faiz (% 1,04) oranında : % 0,16

Mod faiz (% 1,27) oranında : % 0,18

Medyan faiz (% 3,27) oranında : % 0,37

En yüksek faiz (% 25,99) oranında : % 0,82 oranında artacaktır.

b) Faiz oranı % 1 artarsa (örneğin tesadüfi olarak dSÜE 0,01, dM2Y 0,10 ve Kukla değişken değeri 0 alınır) varyans:

En düşük faiz oranında : % 0,29

Mod faiz oranında : % 0,33

Medyan faiz oranında : % 0,57

En yüksek faiz oranında: % 0,91 artacaktır.

c) Faiz oranı % 10 artarsa (örneğin tesadüfi olarak dSÜE 0,05, dM2Y 0,05 ve Kukla değişken değeri 1 alınır) varyans:

En düşük faiz oranında : % 1,58

Mod faiz oranında : % 1,86

Medyan faiz oranında : % 3,70

En yüksek faiz oranında: % 8,24 oranında artacaktır.

* Faiz oranları küçükten büyüğe doğru sıralanmıştır.

d) Faiz oranı % 10 artarsa (örneğin tesadüfi olarak dSÜE 0,01, dM2Y 0,10 ve Kukla değişken değeri 0 alınır) varyans:

En düşük faiz oranında : % 2,95

Mod faiz oranında : % 3,37

Medyan faiz oranında : % 5,66

En yüksek faiz oranında: % 9,12 artacaktır.

Yukarıdaki değerlerden de izlenebileceği gibi, öncelikle belirtilmesi gereken, faizdeki artış oranı ne şekilde olursa olsun, varyansın değişim oranı diğer bağımsız değişkenlerin değerlerine bağlı olarak değişmektedir. Fakat dikkati çeken iki noktadan birisi, varyanstaki değişim oranının faiz oranının büyüklüğü ile doğrusal olarak hareket etmesidir. Bir başka deyişle, yüksek faiz oranlarının değişimi düşük faiz oranlarının değişimine göre riski daha yüksek oranlarda değiştirmektedir. İkinci nokta, varyanstaki değişim oranı faizdeki değişim oranı ile doğrusal olarak hareket etmektedir. Başka bir deyişle, faiz düşük oranlarda değiştiğinde risk de düşük oranlarda değişmektedir. Faizdeki değişim oranı yükseldiğinde riskteki değişim oranı da artmaktadır.

İkinci olarak incelenen bağımsız değişken, sanayi üretim endeksindeki değişimdir. Aralık 1996 – Aralık 2004 dönemi sanayi üretim endeksindeki değişim veri seti incelendiğinde, en düşük değişimin -% 19,04, en yüksek değişimin % 22,38, medyan değişimin % 0,79 olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca ara bir değer olarak tesadüfen % 13,54 seçilmiştir. Bu dört değişim ele alınarak, bunlarda meydana gelecek bir değişimin riski ne düzeyde etkileyeceği araştırılmıştır. Her bir değişime göre meydana gelecek % 1 ve % 10 düzeyinde bir artış ve bunların riski ne oranda değiştirdiklerine bakacak olursak (diğer bağımsız değişkenlerin sabit olduğu varsayılmıştır):

a) Sanayi üretim endeksindeki değişim % 1 artarsa (örneğin tesadüfi olarak faiz 0,01, dM2Y 0,05 ve Kukla değişken değeri 1 alınır) varyans* :

Medyan (% 0,79) sanayi üretim endeksi değişiminde : - % 0,01

Tesadüfi seçilen(% 13,54) sanayi üretim endeksi değişiminde : - % 0,21

* Sanayi üretim endeksindeki değişimler mutlak değerlerine göre küçükten büyüğe doğru sıralanmıştır.

En düşük (-% 19,04) sanayi üretim endeksi değişiminde : % 0,19

En yüksek (% 22,38) sanayi üretim endeksi değişiminde : - % 0,40

oranında değişecektir.

b) Sanayi üretim endeksindeki değişim % 1 artarsa (örneğin tesadüfi olarak faiz 0,10, dM2Y 0,10 ve Kukla değişken değeri 0 alınır) varyans:

Medyan sanayi üretim endeksi değişiminde : - % 0,005

Tesadüfi seçilen sanayi üretim endeksi değişiminde : - % 0,10

En düşük sanayi üretim endeksi değişiminde : % 0,12

En yüksek sanayi üretim endeksi değişiminde : - % 0,19

oranında değişecektir.

c) Sanayi üretim endeksindeki değişim % 10 artarsa (örneğin tesadüfi olarak faiz 0,01, dM2Y 0,05 ve Kukla değişken değeri 1 alınır) varyans:

Medyan sanayi üretim endeksi değişiminde : - % 0,10

Tesadüfi seçilen sanayi üretim endeksi değişiminde : - % 2,1

En düşük sanayi üretim endeksi değişiminde : % 1,98

En yüksek sanayi üretim endeksi değişiminde : - % 4,09

oranında değişecektir.

d) Sanayi üretim endeksindeki değişim % 10 artarsa (örneğin tesadüfi olarak faiz 0,10, dM2Y 0,10 ve Kukla değişken değeri 0 alınır) varyans:

Medyan sanayi üretim endeksi değişiminde : - % 0,05

Tesadüfi seçilen sanayi üretim endeksi değişiminde : - % 1,08

En düşük sanayi üretim endeksi değişiminde : % 1,20

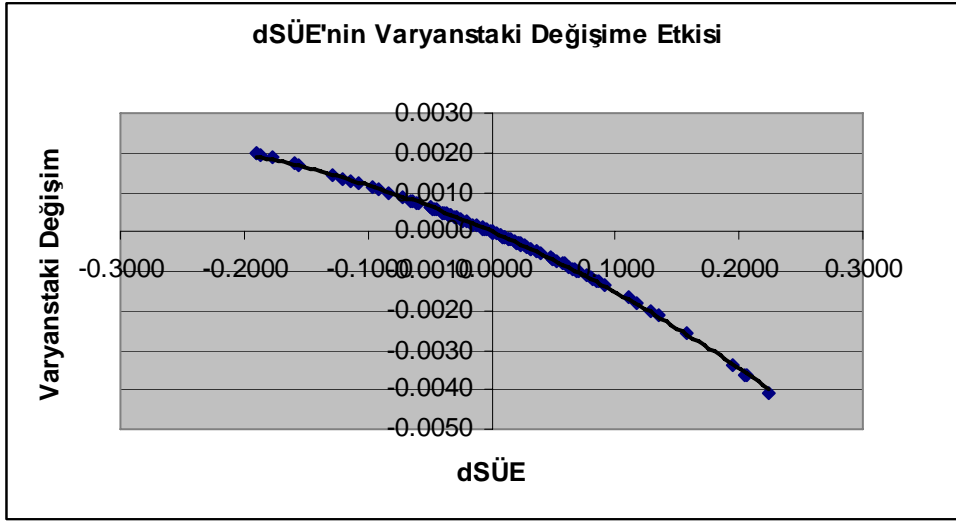
En yüksek sanayi üretim endeksi değişiminde : - % 1,92

oranında değişecektir.

Sanayi üretim endeksindeki değişimin artış ve azalışı ile varyans arasında ters yönlü bir ilişki bulunmaktadır. Sanayi üretim endeksindeki değişim arttığında varyans azalmakta; sanayi üretim endeksindeki değişim düştüğünde ise varyans artmaktadır.

Burada üç bulguya dikkat çekmek gerekmektedir. Faiz oranından farklı olarak, varyanstaki değişim oranı sanayi üretimindeki değişimin mutlak büyüklüğü ile bazı durumlarda doğrusal olarak hareket ederken bazı durumlarda bu doğrusal

hareket geçerli değildir. Yukarıda a ve c şıklarında italik harflerle de gösterildiği gibi, sanayi üretim endeksindeki değişim % 13,54 iken bu oranın % 1 ve % 10 düzeylerinde değişmesi riski, sanayi üretim endeksindeki değişim -% 19,04 iken bu oranın % 1 ve % 10 düzeylerinde değişmesine göre daha düşük bir oranda değiştirmesi beklenirken, daha yüksek bir oranda değiştirmiştir. Çalışmadaki tüm veriler kullanılarak bu doğrusal olmayan ilişki bir grafik yardımıyla aşağıda gösterilmiştir. Grafik 9'un çiziminde yer alan ve tüm verilerle hesaplanan varyans değişim değerleri Ek 3'te yer almaktadır.



Grafik 9

dSÜE'deki Değişimin Varyanstaki Değişime Etkisi

Yukarıda yer alan Grafik 9'dan da izlenebileceği gibi, dSÜE'deki değişim ile varyanstaki değişim arasında 2. dereceden polinom bir ilişki söz konusudur. Ayrıca Ek 3'teki tablodan da görülebileceği gibi, sanayi üretim endeksindeki değişim artış yönünde olduğunda varyanstaki azalış, aynı oranda azalış yönünde olduğundaki varyanstaki artıştan daha yüksek oranda olmaktadır. Örneğin sanayi üretim endeksindeki değişim % 19,04 artış yönündeyken varyans binde 3,28 azalmaktadır. Tam tersine sanayi üretim endeksindeki değişim % 19,04 azalış yönündeyken varyans binde 1,98 artmaktadır. Bu da, sanayi üretim endeksindeki değişimin varyansı etkilemesindeki olumlu yön olarak nitelendirilebilir.

İkinci olarak, varyanstaki deęişim oranı sanayi üretimi deęişiminin deęişim oranı ile doğrusal olarak hareket etmektedir. Başka bir deyişle, sanayi üretim endeksindeki deęişim düşük oranlarda deęiştğinde risk de düşük oranlarda deęişmektedir. Sanayi üretim endeksi deęişiminin deęişim oranı yükseldğinde riskteki deęişim oranı da artmaktadır.

Üçüncü, belki de en önemli bulgu, varyansı faiz oranındaki deęişim, sanayi üretim endeksindeki deęişimin artış ve azalışına göre daha yüksek oranlarda etkilemektedir.

Üçüncü olarak incelenen bağımsız deęişken para arzındaki deęişimdir. Temmuz 1996 – Aralık 2004 dönemi para arzındaki deęişim veri seti incelendiğinde, en düşük deęişimin -% 8,68, en yüksek deęişimin % 8,02 ve medyan deęişimin % 0,45 olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca ara bir deęer olarak tesadüfen -% 7,78 seçilmiştir. Bu dört deęişim ele alınarak, bunlarda meydana gelecek bir deęişimin riski ne düzeyde etkileyeceęi araştırılmıştır. Her bir deęişime göre meydana gelecek % 1 ve % 10 düzeyinde bir artış ve bunların riski ne oranda arttırdıklarına bakacak olursak (diđer bağımsız deęişkenlerin sabit olduğu varsayılmıştır):

a) Para arzındaki deęişim % 1 artarsa (örneğin tesadüfi olarak faiz 0,01, dSÜE 0,05 ve Kukla deęişken deęeri 1 alınır) varyans* :

Medyan (% 0,45) para arzındaki deęişimde	: % 0,01
<i>Tesadüfi seçilen(-% 7,78) para arzındaki deęişimde:</i>	<i>-% 0,48</i>
<i>En yüksek (% 8,02) para arzındaki deęişimde</i>	<i>: % 0,25</i>
En düşük (-% 8,68) para arzındaki deęişimde	: -% 0,57

oranında deęişecektir.

b) Para arzındaki deęişim % 1 artarsa (örneğin tesadüfi olarak faiz 0,10, dSÜE 0,10 ve Kukla deęişken deęeri 0 alınır) varyans:

Medyan para arzındaki deęişimde	: % 0,01
<i>Tesadüfi seçilen para arzındaki deęişimde</i>	<i>: -% 0,23</i>
<i>En yüksek para arzındaki deęişimde</i>	<i>: % 0,16</i>

* Para arzındaki deęişimler mutlak deęerlerine göre küçükten büyüğe doğru sıralanmıştır

En düşük para arzındaki değişimde : -% 0,26
oranında değişecektir.

c) Para arzındaki değişim % 10 artarsa (örneğin tesadüfi olarak faiz 0,01, dSÜE 0,05 ve Kukla değişken değeri 1 alınır) varyans:

Medyan para arzındaki değişimde : % 0,18

Tesadüfi seçilen para arzındaki değişimde : -% 4,8

En yüksek para arzındaki değişimde : % 2,5

En düşük para arzındaki değişimde : -% 5,7

oranında değişecektir.

d) Para arzındaki değişim % 10 artarsa (örneğin tesadüfi olarak faiz 0,10, dSÜE 0,10 ve Kukla değişken değeri 0 alınır) varyans:

Medyan para arzındaki değişimde : % 0,10

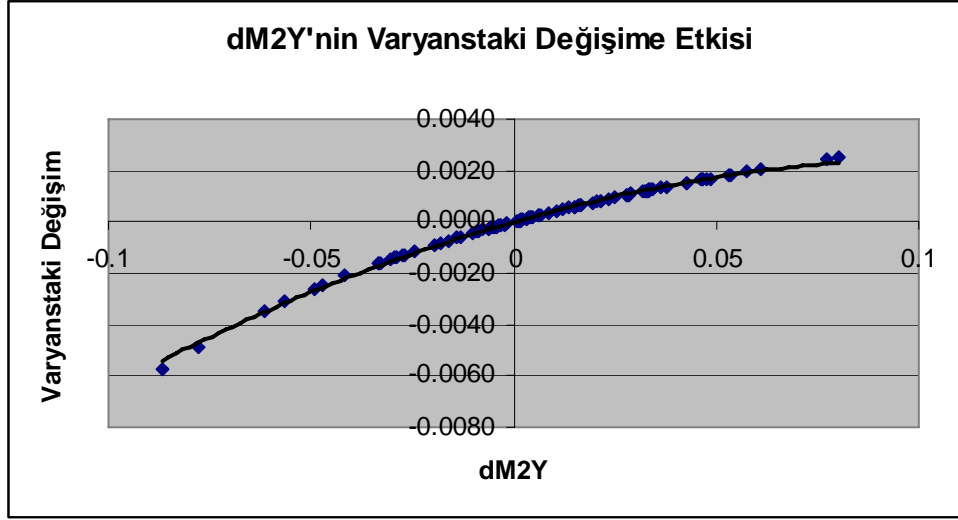
Tesadüfi seçilen para arzındaki değişimde : -% 2,3

En yüksek para arzındaki değişimde : % 1,6

En düşük para arzındaki değişimde : -% 2,6

oranında değişecektir.

Para arzındaki değişimin varyansı etkileme gücüyle ilgili üç bulguya dikkat çekmek gerekmektedir. Aynı sanayi üretim endeksindeki değişimde olduğu gibi, varyanstaki değişim oranı, para arzındaki değişimin mutlak büyüklüğü ile bazı durumlarda doğrusal olarak hareket ederken, bazı durumlarda bu doğrusal hareket geçerli değildir. Yukarıdaki tüm şıklarda italik harflerle de gösterildiği gibi, para arzındaki değişim % 8,02 iken bu oranın % 1 ve % 10 düzeylerinde değişmesi riski, para arzındaki değişim -% 7,78 iken bu oranın % 1 ve % 10 düzeylerinde değişmesine göre daha yüksek bir oranda arttırması beklenirken, daha düşük bir oranda arttırmıştır. Çalışmadaki tüm veriler kullanılarak bu doğrusal olmayan ilişki bir grafik yardımıyla aşağıda gösterilmiştir. Grafik 10'un çiziminde yer alan ve tüm verilerle hesaplanan varyans değişim değerleri Ek 4'teki tabloda yer almaktadır.



Grafik 10

dM2Y'deki Değişimin Varyanstaki Değişime Etkisi

Grafik 10'dan da izlenebileceği gibi dM2Y'deki değişim ile varyanstaki değişim arasında 2. dereceden polinom bir ilişki söz konusudur. Ayrıca Ek 4'teki tablodan da görülebileceği gibi, para arzındaki değişim azalış yönünde olduğunda varyanstaki azalış, aynı oranda artış yönünde olduğundaki varyanstaki artıştan daha yüksek oranda olmaktadır. Örneğin para arzındaki değişim % 7,78 artış yönündeyken varyans binde 2,46 artmaktadır. Tam tersine para arzındaki değişim % 7,78 azalış yönündeyken varyans binde 4,85 azalmaktadır. Bu da, para arzındaki değişimin varyansı etkilemesindeki olumlu yön olarak nitelendirilebilir.

İkinci olarak, varyanstaki değişim oranı para arzındaki değişimin oranı ile doğrusal olarak hareket etmektedir. Başka bir deyişle, para arzındaki değişim düşük oranlarda değiştiğinde risk de düşük oranlarda değişmektedir. Para arzındaki değişimin oranı yükseldiğinde riskteki değişim oranı da artmaktadır.

Üçüncü bulgu, varyansı faiz oranındaki değişim, aynı sanayi üretim endeksindeki değişimde olduğu gibi para arzındaki değişimin artış ve azalışına göre daha yüksek oranlarda etkilemektedir.

Son olarak incelenen bağımsız değişken yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki değişim için belirlenen kukla değişkendir. Yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki azalış % 4'ten fazla olduğunda varyans, yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki azalış % 4'ten az olduğunda veya yabancı yatırımcı sahiplik oranında artış olduğunda

oluşan varyansa göre kukla değişkenin katsayısı kadar (0.001) artmaktadır. Varyans değerinin düşük olduğu durumlarda bu 0.001 birimlik artış varyansı, varyans değerinin yüksek olduğu durumlara göre daha yüksek oranlarda arttırmaktadır. Örneğin tüm bağımsız değişkenlerin en düşük değerlerini alırsak: Faiz oranı % 1,04, dSÜE % 0,097 ve dM2Y % 0,059. Kukla değişkenin değeri 0 iken (bir başka deyişle yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki azalış % 4'ten azken veya yabancı yatırımcı sahiplik oranında artış bulunmaktayken), varyans değeri 0.0003012'dir. Diğer oranlar sabit kalırken kukla değişken 1 olursa (bir başka deyişle yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki azalış % 4'ten fazla olursa), varyans 0.0013012 olacaktır; bu da % 232 artış demektir. Tüm bağımsız değişkenlerin en yüksek değerlerini alırsak: Faiz oranı % 25,99, dSÜE % 22,38 ve dM2Y % 8,68. Kukla değişkenin değeri 0 iken, varyans değeri 0.005775'dir. Diğer oranlar sabit kalırken kukla değişken 1 olursa, varyans 0.006775 olacaktır; bu da % 17'lik bir artışa işaret edecektir.

Burada dikkati çeken en önemli nokta, yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki değişimin riski, diğer bağımsız değişkenler içinde en yüksek etkileme gücüne sahip olan faiz oranındaki değişim gibi yüksek oranlarda etkiliyor olmasıdır.

Bağımsız değişkenlerin katsayılarının risk üzerindeki etkisinin sorgulandığı bu bölümü özetleyecek olursak:

1. Faiz oranındaki değişim ve yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki değişim riski, diğer bağımsız değişkenlere göre yüksek oranlarda etkilemektedirler.
2. Bir bağımsız değişkendeki değişim oranı ne olursa olsun, varyansın değişim oranı diğer bağımsız değişkenlerin değerlerine bağlı olarak değişmektedir.
3. Tüm bağımsız değişkenler içinde yalnız sanayi üretim endeksindeki değişimin artış ve azalışı ile varyans arasında ters yönlü bir ilişki bulunmaktadır.
4. Varyanstaki değişim oranı faiz oranının büyüklüğü ile doğrusal olarak hareket ederken, sanayi üretim endeksindeki değişimin ve para arzındaki değişimin mutlak değerleri ile her zaman doğrusal bir ilişki içinde değildir.

5. Varyanstaki deęişim oranı faizdeki, sanayi üretim endeksinin deęişimindeki ve para arzındaki deęişimdeki deęişim oranı ile doğrusal olarak hareket etmektedir.

ii) İkinci olarak bağımsız deęişkenlerin yapılarının risk üzerindeki etkisi sorgulanmıştır.

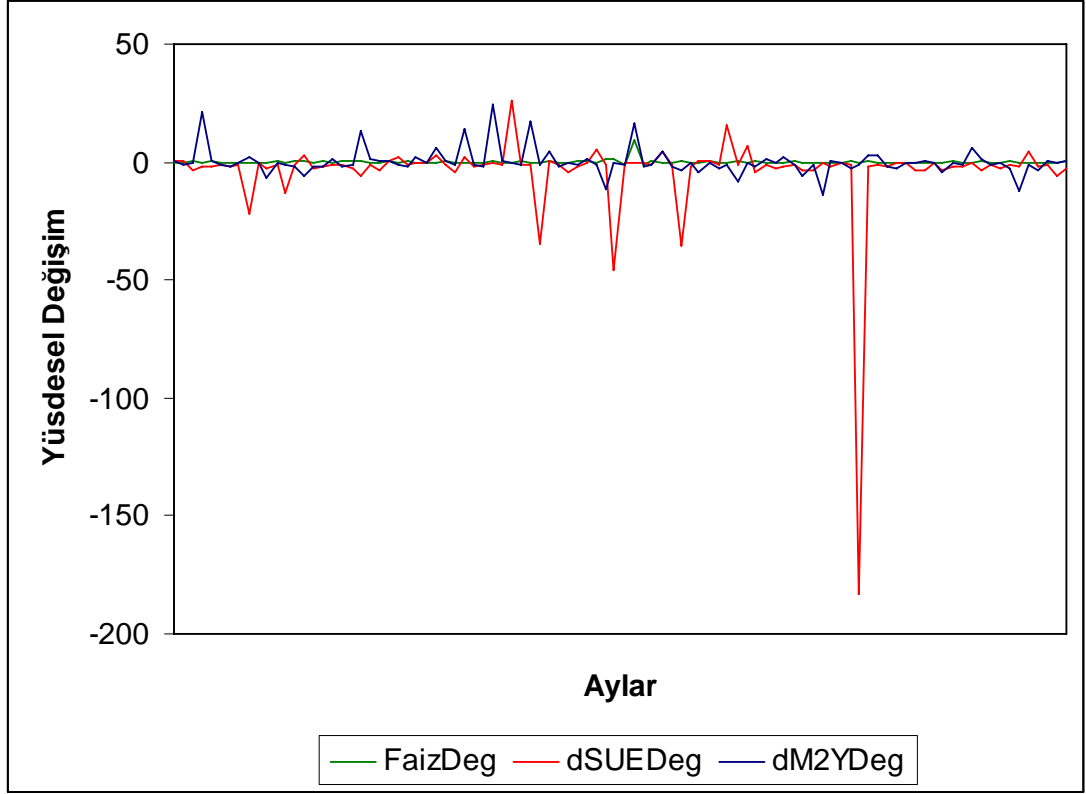
Bunun için de her bir bağımsız deęişkenin ele alınan dönemdeki aylık deęişimleri incelenmiştir. Hangi serideki deęişimin daha fazla uç değere sahip olduğu ve bunun varyansı etkileme gücü belirlenmeye çalışılmıştır. Faiz oranının aylık deęişim yüzdeleri, sanayi üretim endeksindeki deęişimin aylık deęişim yüzdeleri ve para arzındaki deęişimin aylık deęişim yüzdelerinin tanımsal istatistiklerinin yer aldığı tablo ve bu üç serinin birbirleriyle karşılaştırılabilirlikleri için hazırlanmış grafik aşağıdadır:

Tablo 28

Bağımsız Deęişkenlerdeki Aylık Deęişimin Tanımsal İstatistikleri

Tanımsal İstatistik	Faiz Oranı	dSÜE	dM2Y
Ortalama	0,0968	-4,0837	0,0717
Medyan	-0,0058	-1,2121	-0,6907
En Büyük	9,1054	26,3366	24,4958
En Küçük	-0,8416	-183,151	-14,0475
Standart Sapma	0,9648	20,1454	5,5534
Çarpıklık	8,6089	-7,5534	1,9199
Basıklık	80,8870	66,7850	9,7985
Jarque-Bera	25.451,38	17.187,02	243,85
Olasılık	0,0000	0,0000	0,0000

Tablo 28'den de görüleceęi gibi, sanayi üretim endeksindeki ve para arzındaki deęişimin aylık deęişim serileri, faiz oranındaki aylık deęişim serisine göre daha geniş bir aralıkta hareket etmektedir (en büyük ve en küçük değerlere bakılarak). Sanayi üretim endeksindeki deęişimin aylık deęişimi serisi, diğer iki seriye göre ortalama olarak daha fazla artıp azalmaktadır (ortalama aylık -% 408,37). Yine en yüksek standart sapmaya sanayi üretim endeksindeki deęişimin aylık deęişimi serisi sahiptir. Yukarıdaki tablo ile anlatılan tanımsal istatistikler, aşağıda Grafik 11'de her üç seri bir arada verilerek daha kolay bir karşılaştırma yapılmasını sağlamaktadır.

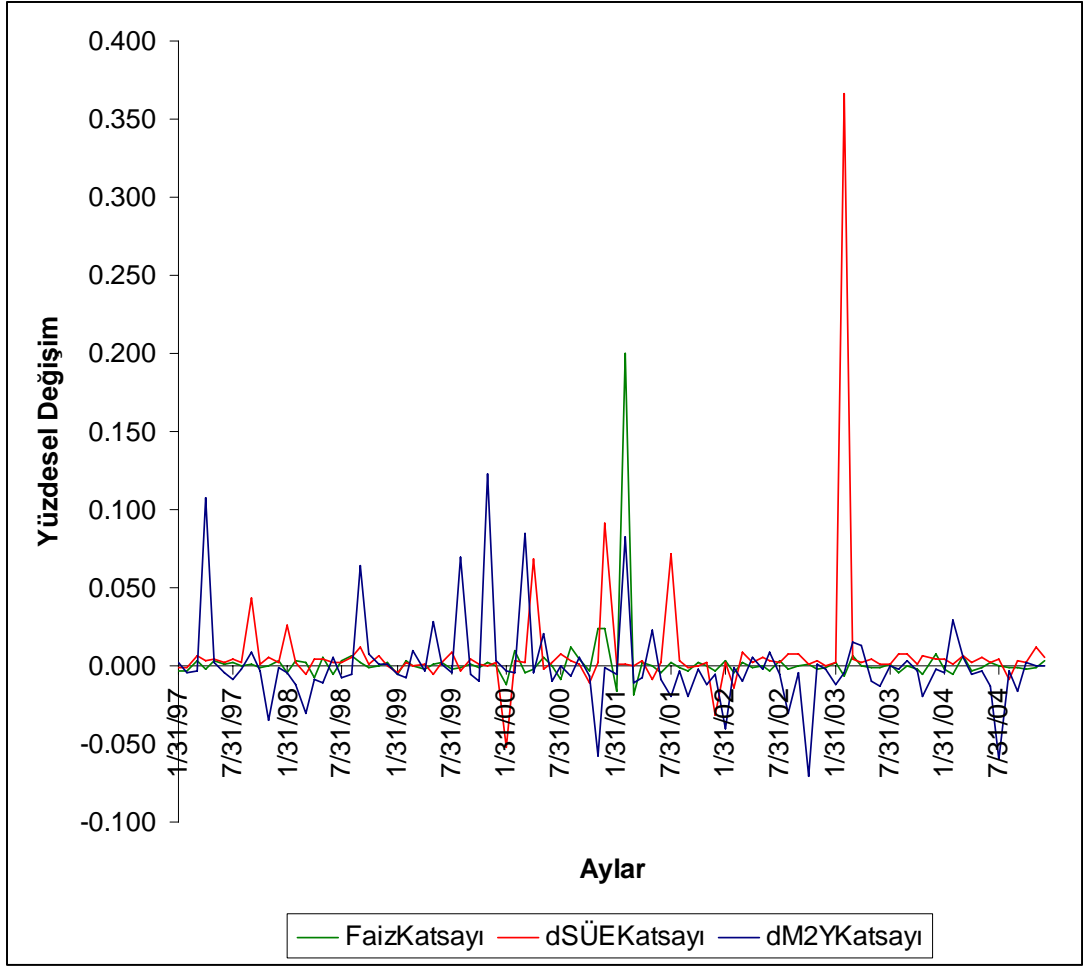


Grafik 11

Bağımsız Değişkenlerin Aylık Değişimlerinin Grafiği

Grafik 11'in de gösterdiği gibi, sanayi üretim endeksindeki değişimin aylık değişimi serisi, diğer iki seriye göre ortalama olarak daha fazla artıp azalmaktadır. Bu seri diğer iki seriye göre daha fazla ve yüksek oranda uç değere sahiptir. En az değişim gösteren seri ise faiz oranındaki değişim serisidir.

Bu bulgulara göre sanayi üretim endeksindeki değişimde meydana gelen aylık değişimin varyansı daha yüksek oranlarda etkilemesi beklenebilir. En düşük etkileme gücüne ise faiz oranının sahip olacağı söylenebilir. Bu sonucun doğruluğunu ölçebilmek için üç değişim serisindeki her bir aylık değişim değeri Model 2.2.'deki bağımsız değişkene ait katsayı ile çarpılmıştır. Bulunan değerler, bağımsız değişkende (başka bir deyişle faiz oranı, sanayi üretim endeksindeki değişim ve para arzındaki değişim) meydana gelen aylık değişimin riski ne oranda değiştireceğini göstermektedir. Her bir seri için bu oranlar hesaplanmıştır ve aşağıdaki grafikte bu üç seriye ait değerler birbirleriyle karşılaştırılabilmeleri amacıyla verilmiştir.

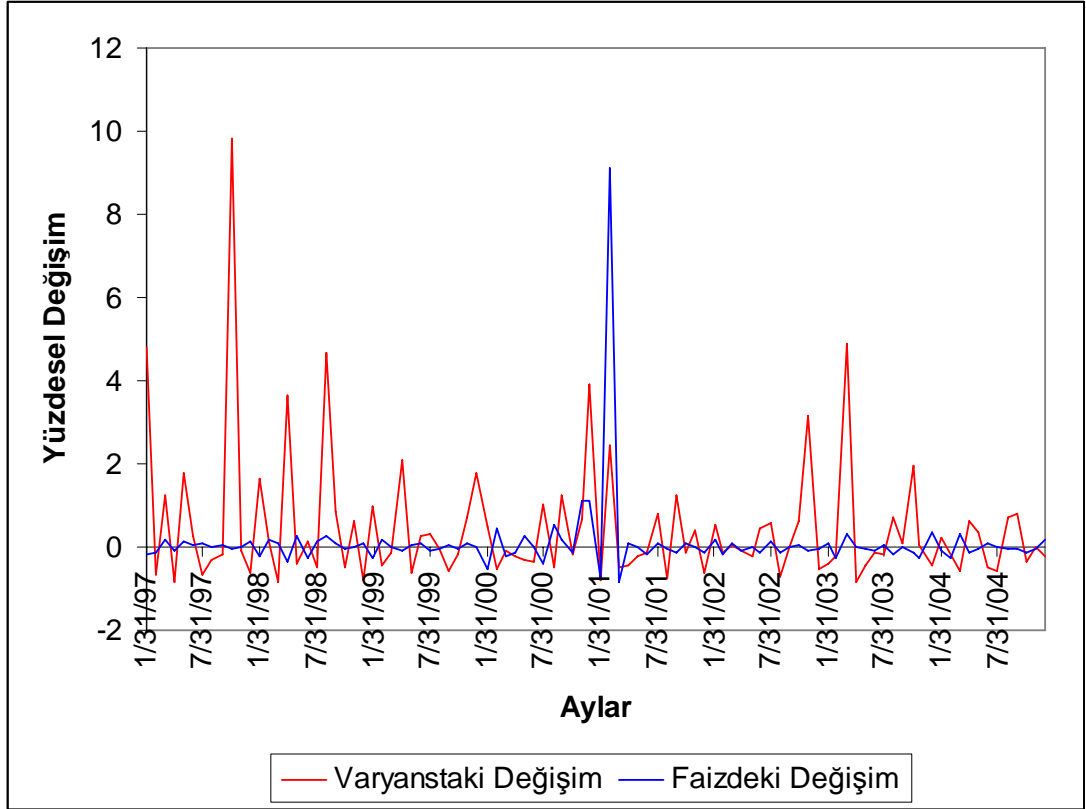


Grafik 12

Bağımsız Değişkenlerde Meydana Gelen Aylık Değişime Bağlı Olarak Varyansta Meydana Gelen Aylık Değişim

Faiz oranında meydana gelen aylık değişimler, riski ortalama % 0,21 oranında değiştirmektedir. Bu oran sanayi üretim endeksindeki değişimin aylık değişiminin riski etkileme oranının (% 0,81) altındadır. Riski ortalama olarak en az etkileyen değişken ise para arzındaki değişimin aylık değişimidir (% 0,03). Grafik 12'den de izlenebileceği gibi, sanayi üretim endeksindeki değişimin aylık değişiminin riski etkileme oranı diğer iki bağımsız değişkene göre daha geniş bir aralıkta hareket etmektedir. Fakat yukarıda Grafik 11'e göre çıkan faizin en düşük etkileme gücüne sahip olacağı sonucu, hesaplamalar içine katsayılar dahil olduğunda ortadan kalkmaktadır.

iii) Son olarak, bağımsız değişkenlerin katsayılarıyla birlikte risk üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Öncelikle varyansta meydana gelen aşırı değişimler tespit edilmiştir. Daha sonra her bir bağımsız değişkende meydana gelen aşırı değişimler işaretlenmiştir. Bağımlı ve bağımsız değişkenlerdeki aşırı değerler, değişkenin aylık ortalama değişim yüzdesine ve serideki tüm değerlere bakılarak belirlenmiştir. Ardından da varyansta meydana gelen aşırı değişimler ile her bir bağımsız değişkende meydana gelen aşırı değişimlerin aynı ayda (dM2Y için 5 ay önce) olup olmadığı incelenmiştir. Aşağıdaki grafikler ayrı ayrı olmak üzere, bağımsız değişkendeki değişimler ile varyanstaki değişimlerin zamanlamalarını gösterebilmek için çizilmiştir.

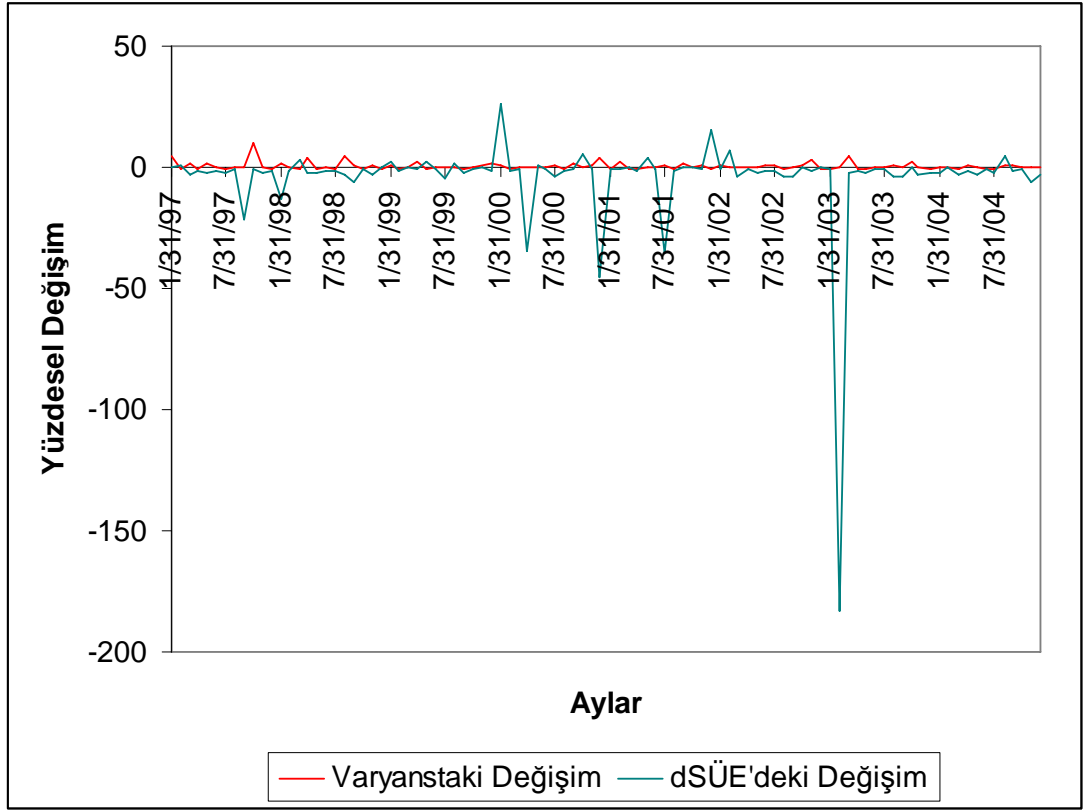


Grafik 13

Varyanstaki Aylık Değişim ile Faiz Oranındaki Aylık Değişim

Varyans değişimindeki aşırı değerler belirlenirken, varyansın bir aydan diğerine % 100 ve üzeri artış/azalış yapması durumu dikkate alınmıştır. Varyansın ortalama değişim değeri % 44,58'dir. Faiz oranı değişimindeki aşırı değerler

belirlenirken, faiz oranının bir aydan diğerine % 15 ve üzeri artış/azalış yapması durumu dikkate alınmıştır. Faiz oranındaki değişimin ortalama değeri daha önce de belirtildiği gibi % 9,68'dir. Gözlem dönemi içinde (96 ayda) toplam 10 ayda varyanstaki değişimin aşırı değeri ile faizdeki değişimin aylık değişiminin aşırı değeri aynı ayda oluşmuştur. Bu da toplam gözlem sayısının % 10,42'si etmektedir. Tüm değerler için Ek 5 incelenebilir.

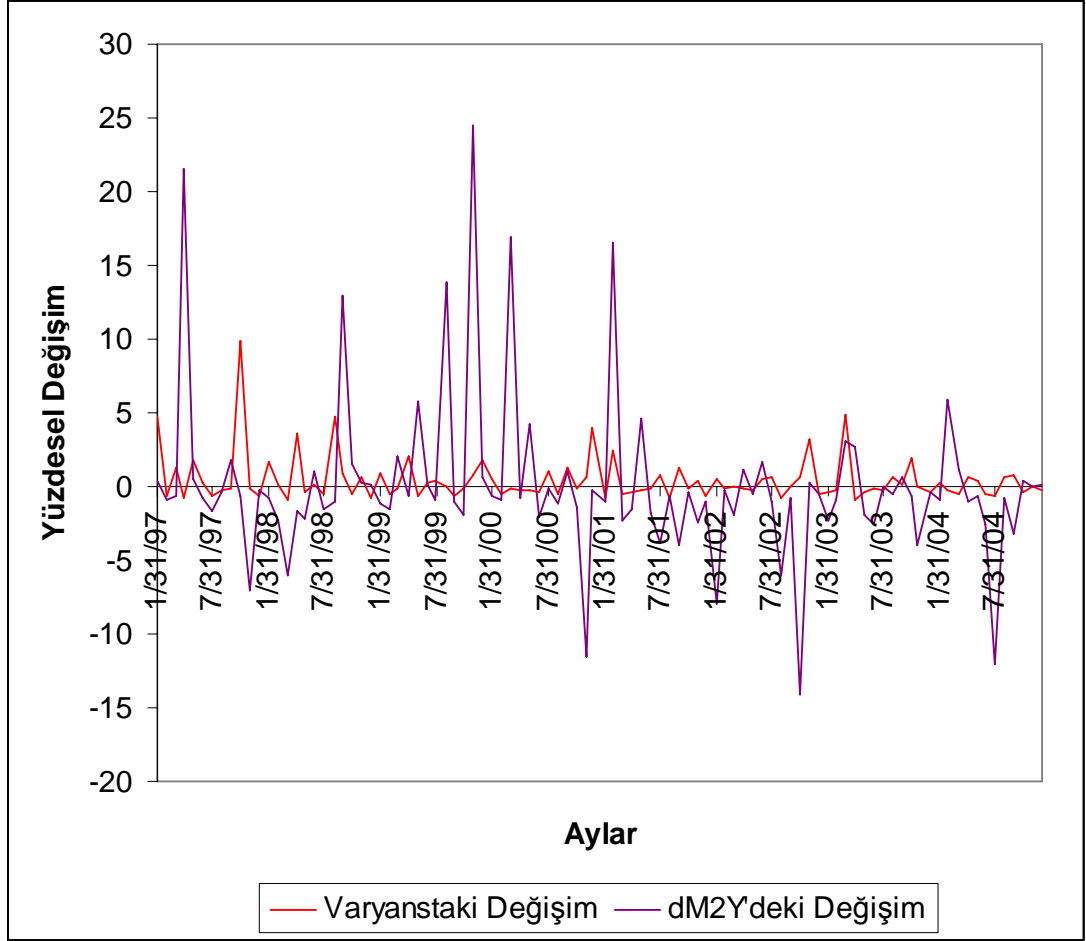


Grafik 14

Varyanstaki Aylık Değişim ile Sanayi Üretim Endeksindeki Değişimin Aylık Değişimi

Varyanstaki değişim ile sanayi üretim endeksindeki değişimin aylık değişimi arasında ters yönlü bir ilişki olduğu Grafik 14'ten de görülebilmektedir. Sanayi üretim endeksindeki değişimin değişimindeki aşırı değerler belirlenirken, sanayi üretim endeksindeki değişimin bir aydan diğerine % 300 ve üzeri artış/azalış yapması durumu dikkate alınmıştır. Sanayi üretim endeksindeki değişimin aylık değişiminin

ortalama değeri daha önce de belirtildiği gibi - % 408,37'dir. Gözlem dönemi içinde (96 ayda) toplam 4 ayda varyanstaki değişimin aşırı değeri ile sanayi üretim endeksindeki değişimin aylık değişiminin aşırı değeri aynı ayda oluşmuştur. Bu da toplam gözlem sayısının % 4,17'si demektir. Tüm değerler için Ek 5 incelenebilir.



Grafik 15

Varyanstaki Değişim ile Para Arzındaki 5 Ay Önceki Değişimin Aylık Değişimi

Diğer iki bağımsız değişkenden farklı olarak, para arzında 5 ay önceki değişimin değişimi ile varyanstaki değişim karşılaştırılmıştır. Para arzındaki değişimin aylık değişimindeki aşırı değerler belirlenirken, para arzındaki değişimin aylık değişiminin bir aydan diğerine % 200 ve üzeri artış/azalış yapması durumu dikkate alınmıştır. Para arzındaki değişimin aylık değişiminin ortalama değeri daha önce de belirtildiği gibi % 7,17'dir. Aşırı değerlerin bu kadar yüksek belirlenmesinin

nedeni, her ne kadar ortalama deęer % 7'lerde seyretse de genel olarak artış ve azalışların yüksek miktarlarda olmuş olmasıdır. Gözlem dönemi içinde (96 ayda) toplam 3 ayda varyanstaki deęişimin aşırı deęeri ile para arzındaki 5 ay önceki deęişimin deęişiminin aşırı deęeri çakışmaktadır. Bu da toplam gözlem sayısının % 3,13'ü demektir. Tüm deęerler için Ek 5 incelenebilir.

Varyanstaki deęişimin aşırı deęeri ile yabancı yatırımcı sahiplik oranının % 4'ten daha fazla düşmesinin aynı ayda oluşmasının toplam gözlem sayısına oranı % 6,25'tir. Yine tüm deęerler için Ek 5 incelenebilir.

Bu üçüncü incelemeden çıkan sonuç şu şekilde özetlenebilir: Faiz oranında oluşan aşırı deęişimler varyanstaki aşırı deęişimleri, dięer bağımsız deęişkenlere göre daha fazla sıklıkta etkilemişlerdir.

4.4.4. Bulguların Deęerlendirilmesi

Dördüncü Bölüm'de, bu çalışmanın deneysel kısmının ilk araştırma konusu olan İMKB deęişkenliği ile makroekonomik ve dięer bazı faktörler arasındaki ilişkiler analiz edilmiştir. Mayıs 1996 – Aralık 2004 dönemi İMKB Hisse Senetleri Piyasası deęişkenliğinin % 56,8'lik kısmı faiz oranları, sanayi üretim endeksindeki deęişim, para arzında 5 ay önce meydana gelen deęişim ve yabancı yatırımcıların sahiplik oranlarındaki deęişim ile açıklanmaktadır. Fen ve saęlık bilimlerinde % 56,8 oranında bir açıklayıcılık düşük düzeyde bir açıklayıcılık olarak bilinmektedir. Sosyal bilimlerde, özellikle ekonomi ve işletmecilik alanlarında ise bu düzeyde bir açıklayıcılığa nadiren rastlanmaktadır. Bununla beraber bir de regresyon analizinin katı kısıtları göz önüne alındığında, bu düzeyde bir ilişkinin ortaya çıkmış olması, İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riskinin bazı makroekonomik etkenlerin aylık deęişiminden ve yabancı yatırımcıların sahiplik oranlarındaki aylık deęişimden güçlü bir şekilde etkilendiğini ortaya koymaktadır.

Riski açıklayan bağımsız deęişkenler içinde faiz oranı ve yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki aylık deęişim, İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riskini en güçlü etkileyen deęişkenlerdir. Bu sonuca, bağımsız deęişkenlerin modeldeki

katsayıları, bağımsız değişkenlerin yapısal özellikleri ve her iki faktörün birlikte etkisi incelenerek ulaşılmıştır.

Varyanstaki değişimin aşırı değeri ile faizdeki değişimin aylık değişiminin aşırı değerinin aynı ayda oluşması, toplam gözlem sayısının % 10,42'si kadardır. Bu oran, sanayi üretim endeksinin ve para arzının değişiminin aşırı değerlerinin varyanstaki aşırı değerlerle aynı ayda oluşmasının toplam gözlem sayısına oranının oldukça üzerindedir.

Varyanstaki değişimin aşırı değeri ile yabancı yatırımcı sahiplik oranının % 4'ten daha fazla düşmesinin aynı ayda oluşmasının toplam gözlem sayısına oranı % 6,25 olarak bulunmuştur. Bu oran da, sanayi üretim endeksinin ve para arzının değişiminin aşırı değerlerinin varyanstaki aşırı değerlerle aynı ayda oluşmasının toplam gözlem sayısına oranının üzerindedir. Faiz oranı ve yabancı yatırımcı sahiplik oranı, risk üzerinde, para arzına ve sanayi üretim endeksine göre daha fazla etkili olmaktadır.

Bu sonuçlarla, gelişmiş ve gelişmekte olan piyasaları karşılaştırmak amacıyla literatür ayrıntılı olarak incelenmiştir. Fakat bu çalışmaya birebir benzer bir çalışmaya rastlanmamıştır.²⁶ Daha ziyade getiri değişkenliği ile makroekonomik faktörlerin değişkenliğinin ilişkilerinin incelendiği çalışmalarda, getiri değişkenliği ile faiz oranı değişkenliği arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunmuştur.²⁷ Bu da bu çalışmayla paralel bir bulgu olarak kaydedilebilir.

Sanayi üretimi değişkenliği ile getiri değişkenliği arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalarda çelişkili sonuçlar bulunmuştur. Yapılan bir çalışmada, getiri varyansının % 60'lık kısmının ekonomik resesyonlar ile açıklanabileceği kaydedilmiştir.²⁸ Bu bulgu, varyans ile ekonomik aktivite arasında pozitif bir ilişki olduğunu vurguladığı için bu çalışmanın sonucuyla benzerlik taşımaktadır.

Yapılan bir başka çalışmada ise, para arzının değişkenliği ile getiri değişkenliği arasında negatif bir ilişki bulunmuştur.²⁹ Bu bulgu, bu çalışmanın sonuçlarıyla çelişmektedir.

²⁶ İncelenen çalışmaların tamamından Üçüncü Bölüm'de bahsedilmiştir.

²⁷ Hacıhasanoğlu, a.g.e., s.42

²⁸ Hamilton ve Lin, a.g.e., s. 573-593

²⁹ Hacıhasanoğlu, a.g.e., s.42

Bu çalışmada deęişkenlik üzerindeki etkisi araştırılan yabancı yatırımcı sahiplik oranı faktörünün, incelenebilen çalışmalarda yer almadığı gözlenmiştir. Gelişmekte olan piyasalar üzerine gerçekleştirilen çalışmalarda, daha ziyade liberalizasyon sonrası artan bir deęişkenlik olup olmadığı tespit edilmeye çalışılmıştır. Türkiye'nin de yer aldığı bu tür bir çalışmada, İMKB'de liberalizasyon sonrası artan bir deęişkenlik olduğuna dair bulgulara rastlanmıştır.³⁰ Bu tür bir bulgu, bu çalışmada varyansı büyük ölçüde etkilediği düşünülen yabancı yatırımcı sahiplik oranının deęişimi ile benzer bir nitelik taşıması açısından önemlidir. Fakat daha önce de belirtildiği gibi, bu çalışma bilindiği kadarıyla, yabancı yatırımcıların sahiplik oranlarının risk üzerindeki etkisini inceleyen literatürdeki tek çalışma olma özelliğine sahiptir.

³⁰ Bekaert ve Harvey, a.g.e, s.1-79

5. İMKB HİSSE SENETLERİ PİYASASI'NDA DEĞİŞKENLİK MODELLERİNİN KESİTSEL OLARAK ARAŞTIRILMASI ve EN ÜSTÜN MODELLERLE HESAPLANAN AYLIK VARYANSLARIN DEĞİŞKENLİĞİ BELİRLEYEN FAKTÖRLERİN AÇIKLAMA GÜCÜ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ

Dördüncü Bölüm'de, bu çalışmanın deneysel kısmının ilk araştırma sorusu olan değişkenlik ile makroekonomik ve diğer bazı faktörlerin ilişkisi irdelenmiştir. Kurulan model ile İMKB değişkenliğinin faiz oranları, sanayi üretim endeksindeki değişim, para arzındaki değişim ve yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki değişim ile ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Deneysel çalışmanın ikinci kısmını oluşturan bu bölüm altında, iki ayrı fakat birbiriyle bağlantılı çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalardan ilkinde, belirlenen dönem için hangi değişkenlik modelinin veya modellerinin gerçekleşen değişkenliği daha iyi tahmin ettiği araştırılmıştır. İkinci çalışmada ise, bulunan en üstün modellerle hesaplanan aylık varyansların, İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nın değişkenliğini etkileyen faktörlerin açıklama gücünü arttırıp arttırmadıkları tespit edilmeye çalışılmıştır.

5.1. İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda Değişkenlik Modellerinin Kesitsel Olarak Araştırılması

5.1.1. Araştırmanın Amacı

Araştırmanın başlıca amacı, İkinci Bölüm'de ayrıntılarıyla incelediğimiz değişkenlik modellerinin bazılarının İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda geçerliliklerinin incelenmesi ve modellerin performanslarının karşılaştırılarak üstün model veya modellerin belirlenmesidir.

5.1.2. Araştırmanın Kapsamı

Veri seti olarak tezin kapsamı, İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi'nin 1991-2004 dönemi getiri değişkenliğidir. Değişkenlik modelleri olarak kapsamı ise tüm değişkenlik modelleri değil, belirli kıstaslara ve olanaklara göre seçilmiş bazı modellerdir.

5.1.3. Araştırmanın Modeli

5.1.3.1. Araştırmada Kullanılacak Veri Seti ve Kısıtlar

Araştırmada 2 Ocak 1991 – 29 Aralık 2004 dönemi İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi günlük kapanış fiyat verileri kullanılmıştır. İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi'nin kullanılmasının nedeni, Dördüncü Bölüm'de de belirtildiği gibi, bu endeksin İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nı temsil gücünün yüksekliğidir.

Burada hatırlanması gereken bir başka nokta, yine Dördüncü Bölüm'de belirtildiği gibi, analiz dönemi içinde İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi'nin hem hesaplanma metodolojisinde, hem kapsadığı şirketlerde, hem de isminde değişiklikler olmuştur.

Çalışmanın başlığından da anlaşılacağı üzere kesitsel bir analiz yapılmıştır. Burada kesitler 5-günlük (haftalık), 10-günlük, 1-aylık ve 3-aylık dönemlerdir. Aylık ve 3-aylık kesitlerde takvim ayı kullanılmıştır.

Endeks getirileri birinci logaritmik fark olarak bulunmuştur:

$$r_{m,t} = \ln (P_{m,t}/P_{m,t-1})$$

Denklem 74

$r_{m,t}$, endeksin t tarihinde gerçekleşen logaritmik getirisi, $P_{m,t}$, endeksin t tarihindeki kapanış fiyatı ve $P_{m,t-1}$ endeksin t-1 tarihindeki kapanış fiyatıdır. Tüm bu getiriler yukarıda da bahsedilen kesitlerin her birisi için hesaplanmıştır. Örneğin 3.469 adet günlük getiri, 717 adet haftalık getiri vb. hesaplanmıştır.

İMKB, hisse senetleri için açılış fiyatı hesaplamamaktadır.¹ Dolayısıyla örneğin haftalık getiri hesaplarırken, aslında Pazartesi sabah yatırım yapıldığı varsayımı dolaylı olarak yapılırken, Pazartesi açılış fiyatı elimizde olmadığı için bunun yerine Cuma kapanış fiyatları kullanılmaktadır.

1991-1994 döneminde İMKB’de tek seans uygulaması varken, 1995 yılından itibaren iki seans uygulamasına geçilmiştir. 1991-1994 dönemi getirileri hesaplanırken günlük kapanış fiyatları kullanılmış; 1995-2004 döneminde ise ikinci seans kapanış fiyatları dikkate alınmıştır. İkinci seansın yapılmadığı günlerde birinci seans kapanış fiyatı alınmıştır.

Bir başka husus, 1997 yılında endeksten iki sıfır silinmesidir. Bu durum virgülden sonra iki basamağı göremememize neden olmaktadır. Çalışmada 1991-1996 dönemindeki verilerden iki sıfır silerek düzeltme yapılmıştır.

Resmi ve dini tatillerin olduğu veya başka herhangi bir nedenle İMKB’nin kapalı olduğu eksik günlü haftalarda veya aylarda da değer hesaplanmış, verinin olmadığı gün dışarıda bırakılmıştır.

Çalışmada, “gerçekleşen değişkenlik” değeri olarak varyans değerleri hesaplanmıştır:

$$\sigma_T^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n \left(r_{m,t} - \bar{r}_m \right)^2 \quad \text{Denklem 75}$$

$$\bar{r}_m = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n r_{m,t} \quad \text{Denklem 76}$$

Burada:

σ_T^2 : T döneminin gerçekleşen varyansı. T dönemi, haftalık, 10-günlük, aylık ve 3-aylık olmak üzere dört ayrı kesiti temsil etmektedir.

n: dönem içindeki işlem günü sayısı.

\bar{r}_m : dönem ortalama getirisi

¹ Özkan Çevik ile görüşme, İMKB Eğitim Müdürlüğü, 8 Haziran 2005

Dördüncü Bölüm’de de vurgulandığı gibi, burada çok önemli bir noktayı hatırlatmak yerinde olacaktır. Gerçekleşen değişkenlik değeri günlük alım-satım yapıldığı varsayımına dayanmaktadır ve dönemin uzunluğu ne olursa olsun günlük getirilerin varyans değeri olarak hesaplanmaktadır. Dolayısıyla “haftalık varyans” dendiği zaman o hafta içinde oluşmuş günlük getirilerin varyansı anlaşılmalıdır. Aynı şekilde “aylık varyans” dendiği zaman o ay içinde oluşmuş günlük getirilerin varyansı anlaşılmalıdır.

Günlük getirilerin ortalaması sıfırdır.² Dolayısıyla varyans hesaplarken dönem ortalama getirisi için sıfır kullanılabilir. Böylelikle varyans, ortalamaların karesi şeklinde hesaplanabilmektedir. Kolaylık olması açısından birçok araştırmacı varyans hesaplarken ortalamanın karesini kullanmaktadır.³ Bu çalışmada ortalamadan sapmaların karesi ile varyans hesaplanmıştır.

İkinci Bölüm’de de değinildiği gibi, değişkenliğin ölçüsü olarak varyansın yanında standart sapma da kullanılmaktadır. Literatürde araştırmacılar daha ziyade varyansı kullansalar da, çalışmalarını standart sapma ile yapan araştırmacılar da bulunmaktadır.⁴

Bu çalışmada günlük kapanış fiyatlarına sahip olduğumuz için günlük getiri hesaplanabilirken, gün-içi fiyat bilgilerine ulaşmanın zorluğu nedeniyle günlük varyans hesaplanamamıştır.

Çalışma örnek-dışı kriteri ile yapıldığı için tüm çalışma dönemi iki eşit alt döneme bölünmüştür. 1991-1997 kestirim dönemi (estimation period), 1998-2004 ise tahmin dönemi (forecast period) olarak alınmıştır.

Analizler için MS-Excel, E-Views 4.1 ve Matlab 7.0 bilgisayar programlarından yararlanılmıştır.

5.1.3.2. Anlamlılığı Araştırılacak Modeller

Bu alt bölümde, çalışmada anlamlılıkları ve birbirlerine sapma ve etkinlik düzeyinde üstünlükleri araştırılmış olan modellerin hangileri olduğu anlatılmıştır.

²Tse, a.g.e., s.14

³ Brailsford ve Faff, a.g.e., s.424.

⁴ Balaban, age, s. 119

Tüm deęişkenlik modellerinin anlamlılıęını test etmek, hem zaman hem de gerekli teknik donanım açısından mümkün olmadığı için yalnızca bazı deęişkenlik modelleri üzerinde alıřılabılmıřtır. Hatırlanacağı gibi, İkinci Bölüm’de deęişkenlik modellerinin bir sınıflandırması yapılmıřtır. Bu sınıflandırmaya göre üç ana grupta toplanan modeller koşulsuz deęişkenlik modelleri, koşullu deęişkenlik modelleri ve öngörülen deęişkenlik modelidir. Bu alıřmada koşulsuz deęişkenlik modellerinin tamamı ve koşullu deęişkenlik modellerinden ARCH ailesi modellerinin bir kısmı kapsamıřtır. Koşullu modellerden olan Stokastik Deęişkenlik Modeli herhangi bir bilgisayar programı ile test edilemedięi için dıřarıda bırakılmıřtır. Ayrıca ARCH ailesinden birçok modelin de bilgisayar uygulamaları henüz yapılamadığından araştırma dıřında bırakılmıřtır.

Modellerin neler olduęuna geçmeden önce, tahmin yaparken seilen veri setinin bir özellięi olan “dönen-geyişleyen örneklem (expanding-rolling samples)” yapısından bahsetmek yararlı olacaktır. Modellerin bir kısmı kendi özellikleri gereęi geyişleyen veya dönen örneklemde yalnızca birisini kullanırken, bazı modellerde her iki örneklem türü de kullanılabilir. Seçim arařtırmacının tercihine kalmaktadır. Geyişleyen örneklemde her yeni veri, veri setine katılmaktadır. Burada veri sayısı devamlı artmaktadır. İkinci yol ise dönen örnek setidir. Buradaysa yeni veriler hesaplamaya katıldıka en eski veriler örneklemde atılmaktadır. Böylelikle veri sayısı sabit tutulmaktadır.

Kısaca modelleri bir hatırlayabilmek ve hangi modellerin alıřma kapsamına alındığını gösterebilmek için ařaęıda, bu alıřmada kapsanan modellerin isimleri ve formülleri yer almaktadır:

A. Koşulsuz Deęişkenlik Modelleri

1. Rassal Yürüyüş Modeli

Bu modelin varsayımı, en iyi tahmin bir önceki dönemin gözlemlenen deęeridir. Dün bugünün aynasıdır.

$$\hat{\sigma}_T^2(RW) = \sigma_{T-1}^2$$

Denklem 77

Burada,

T = 362, 363, ..., 717 (haftalık varyans için)

T = 182, 183, ..., 362 (10-günlük varyans için)

T = 85, 86, ..., 168 (1-aylık varyans için)

T = 29, 30, ..., 56 (3-aylık varyans için)

2. Tarihsel Ortalama Modeli (Eşit Ağırlıklı Ortalama Modeli)

$$\hat{\sigma}_T^2(HM) = [1/(T-1)] \sum_{j=1}^{T-1} \sigma_j^2 \quad \text{Denklem 78}$$

Tarihsel Ortalama Modeli, kendi özelliği gereği genişleyen örneklem kullanmaktadır. Tahmin edilecek dönemin değişkenliğinin, geçmişteki tüm değişkenliklerin eşit ağırlıklı ortalaması olarak hesaplanacağı varsayımı vardır. Dolayısıyla her yeni değişkenlik değeri hesaplamasında bir önceki gerçekleşen değişkenlik değeri veri setine girmektedir.

3. Hareketli Ortalama Modeli

$$\hat{\sigma}_T^2(MA) = \frac{1}{\alpha} \sum_{j=1}^{\alpha} \sigma_{T-j}^2 \quad \text{Denklem 79}$$

Hareketli ortalama modelinin varsayımı, tahmin edilen değişkenliğin son α dönemin değişkenliklerinin eşit ağırlıklı ortalaması olacağı yönündedir. Tahminde kullanılacak olan α dönemin sayısı bu çalışmada 4, 6, 8, ve 12 olarak alınmıştır. Burada amaçlanan en kısa dönemden en uzun döneme doğru bir yelpazeyi kullanarak tahmin yapabilmektir. Hareketli Ortalama Modeli kendi özelliği gereği dönen örneklem kullanmaktadır.

4. Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli

$$\hat{\sigma}_T^2(WMA) = \sum_{j=1}^{\alpha} \lambda_j \sigma_{T-j}^2 \quad \text{Denklem 80}$$

λ_j , her bir gözlemin ağırlığını temsil etmektedir. Burada ağırlıklar arasındaki fark yine araştırmacının tercihinine bağlıdır. Bu çalışmada her bir gözlemin ağırlığı

% 10'luk basamaklar halinde azaltılmıştır. Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli de kendi özelliği gereği dönen örneklem kullanmaktadır.

5. Üstel Düzgünleştirme Modeli

$$\hat{\sigma}_T^2(ES) = (1 - \phi)\hat{\sigma}_{T-1}^2(ES) + \phi\sigma_{T-1}^2 \quad \text{Denklem 81}$$

Düzgünleştirme parametresi (ϕ) sıfır ile bir arasında bir değer alabilmektedir. Hangi değer daha etkin sonuç verdiği ise deneysel olarak tespit edilmektedir. Bu çalışmada da sıfır ile bir arasındaki değerler 0.01 basamaklar halinde arttırılarak denenmiştir ve en düşük Karekök Ortalama Hata Karesi değerini veren parametre kullanılmıştır. Ayrıca parametreler Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi'ne göre değerlendirilmiş ve Karekök Ortalama Hata Karesi'ne benzer sonuçlar bulunmuştur. Bazı çalışmalarda dönen örneklem kullanılarak her yıl için ayrı bir parametre hesaplanmıştır.⁵ Hatta her ay için ayrı bir parametre de hesaplanabilmektedir. Bu araştırmacının tercihinin kalmıştır. Bu çalışmada, ayrı parametreler hesaplamasının maliyetinin yüksekliği nedeniyle tüm tahmin dönemi için tek bir düzgünleştirme parametresi bulunmuştur. Her bir kesit için bulunan parametre değerleri bulgular bölümünde Tablo 33'te verilmiştir.

Ayrıca belirtmek gerekir ki, parametrenin 1'e eşit olması durumunda model Rassal Yürüyüş Modeli'ne dönüşmektedir.

Bu çalışmada, incelenen dönemin ilk tahmini yapılırken birkaç dönem gözlem değerlerinin ortalaması kullanılmıştır.

6. Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli

$$\hat{\sigma}_T^2(EWMA) = \psi \hat{\sigma}_{T-1}^2(EWMA) + (1 - \psi)\hat{\sigma}_T^2(MA) \quad \text{Denklem 82}$$

Burada da yine düzgünleştirme parametresinin (ψ) belirlenmesi deneysel çalışmaya dayanmaktadır. Parametrenin optimal değeri, sıfırdan bire kadar değerler arasında bir seçim yaparak elde edilebilmektedir. Bu çalışmada da sıfır ile bir arasındaki değerler 0.01 basamaklar halinde arttırılarak denenmiştir ve en düşük

⁵ Balaban, a.g.e., s.121

Karekök Ortalama Hata Karesi değerini veren parametre kullanılmıştır. Ayrıca parametreler Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi'ne göre de değerlendirilmiş ve Karekök Ortalama Hata Karesi'ne benzer sonuçlar bulunmuştur. Üstel Düzgünleştirme Modeli'nde olduğu gibi bu modelde de dönen örneklem kullanılarak her yıl için ayrı bir parametre hesaplanabilmektedir. Bu çalışmada, ayrı parametreler hesaplamasının maliyetinin yüksekliği nedeniyle tüm tahmin dönemi için tek bir düzgünleştirme parametresi bulunmuştur. Her bir kesit için bulunan parametre değerleri bulgular bölümünde Tablo 33'te verilmiştir.

Formülden de anlaşılacağı üzere, parametrenin 0'a eşit olması durumunda model Hareketli Ortalama Modeli'ne dönüşmektedir.

7. Basit Regresyon Modeli

$$\hat{\sigma}_T^2(SR) = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 \sigma_{T-1}^2$$

Denklem 83

$\hat{\gamma}_0$ ve $\hat{\gamma}_1$ katsayıları iki şekilde bulunabilmektedir. Birinci yol genişleyen örneklem, ikincisi ise dönen örneklemdir. Daha önce yapılmış çalışmalarda iki yöntemin de benzer sonuçlar bulduğu vurgulanmıştır ve dönen örneklem ile yapılan araştırmanın sonuçları verilmiştir.⁶ Bu çalışmada da, eski verileri dışarıda bırakması açısından dönen örneklem tercih edilmiştir. Bu şekilde haftalık varyans için 356, 10-günlük varyans için 181, aylık varyans için 84 ve 3-aylık için ise 28 adet regresyon denklemi kurulmuştur. Daha sonra bu denklemlerin katsayıları kullanılarak tahmin dönemi varyansları tahmin edilmiştir.

B. Koşullu Değişkenlik Modelleri

İkinci Bölüm'de de bahsedildiği gibi, koşullu değişkenlik modellerini veri setine uygulayabilmek için öncelikle veri setinin koşullu ortalama modelini belirlemek gereklidir. Literatürde koşullu ortalama modelini ARIMA süreçlerine

⁶ Brailsford ve Faff, a.g.e., s.427

girmeden yalnızca bir sabit katsayı ile belirlediklerini varsayan çalışmalar⁷ yanında AR(p) sürecini kullanan çalışmalar da bulunmaktadır.⁸

Bu çalışmada verilerin özelliklerine de uygun olarak koşullu ortalama modeli AR(1) süreci olarak tanımlanmıştır:

$$r_t = \mu_t + a_t$$
$$\mu_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i}$$

Günlük tahmin hatalarının sıfır ortalama ve sabit varyansla normal dağıldığı varsayılmaktadır.

Koşullu volatilité modellerinin tamamında aynı metodoloji ile tahminleme yapılmıştır. İlk olarak belirtilmesi gereken, kesit ne olursa olsun varyans tahminlemesinde günlük getiriler kullanıldığıdır. Örneğin aylık varyans hesaplarken de günlük getiriler kullanılarak parametreler belirlenmiş, daha sonra günlük varyans tahminleri yapılmış ve tahmin edilen herhangi bir aya ait günlük varyanslar toplanmış ve ay içinde kaç işlem günü varsa bu sayıya bölünerek o ayın varyansı bulunmuştur. Aslında burada bulunan, o ayı temsil eden ortalama günlük varyanstır. Bu konuya daha önce Bölüm 5.1.3.1.'de değinilmişti. Burada aylık getiriler kullanılarak da aylık varyans hesaplanabilir fakat birçok çalışmada olduğu gibi⁹ bu çalışmada da 10-günlük, aylık ve 3-aylık getirilerde ARCH etkisi bulunamamıştır.

Örnek seti olarak dönen örneklem kullanılmıştır. Örneğin haftalık varyans hesabı için, tahmin döneminin ilk haftasının varyansı hesaplanırken, kestirim döneminin 1.745 adet günlük getirisi kullanılarak model parametreleri belirlenmiş ve bu parametreler kullanılarak tahmin döneminin ilk haftasına ait günlük varyanslar oluşturulmuştur. Daha sonra bu varyanslar toplanmış ve hafta içinde kaç işlem günü varsa bu sayıya bölünerek o haftanın günlük varyansı bulunmuştur. Daha sonra ikinci haftanın varyansı için, kestirim döneminin ilk haftasının getirileri dışarı atılmış, tahmin döneminin ilk haftasının getirileri veri setine alınmış ve aynı işlemler tekrar yapılmıştır. Dönen örneklem kullanılarak, her seferinde hemen hemen aynı sayıda

⁷ Brooks, Faff ve McKenzie, age. s.3, Robert F. Engle ve Andrew J. Patton, "What good is a volatility model?", **Quantitative Finance**, Cilt 1, 2001, s. 241.

⁸ Maukonen, age, s.818 ve Balaban, age. s.123

⁹ Maukonen, age, s.816

veri (1.745 adet) ile işlemler tekrarlanmıştır. Böylelikle haftalık varyans için 360, 10-günlük varyans için 181, aylık varyans için 84 ve 3-aylık varyans için de 28 adet denklem kurulmuştur. Bu denklemlerin her birisi her bir model için ayrı ayrı oluşturulmuştur.

1. ARCH Modeli

Bu çalışmada kullanılan ilk koşullu değişkenlik modeli Engel'in ARCH modelidir.

$$a_t = \varepsilon_t \sigma_t \quad \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^m \alpha_i a_{t-i}^2 \quad \text{Denklem 84}$$

Araştırmalarda çoğunlukla ARCH(p)'deki p'yi tespit etmek için çeşitli p değerleri test edilmektedir. Bu çalışmada da 1'den 6'ya kadar p değerleri için ARCH varyans hesaplanmıştır. Çeşitli veri setleri için (tüm dönem, kestirim dönemi ve tahmin dönemi) tekrarlanan çalışmada ARCH(6) AIC, SIC ve basıklık değerlerine göre en üstün model olarak bulunmuştur.

2. GARCH Modeli

$$a_t = \varepsilon_t \sigma_t \quad \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad \text{Denklem 85}$$

Bu çalışmada GARCH(1,1) modeli analize tabi tutulmuştur.

3. Üstel GARCH (EGARCH) Modeli

Buraya kadar ele alınan ARCH ve GARCH modellerinde haberin varyans üzerindeki etkisinin simetrik olduğu varsayılmıştır. Hataların ve geçmiş dönem değişkenliklerinin karelerinin alınmasından da anlaşılacağı gibi, bu modeller değişkenliğin yalnızca büyüklüğü ile ilgilenmişler, işaretini hesaba katmamışlardır. Oysa finansal piyasalarda azalan yöndeki dalgalanmaların artan yöndeki dalgalanmalardan daha yüksek değişkenliklere neden olduğu sıklıkla gözlenmektedir Üstel GARCH (EGARCH) modeli bu amaçla üretilmiştir:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^q [\alpha_i a_{t-i} + \gamma_i (|a_{t-i}| - E|a_{t-i}|)] + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) \quad \text{Denklem 86}$$

Bu çalışmada EGARCH(1,1) modeli analize tabi tutulmuştur.

4. Threshold GARCH (TARCH, TGARCH veya Thr-GARCH)

Model hem asimetriyi açıklamayı hedeflemiş, hem de GARCH modelinin basitliğini bünyesinde barındırmıştır:

$$\sigma_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i [(1 - \gamma_i) a_{t-i}^+ - (1 + \gamma_i) a_{t-i}^-] + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j} \quad \text{Denklem 87}$$

Bu çalışmada TARCH(1,1) modeli analize tabi tutulmuştur.

5.1.3.3. Modellerin Değerlendirilmesinde Kullanılacak İstatistikler

Modellerin performanslarını karşılaştırırken iki tür istatistikî değerlendirme yapılmıştır. İkinci Bölüm'de de ayrıntılarıyla anlatılan bu metotlardan ilk grupta yer alanları hata istatistikleridir. İkinci metot ise regresyon analizidir. Hata istatistikleri simetrik ve asimetric olmak üzere iki türe ayrılmaktadır. Bu çalışmada iki tür istatistik grubuna göre de modeller değerlendirilmiştir. Değerlendirmede kullanılan hata istatistikleri ve regresyon analizinin denklemleri aşağıda yer almaktadır:

A. Hata İstatistikleri

1. Simetrik Hata İstatistikleri

a. Ortalama Hata İstatistiği

$$OH = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2 \right) \quad \text{Denklem 88}$$

Burada,

n = 356 (haftalık varyans için)

n = 181 (10-günlük varyans için)

n = 84 (1-aylık varyans için)

n = 28 (3-aylık varyans için)

- b. Ortalama Hata Karesi İstatistiği
- c. Karekök Ortalama Hata Karesi İstatistiği
- d. Ortalama Mutlak Hata İstatistiği
- e. Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi İstatistiği

2. Asimetrik Hata İstatistikleri

- a. Ortalama Karışık Hata (Y) İstatistiği
- b. Ortalama Karışık Hata (D) İstatistiği
- c. Logaritmik Hata İstatistiği

B. Regresyon Analizi

Çalışmada, modellerin sapmasızlıklarını test edebilmek için aşağıdaki regresyon denklemi oluşturulmuştur. Her bir modelle bulunan tahmini varyans değeri ile gerçekleşen varyans değeri için ayrı ayrı denklemler oluşturulmuş ve bu denklemlerin katsayılarına ve belirlilik katsayısına bakılarak yorumlar yapılmıştır.

$$\sigma_t^2 = \alpha + \beta \hat{\sigma}_t^2 + v_t \quad \text{Denklem 89}$$

Denklemden, eğer $\alpha = 0$ ve $\beta = 1$ ise, o zaman tahminin sapmasız olduğu söylenir. Sapmasız bir tahminde $\text{Var}(v_t)$ küçük ve R^2 %100'e yakın olmalıdır.

5.1.4. Araştırmanın Bulguları ve Bulguların Değerlendirilmesi

Varyans tahminleme sürecinde anlamlılığı araştırılan değişkenlik modellerinin performans sonuçları anlatılmadan önce, Endeks'in getirilerinin ve varyanslarının 1991-2004 döneminde araştırmada kullanılan kesitler için tanımsal istatistiklerine yer verilmiştir.

Daha sonra araştırmanın bulguları sırasıyla simetrik hata istatistikleri, asimetrik hata istatistikler ve regresyon analizi sonuçlarına göre anlatılmıştır. Hata istatistiklerinin, değerlendirmeye alınan modellerin ve zaman kesitlerinin sayılarının çokluğu nedeniyle tablolar, hata istatistiklerine göre bölünerek verilmiştir.

5.1.4.1. Veri Seti ile İlgili Tanımsal İstatistikler

Endeksin günlük getirilerinin 1991-2004 dönemi yıllık ve tüm dönem için hesaplanan tanımsal istatistikleri Tablo 29’da izlenebilir.* Tabloda varyans değerleri standart sapmaya çevrilmiştir.

Tablo 29

İMKB Ulusal-100 Endeksi Günlük Getirilerinin 1991-2004 Döneminde Yıl ve Tüm Dönem Bazında Tanımsal İstatistikleri

Yıllar	Ortalama Günlük Getiri	Standart Sapma	En Düşük	En Yüksek	Basıklık	Çarpıklık
1991	0,001375	0,034873	-0,107444	0,098177	3,893731	0,402244
1992	-0,000309	0,022491	-0,100654	0,087918	5,491655	-0,065663
1993	0,006633	0,026428	-0,110382	0,099581	4,341630	-0,077311
1994	0,000889	0,036641	-0,110972	0,085153	3,234201	-0,196720
1995	0,001877	0,025555	-0,095495	0,081880	4,235507	-0,478806
1996	0,003752	0,020624	-0,048470	0,095092	4,530143	0,612135
1997	0,004956	0,030082	-0,118621	0,122680	5,948570	-0,298670
1998	-0,001444	0,040459	-0,161669	0,156424	5,180467	-0,251733
1999	0,007265	0,033542	-0,109642	0,118552	4,196714	0,125327
2000	-0,002534	0,036795	-0,103701	0,177736	6,666860	0,780768
2001	0,001521	0,039332	-0,199785	0,126858	6,429811	-0,524572
2002	-0,001218	0,027643	-0,073786	0,117940	4,573852	0,590369
2003	0,002301	0,025665	-0,133408	0,109615	9,121697	-0,502348
2004	0,001071	0,017700	-0,045838	0,057040	3,192193	-0,081700
Tüm Dönem	0,001928	0,030830	-0,199785	0,177736	6,116303	-0,030426

Günlük getirilerin ortalaması sıfırdır. İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi için de araştırma döneminde günlük logaritmik getirilerin ortalaması sıfıra yakın çıkmıştır.

* Bölüm 5.1.3.1.’de de bahsedildiği gibi, bu tanımsal istatistik çalışmasında varyans hesabı, iki yöntemin birbirine çok yakın sonuçlar verdiğini, dolayısıyla birbirinin yerine kullanılabileceğini göstermek amacıyla iki şekilde yapılmıştır. Tüm dönem için standart sapma, ortalama getirinin karesi ile hesaplandığında 0,030886 olarak bulunmaktadır. Bu sonuç, standart sapma ortalama getiriden sapmaların karesi ile hesaplandığında bulunan değer ile oldukça benzer çıkmıştır.

Tüm dönem ele alındığında günlük getiri sıfıra yakın bulunmuştur (0,001928). 1992, 1998, 2000 ve 2002 yıllarında ise getiri negatiftir. En düşük günlük getiri 2001 yılında gerçekleşirken, en yüksek günlük getiri 2000 yılında elde edilmiştir.

Bir başka analiz konusu getiri verilerinin normal dağılıma uyup uymadığının incelenmesidir. Normal dağılımın basıklık değeri 3 olmalıdır. Çalışmanın kapsadığı dönemlerde 3'e yakın bazı değerlerin olduğu yıllar bulunsa da, çoğunlukla ve tüm dönem için getirilerin normal dağıldığını söylemek mümkün değildir. Normal dağılıma en yakın olan seneler 1994 ve 2004 seneleridir.

Ayrıca normallik testlerinden olan Jarque-Bera testi sonuçları da aşağıda Tablo 30'da yer almaktadır:

Tablo 30

İMKB Ulusal-100 Endeksi Günlük Getirilerinin 1991-2004 Döneminde Yıl ve Tüm Dönem Bazında Jarque-Bera İstatistikleri

Yıllar	Jarque-Bera Test İstatistiği	Olasılık (p)
1991	14,82104	0,000605
1992	64,84988	0,000000
1993	18,61878	0,000091
1994	2,201279	0,332658
1995	25,35129	0,000003
1996	39,36178	0,000000
1997	94,65711	0,000000
1998	51,53978	0,000000
1999	14,63808	0,000663
2000	161,4899	0,000000
2001	132,3952	0,000000
2002	40,48581	0,000000
2003	392,8635	0,000000
2004	0,657586	0,719792
Tüm Dönem	1.404,229	0,000000

Tablo 30'da Jarque-Bera istatistik değerlerinin de gösterdiği gibi tüm dönem günlük getirileri normal dağılmamaktadır. Jarque-Bera olasılık yüzdeleri, 2004 ve 1994 senelerini normal dağılıma en uygun seneler olarak göstermektedir. Birinci Bölüm'de Tablo 4'teki değerlerin yorumlarında da anlatıldığı gibi, gelişmekte olan piyasalarda olduğu kadar gelişmiş piyasalarda da hisse senedi getirileri normal dağılıma uymamaktadır. Ayrıca Üçüncü Bölüm'de gelişmekte olan piyasaların getiri

serilerinin incelendiği çalışmaların da aktardığı gibi, getiriler leptokörtik ve çarpıktırlar. Normal dağılmayan getiri yapısına sahip bu gelişmekte olan ülkelerden bazıları Arjantin, Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika, Peru, Venezüella ve Yunanistan'dır. Keza finansal zaman serilerinin büyük bir çoğunluğu normal dağılıma uymamaktadır. Bunun yanında bilimsel çalışmalar serilerin normal dağıldıklarını varsayarak yapılmaktadır.¹⁰ Dolayısıyla bu çalışmada üzerinde durulan zaman serilerinin normal dağılıma uymaması, çalışmanın sonuçlarının güvenilirliğini bozacak bir nitelik taşımamaktadır. Yalnızca normal dağılıma uymayan serilerle çalışıldığının bilinmesi açısından önemlidir.

Günlük getirilerin tanımsal istatistiklerini bu şekilde inceledikten sonra haftalık, 10-günlük, 1-aylık ve 3-aylık getirilerin tanımsal istatistiklerine de bakmak endeksi tanımak açısından fayda sağlayacaktır. Aşağıda Tablo 31'de haftalık, 10-günlük, 1-aylık ve 3-aylık getirilerin tanımsal istatistiklerinin yanı sıra günlük getirilerin istatistikleri de tekrar verilmiştir. Bu analizde ayrıntıya girilmeden tüm dönem ele alınmış, yıllık değerler hesaplanmamıştır. Yukarıda Denklem 74 ile verilen logaritmik getiri formülü kullanılarak 3.469 adet günlük getiri, 717 adet haftalık getiri, 362 adet 10-günlük getiri, 168 adet aylık getiri ve 56 adet 3-aylık getiri hesaplanmıştır. Günlük getiri hesaplarırken, daha önce de bahsedildiği gibi bir gün öncenin kapanış fiyatıyla bir gün sonranın kapanış fiyatı kullanılmıştır. Haftalık getiri hesaplarırken ise, Cuma günü kapanış fiyatı ile bir sonraki Cuma günü kapanış fiyatı hesaba katılmıştır. 10-günlük getiri için de aynı şekilde hesaplama yapılmıştır. Aylık ve 3-aylık getirilerdeyse takvim ayı usulüne göre hesaplama yapılmıştır.

¹⁰ Tsay, a.g.e., s.11

Tablo 31

İMKB Ulusal-100 Endeksi Günlük, Haftalık, 10-Günlük, 1-Aylık ve 3-Aylık Getirilerinin 1991-2004 Döneminde Tüm Dönem Bazında Tanımsal İstatistikleri

	Günlük	Haftalık	10-Günlük	Aylık	3-Aylık
Veri Sayısı	3.469	717	362	168	56
Ortalama Getiri	0,001928	0,009380	0,018438	0,039784	0,119402
Standart Sapma	0,030830	0,072150	0,103876	0,160119	0,284945
En Düşük	-0,199785	-0,339782	-0,434535	-0,494856	-0,592997
En Yüksek	0,177736	0,329512	0,392118	0,586585	0,918330
Basıklık	6,116303	5,493073	4,580250	4,170646	3,137742
Çarpıklık	-0,030426	-0,087870	0,062311	0,131364	0,119517
Jarque-Bera	1.404,29	186,6081	37,90022	10,07607	0,17759
Olasılık	0,000000	0,000000	0,000000	0,006486	0,915033

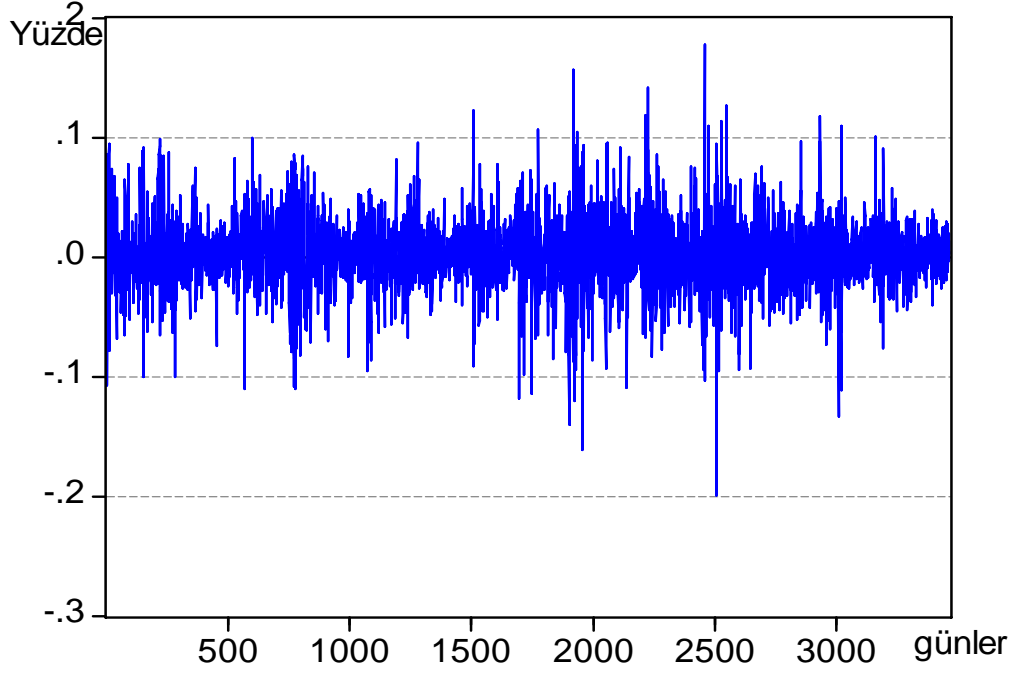
Endeksin 1991-2004 döneminde ortalama günlük getirisi sıfıra yakındır. Endeks haftada yaklaşık % 1 kazandırırken, 10 günde % 1,8, bir ayda yaklaşık % 4, 3 ayda ise % 12 kazandırmıştır. Standart sapma ise günlük getiride % 3 iken, 3-aylık getiride % 28'e dek çıkmıştır. Araştırma döneminde en düşük günlük getiri 21 Şubat 2001 tarihinde gerçekleşmiştir. En düşük haftalık getiri 24-28 Ocak 1994 haftasında, en düşük 10-günlük getiri 17-28 Ocak 1994 döneminde, en düşük aylık getiri 1998 yılının Ağustos ayında ve en düşük 3-aylık getiri ise 1998 yılının Temmuz-Eylül döneminde gerçekleşmiştir. En yüksek getirilere baktığımızdaysa, 5 Aralık 2000 tarihinde en yüksek günlük getiri oluşmuştur. 14-18 Şubat 1994 haftasında en yüksek haftalık getiri, 1999 yılının Aralık ayında en yüksek aylık getiri ve yine 1999 yılının Ekim-Aralık döneminde en yüksek 3-aylık getiri gerçekleşmiştir.

Standart sapma değerleri de (bu değerler tüm getiri serisinin standart sapma değeri hesaplanarak bulunmuştur) ortalama getiri değerleri gibi vade uzadıkça artmaktadır.

Basıklık değerlerine baktığımızda, kesit süresi uzadıkça getirilerin dağılımının normale yaklaştığı görülmektedir. 3-aylık getirilerde normal dağılımın basıklık değeri olan 3'e oldukça yakın bir değer bulunmaktadır. Bu bulguyu Jarque-Bera istatistiği olasılık değerleri de teyit etmektedir.

Dağılımın simetrik olup olmadığını gösteren çarpıklık değeri ise, analizimizde günlük getirilerin en simetrik veri seti, 3-aylıkların ise asimetrisi en yüksek seri olduğunu söylemektedir.

Yukarıda Tablo 29'dan yararlanılarak anlatılan İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi günlük getiri özellikleri, aşağıda günlük getirilere ait grafik yardımıyla da izlenebilir:



Grafik 16

İMKB Ulusal-100 Endeksi Günlük Getirilerinin 1991-2004 Dönemi Grafiği

Grafik 16'nın da gösterdiği gibi günlük getiriler sıfır etrafında yoğunlaşmaktadır. Yatay eksendeki değerler günleri (gözlem sayısını) göstermektedir.

Endeksin getirilerini inceledikten sonra, gerçekleşen varyans değerlerinin tanımsal istatistikleri 1991-2004 dönemi tüm dönem için haftalık, 10-günlük, aylık ve 3-aylık bazda Tablo 32'de izlenebilir. Daha önce de belirtildiği gibi gün-içi verilere ulaşmanın zorluğu nedeniyle günlük varyans değerleri hesaplanamamıştır.

Tablo 32

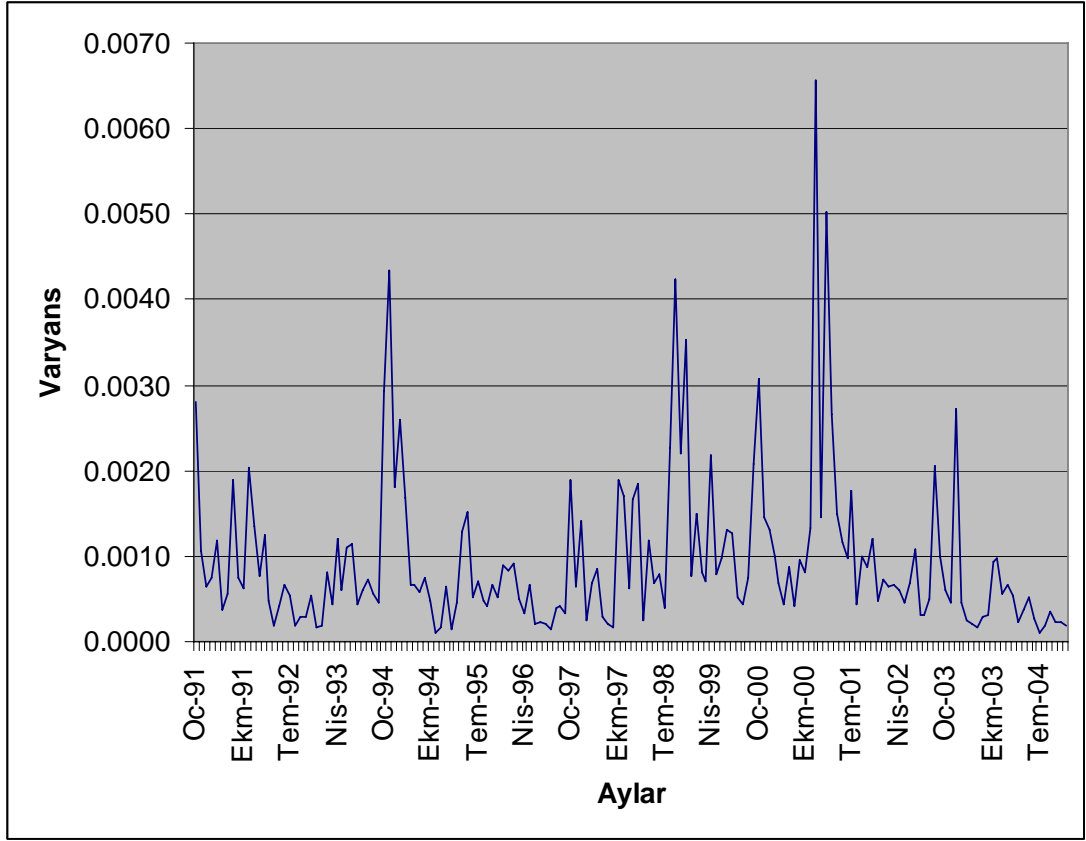
İMKB Ulusal-100 Endeksi Haftalık, 10-Günlük, 1-Aylık ve 3-Aylık Gerçekleşen Varyans Değerlerinin 1991-2004 Döneminde Tüm Dönem Bazında Tanımsal İstatistikleri

	Haftalık	10-Günlük	1-Aylık	3-Aylık
Veri Sayısı	717	362	168	56
Ortalama	0,000928	0,000941	0,000954	0,000951
Standart Sapma	0,001464	0,001196	0,000931	0,000658
En Düşük	0,000008	0,000049	0,000107	0,000207
En Yüksek	0,018087	0,011650	0,006560	0,002954
Basıklık	56,421460	32,030930	13,335990	4,745189
Çarpıklık	5,928483	4,521574	2,776652	1,399454
Jarque-Bera	89.458,8900	13.945,650	963,703000	25,385650
Olasılık	0,000000	0,000000	0,000000	0,000003

Yukarıda Denklem 75 ile verilen gerçekleşen varyans formülü kullanılarak 717 adet haftalık varyans, 362 adet 10-günlük varyans, 168 adet 1-aylık varyans ve 56 adet 3-aylık varyans hesaplanmıştır. Daha önce Bölüm 5.1.3.1.'de de açıklandığı gibi, bu tablodaki ortalama varyans değerleri, örneğin haftalık varyans için, beş günün getirisinin varyansı bulunarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla bir ortalama değeridir ve süre uzadıkça bu değerde önemli bir artış olmamaktadır.

Basıklık ve Jarque-Bera istatistikleri, varyansın da getiri gibi normal dağılıma uymadığını söylemektedir. Getiri serilerinde olduğu gibi varyans serilerinde de kesitsel dönem uzadıkça veri seti normal dağılıma yaklaşmaktadır.

Yukarıda Tablo 32'den yararlanılarak anlatılan endeks varyans özellikleri, aşağıda 1-aylık varyans değerlerine ait grafik yardımıyla da izlenebilir.



Grafik 17

İMKB Ulusal-100 Endeksi 1-Aylık Varyans Değerlerinin 1991-2004 Dönemi Grafiği

Hatırlanacağı gibi, Birinci Bölüm'ün 1.1.3. Finansal Varlık Değişkenliği alt başkanlığında değişkenliğin özelliklerinden bahsedilmiştir. İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi'nin 1-aylık değişkenlik grafiği de bu özelliklere uygun bir yapı sergilemektedir. Grafik 17'de ilk olarak dikkati çeken değişkenlik kümeleri bulunmasıdır. Başka bir deyişle, fiyatlarda meydana gelen yüksek değişimleri yine yüksek değişimler, düşük değişimleri ise düşük değişimler takip etmektedir. İkinci olarak, değişkenlik sıçramalarının nadiren oluştuğu görülmektedir. Bu sıçramalardan en büyüğü 2001 yılının başlarında olmuştur.

5.1.4.2. Araştırmanın Bulguları

Araştırmanın bulguları, Dönem I ve Dönem II için ayrı ayrı olmak üzere, sırasıyla simetrik hata istatistikleri, asimetric hata istatistikler ve regresyon analizi

sonuçlarına göre anlatılmıştır. Dönem II'ye ait en iyi model veya modellerin tespit edilmeye çalışılmasının nedeni, değişkenliği belirleyen faktörlerin incelendiği Dördüncü Bölüm'de, yabancı yatırımcı sahiplik oranlarına ait verilere 1996 yılının Mayıs ayından itibaren ulaşılabilir olması nedeniyle, Dönem I ve Dönem II olmak üzere iki ayrı dönem için araştırma yapılmış olmasıdır. Özellikle regresyon analizleri sonucunda Dönem II'ye ait bir modelin geçerlilik bulması nedeniyle, çalışmanın bu bölümünde de Dönem II için en iyi modelin belirlenmesi gerekli olmuştur. Çünkü Beşinci Bölüm'ün ikinci kısmında değişkenliği açıklayan modelin bağımsız değişkenleri arasına bu dönemdeki en iyi model/modellerle hesaplanmış varyans değerleri de konulacak ve bu değerlerin modelin açıklama gücünü artırıp arttırmadığı irdelenecektir. Burada belirtilmesi gereken önemli bir nokta, Dönem II'de en iyi model/modeller ile hesaplanan varyans değerleri Beşinci Bölüm'ün ikinci alt bölümünde makroekonomik değişkenlerle birlikte regresyon denklemine gireceği için ve regresyon analizleri aylık değerler ile yapıldığı için, Dönem II'ye ait yalnızca aylık varyans performansları ölçülmüştür. Haftalık, 10-günlük ve 3-aylık performanslar üzerinde durulmamıştır.

5.1.4.2.1. Dönem I'e Ait Bulgular

Dördüncü Bölüm'de de anlatıldığı gibi, yabancı yatırımcı sahiplik oranlarına ait verilerin 1996 yılının Mayıs ayından itibaren ulaşılabilir olması nedeniyle analizler iki ayrı dönem için yapılmıştır. Öncelikle tahmin modellerinin performansları Ocak 1991- Aralık 2004 olarak belirlenen Dönem I için ölçülmüştür. Aşağıda bu döneme ait sonuçlar yer almaktadır.

5.1.4.2.1.1. Simetrik Hata İstatistikleri Bulguları

Çalışmanın bulgularının yer aldığı tablolara geçmeden önce Üstel Düzgünleştirme ve Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modelleri için hesaplanan parametre değerlerinin yer aldığı Tablo 33 aşağıda yer almaktadır.

Tablo 33

Dönem I için Üstel Düzgünleştirme ve Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modellerine Ait Parametreler

Model/Kesit	Haftalık	10-Günlük	Aylık	3-Aylık
Üstel Düzgünleş.	0,1020	0,06	0,206	0,264
Üst.Ağr.Har.Ort.4	0,95	0,89	0,90	0,76
Üst.Ağr.Har.Ort.6	0,96	0	0,90	0,71
Üst.Ağr.Har.Ort.8	0,96	0	0,89	0,59
Üst.Ağr.Har.Ort.12	0	0,94	0	0

Aşağıda ilk olarak haftalık varyans için simetrik hata istatistik değerlerine göre sonuçların verildiği Tablo 34 ve Tablo 35 yer almaktadır. İlk 16 model koşulsuz değişkenlik modelidir. Diğer dört model ise koşullu modellerdir.

Tablo 34

Haftalık Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları I

Modeller/İstatistikler	OH	OMH	Sıralama
Rassal Yürüyüş	0,0000017	0,0010104	19
Tarihsel Ort.	-0,0001592	0,0009064	12
Hareketli Ort.(4)	0,0000027	0,0009184	15
Hareketli Ort.(6)	0,0000047	0,0009047	11
Hareketli Ort.(8)	0,0000071	0,0008912	9
Hareketli Ort.(12)	0,0000158	0,0008993	10
Ağr. Hareketli Ort.(4)	0,0000026	0,0009119	14
Ağr. Hareketli Ort.(6)	0,0000042	0,0008982	8
Ağr. Hareketli Ort.(8)	0,0000060	0,0008843	7
Ağr.Hareketli Ort.(12)	0,0000115	0,0008833	6
Üstel Düzgünleştirme	0,0000384	0,0008806	5
Üstel Ağr.Har. Ort.(4)	0,0000228	0,0009095	13
Üstel Ağr.Har. Ort.(6)	0,0000277	0,0009220	16
Üstel Ağr.Har. Ort.(8)	0,0000298	0,0009278	17
ÜstelAğr.Har.Ort.(12)	0,0000158	0,0008993	10
Basit Regresyon	-0,0000257	0,0009285	18
ARCH	-0,0000260	0,0008778	4
GARCH	-0,0000149	0,0008528	3
TARCH	-0,0000118	0,0008529	2
EGARCH	-0,0000759	0,0008181	1

Ortalama Hata istatistiği daha ziyade düşük ve yüksek tahminleme hakkında genel bir bilgi vermektedir. Bu çalışmanın bulgularına göreyse, koşulsuz değişkenlik modellerinden Tarihsel Ortalama ve Basit Regresyon modelleri ve koşullu değişkenlik modellerinin tamamı haftalık varyansı gerçek değerinin altında tahmin

etmektedirler. Diğer modeller, başka bir ifadeyle Hareketli Ortalama, Ağırlıklı Hareketli Ortalama, Üstel Düzgünleştirme, Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama ve Rassal Yürüyüş modelleri haftalık varyansı gerçek değerinde bir değer olarak tahminlemektedirler.

Ortalama Mutlak Hata istatistiğine genel olarak bakıldığında, koşullu değişkenlik modellerinin en düşük değerleri verdiği rahatlıkla söylenebilir. Bu hata istatistiğine göre en iyi model EGARCH'tır. Daha sonra en iyi modeller sırasıyla TARCH, GARCH, ARCH ve Üstel Düzgünleştirme'dir. En kötü modelse Rassal Yürüyüş Modeli'dir. Basit Regresyon Modeli de Rassal Yürüyüş'ten sonraki en kötü modeldir. En iyi model olan EGARCH'ın en kötü model olan Rassal Yürüyüş modeline göre performansı % 19 daha iyidir. EGARCH, en iyi ikinci model olan TARCH'dan ise % 3,4 daha iyi performans sergilemiştir. Üçüncü en iyi model olan GARCH, en kötü modelden % 15,6 daha iyidir. ARCH ise Rassal Yürüyüş'ten % 13,1 daha iyi performans sergilemiştir.

Tablo 35
Haftalık Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları II

Modeller/İstatistikler	OHK	KOHK	Sıralama	OMHY	Sıralama
Rassal Yürüyüş	0,00000513	0,0022648	19	1,7244529	1
Tarihsel Ort.	0,00000341	0,0018470	14	2,8712656	19
Hareketli Ort.(4)	0,00000355	0,0018844	18	2,0721174	4
Hareketli Ort.(6)	0,00000352	0,0018762	16	2,1896547	11
Hareketli Ort.(8)	0,00000338	0,0018379	13	2,1503106	8
Hareketli Ort.(12)	0,00000324	0,0017988	7	2,2403777	12
Ağr. Hareketli Ort.(4)	0,00000354	0,0018803	17	2,0356840	2
Ağr. Hareketli Ort.(6)	0,00000347	0,0018617	15	2,1306403	6
Ağr. Hareketli Ort.(8)	0,00000333	0,0018260	11	2,1077812	5
Ağr.Hareketli Ort.(12)	0,00000321	0,0017911	5	2,1660800	10
Üstel Düzgünleştirme	0,00000317	0,0017800	4	2,3370943	14
Üstel Ağr.Har. Ort.(4)	0,00000326	0,0018043	8	2,6019851	15
Üstel Ağr.Har. Ort.(6)	0,00000328	0,0018104	9	2,7053217	16
Üstel Ağr.Har. Ort.(8)	0,00000329	0,0018138	10	2,7305452	17
ÜstelAğr.Har.Ort.(12)	0,00000324	0,0017988	7	2,2403777	12
Basit Regresyon	0,00000334	0,0018281	12	2,8695102	18
ARCH	0,00000323	0,0017983	6	2,3057247	13
GARCH	0,00000313	0,0017689	3	2,1342458	7
TARCH	0,00000312	0,0017662	2	2,1594472	9
EGARCH	0,00000296	0,0017217	1	2,0438971	3

Daha önce de belirtildiği gibi Karekök Ortalama Hata Karesi, Ortalama Hata Karesi istatistiğinin bir türevidir. Fakat her iki istatistiğin sonuçlarının benzer çıktığını göstermek amacıyla, tablolarda bu iki istatistiğe birden yer verilmiştir. OHK ve KOHK istatistiklerine göre en iyi model EGARCH modelidir. Daha sonra en iyi modeller sırasıyla TARCH, GARCH ve Üstel Düzgünleştirme'dir. En kötü modelse Rassal Yürüyüş Modeli'dir. Hareketli Ortalama (4) Modeli de Rassal Yürüyüş'ten sonraki en kötü modeldir. En iyi model olan EGARCH'ın en kötü model olan Rassal Yürüyüş Modeli'ne göre performansı % 24 daha iyidir. EGARCH, en iyi ikinci model olan TARCH'dan ise % 2 daha iyi performans sergilemiştir. Üçüncü en iyi model olan GARCH, en kötü modelden % 21,9 daha iyidir. Üstel Düzgünleştirme ise Rassal Yürüyüş'ten % 21,4 daha iyi performans sergilemiştir.

Bu noktada EGARCH ve TARCH ile ilgili önemli bir açıklamayı yapmak bir zorunluluktur. Her ne kadar bu çalışmada bu modeller kullanılarak tahmin yapılmış olsa da aslında test sonuçları, kullanılan veri seti için asimetrik haber bilgisi etkisinden söz edilemeyeceğini göstermektedir. Bu çalışmada kullanılan veri setinin hem kestirim dönemine hem de kestirim ve tahmin dönemlerinin tamamına EGARCH uygulanmıştır. Bu çalışmayı gösteren E-Views test sonuç tabloları aşağıda yer almaktadır (Tablo 36 ve Tablo 37). Tablodan da görülebileceği gibi EGARCH modelinin olasılık değeri, asimetrik haber etkisinin bu piyasada geçerli olmadığını göstermektedir. Aynı sonuçlar TARCH modeli için de bulunmuştur.

Tablo 36

Tüm Döneme Uygulanan EGARCH Modeli Sonuç Tablosu

	Katsayı	Standart Hata	z-istatistiği	Olasılık
C	-0,44	0,04	-10,3423441	0,00000000
RES /SQR[GARCH](1)	0,24	0,01	16,6306095	0,00000000
RES/SQR[GARCH](1)	0,00	0,01	-0,4675021	0,64014069
EGARCH(1)	0,96	0,01	184,5647141	0,00000000

Tablo 37

Kestirim Dönemine Uygulanan EGARCH Modeli Sonuç Tablosu

	Katsayı	Standart Hata	z-istatistiği	Olasılık
C	-0,50499219	0,073463	-6,87414	6,24E-12
RES /SQR[GARCH](1)	0,22786145	0,02416	9,431381	4,05E-21
RES/SQR[GARCH](1)	0,02217338	0,00968	2,290537	0,02199023
EGARCH(1)	0,95467012	0,008986	106,2413	0

Her iki döneme ait tabloda da γ_i katsayısı pozitifdir. Buradan da EGARCH modelinin geçerli olmadığı anlaşılmaktadır.

Aynı bulguya Balaban, 1999 tarihli çalışmasında da rastlamıştır.¹¹ Fakat geçmişte bu etkinin olmamasının gelecekte olmayacak anlamı taşımadığını, dolayısıyla tahminlerde EGARCH modelinin de kullanılabileceğini vurgulamıştır. Bu çalışmada da aynı nedenle EGARCH sonuçlarına yer verilmiştir. Fakat Türk Sermaye Piyasası için yapılmış diğer birçok çalışmada da asimetrik haber etkisi bulunamadığı için¹², EGARCH'ın güvenilirliğine ihtiyatla yaklaşılması gerektiği düşünülmektedir.

Tablo 35'te Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi istatistiğine genel olarak bakıldığında, koşullu değişkenlik modellerinin koşulsuzlara göre üstünlüklerinin ortadan kalktığı görülmektedir. Yalnızca EGARCH Modeli iyi performansını sürdürmeye devam etmektedir. Diğer hata istatistiklerinde en kötü model olarak bulunan Rassal Yürüyüş Modeli, bu hata istatistiğine göre en iyi modeldir. Daha sonra en iyi modeller sırasıyla Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), EGARCH ve Hareketli Ortalama (4)'dir. En kötü modelse Tarihsel Ortalama Modeli'dir. Basit Regresyon Modeli de Tarihsel Ortalama'dan sonraki en kötü modeldir. En iyi model olan Rassal Yürüyüş'ün, en kötü model olan Tarihsel Ortalama Modeli'ne göre performansı % 39,9 daha iyidir. Rassal Yürüyüş, en iyi ikinci model olan Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4)'dan ise % 10,8 daha iyi performans sergilemiştir. Üçüncü en iyi model olan EGARCH, en kötü modelden % 28,8 daha iyidir. Hareketli Ortalama (4) ise Tarihsel Ortalama'dan % 27,8 daha iyi performans sergilemiştir.

¹¹ Balaban, age, s.124

¹² Yavan ve Aybar, a.g.e., s.45

Tablo 34 ve Tablo 35'te yer alan sonuç değerlerine bakarak vurgulanması gereken iki önemli nokta bulunmaktadır:

1. OMH ve OHK (ve türevi KOHK) hemen hemen benzer sonuçları vermektedirler: Koşullu değişkenlik modelleri üstün modeller olarak bulunmaktadır. En kötü modellerse Rassal Yürüyüş başta olmak üzere Basit Regresyon ve bazı Hareketli Ortalama ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama modelleridir. Bölüm 2.4.'te hata istatistiklerinin karşılaştırıldığı alt başlıklarda anlatıldığı üzere, OMH ve OHK'nın çelişen sonuçlar verdiği durumlar olmaktadır. Eğer tahmin serilerinden birisi büyük hata değerleri barındırıyorsa, OHK bu serinin seçilmemesi gerektiğini söylerken, OMH bu serinin lehine karar verebiliyordu. Bu çalışmada bu şekilde çelişen bir sonuç çıkmamıştır. Dolayısıyla örneğin OHK'da en kötü model olarak çıkan Rassal Yürüyüş Modeli'nde hata değerlerinin büyük bir kısmı mutlak olarak da oldukça yüksektir ve OMH istatistiği de OHK gibi Rassal Modeli en kötü model olarak seçmektedir.

2. OMHY, OMH ve OHK (ve türevi KOHK) istatistikleri ile çelişen sonuçlar vermektedir: Rassal Yürüyüş OMH ve OHK istatistiklerine göre en kötü performans sergileyen model olarak çıkarken, OMHY istatistiği Rassal Yürüyüş Modeli'ni en iyi performansa sahip model olarak nitelendirmektedir. Benzer şekilde Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) Modeli, OMH ve OHK'ya göre kötü modellerden birisi olarak çıkarken, OMHY bu modeli en iyi ikinci model olarak seçmektedir. Üstel Düzgünleştirme Modeli OMH ve OHK'ya göre en iyi modellerden çıkarken, OMHY'ne göre en kötü modeller arasında yer almaktadır. Bu çelişkili durum nereden kaynaklanmaktadır? Ek 1'de hata istatistiklerinin karşılaştırıldığı alt başlıklarda anlatıldığı üzere, gerçekleşen değerlerin yer aldığı veri setinin içinde aşırı değerler olduğu zaman istatistiklerin birbirleriyle çelişen sonuçlar verebileceği vurgulanmıştı.

Bu çalışmada da gerçekleşen varyans serisi incelenmiştir ve serinin içinde aşırı değerler olduğu tespit edilmiştir.* Aşırı değerlerin sonuçları gerçekten etkileyip etkilemediğini tespit edebilmek amacıyla gerçekleşen varyans serisi üzerinde değişiklikler yapılmış, aşırı değerler değiştirilmiştir. Daha sonra Rassal Yürüyüş ve

* Bkz.: Ek 6

Üstel Düzgünleştirme modellerine göre tahmin serileri yeniden oluşturulmuş ve hata istatistikleri yeniden hesaplanmıştır. Bu kez her iki istatistiğe göre de (OMH ve OMHY), Rassal Yürüyüş Modeli Üstel Düzgünleştirme'den daha kötü performans sergilemiştir. Bir başka deyişle, Rassal Yürüyüş Modeli OMHY'de üstünlüğünü kaybetmiştir.* Aşırı değerlerin olmadığı serilerde hangi modelin daha iyi tahminleme yaptığı hata istatistiğine göre değişmeyecektir ve seçim yapmak kolaydır. Fakat bu çalışmanın veri seti gibi aşırı değerler barındıran serilerde hata istatistikleri farklı modelleri seçeceklerdir. Bu durumda hangi istatistiğe göre seçim yapılacaktır?

Hataların kendilerinin ve mutlak değerlerinin yüksek olması tercih edilmeyen bir durumsa, o zaman OHK ve OMH kriterlerine göre seçim yapılacaktır. Bu çalışmada koşullu değişkenlik modelleri seçilmesi gereken modellerken, Rassal Yürüyüş Modeli çok yüksek tutarlarda hata barındırdığı için kesinlikle tercih edilmemelidir. Eğer hataların kendilerinin veya mutlak değerlerinin yüksek olması önemli değilse, o zaman da OMHY'ye göre seçim yapılacaktır. Bu çalışmada Rassal Yürüyüş Modeli ilk olarak seçilmesi gereken modelken, koşullu değişkenlik modelleri seçimde daha arka sıralara düşmektedirler.

10-günlük varyans için sonuç tablolarında (Tablo 38 ve Tablo 39) simetrik hata istatistik değerleri yer almaktadır.

* Bkz.: Ek 7

Tablo 38

10-Günlük Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları I

Modeller/İstatistikler	OH	OMH	Sıralama
Rassal Yürüyüş	0,0000021	0,0009103	18
Tarihsel Ort.	-0,0001184	0,0007766	10
Hareketli Ort.(4)	0,0000108	0,0007720	7
Hareketli Ort.(6)	0,0000200	0,0007425	3
Hareketli Ort.(8)	0,0000246	0,0007603	6
Hareketli Ort.(12)	0,0000290	0,0007806	12
Ağr. Hareketli Ort.(4)	0,0000099	0,0007724	8
Ağr. Hareketli Ort.(6)	0,0000175	0,0007419	1
Ağr. Hareketli Ort.(8)	0,0000212	0,0007502	4
Ağr.Hareketli Ort.(12)	0,0000246	0,0007519	5
Üstel Düzgünleştirme	0,0001114	0,0007791	11
Üstel Ağr.Har. Ort.(4)	0,0000174	0,0007743	9
Üstel Ağr.Har. Ort.(6)	0,0000200	0,0007425	3
Üstel Ağr.Har. Ort.(8)	0,0000246	0,0007603	6
ÜstelAğr.Har.Ort.(12)	0,0000301	0,0008269	17
Basit Regresyon	0,0000178	0,0008180	15
ARCH(6)	0,0000073	0,0008218	16
GARCH(1,1)	0,0000238	0,0007929	13
TARCH(1,1)	0,0000301	0,0007995	14
EGARCH(1,1)	-0,0000505	0,0007422	2

10-günlük varyansta Tarihsel Ortalama Modeli ve EGARCH varyansı gerçekleşen değer altında tahmin etmişlerdir. Diğer tüm modeller gerçekleşen varyansın üzerinde tahminleme yapmıştır.

OMH istatistiğine göre, 10-günlük varyans tahminlemede koşullu değişkenlik modellerinin genel olarak performanslarının oldukça düştüğünü söylemek mümkündür. Yalnızca EGARCH modeli en iyi ikinci model olarak performansını korumaktadır. Bu istatistiğe göre en iyi tahminleme yapan model Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6)'dır. Daha sonra sırasıyla EGARCH, Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6) ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama (8) gelmektedir. En kötü model Rassal Yürüyüş Modeli'dir. Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (12) en kötü ikinci model olarak bulunmuştur. En iyi model olan Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6)'nın en kötü model olan Rassal Yürüyüş Modeli'ne göre performansı % 18.5 daha iyidir Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6), en iyi ikinci model olan EGARCH'dan yalnızca % 0,02 daha iyi performans sergilemiştir. Üçüncü en iyi model olan Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6), en kötü modelden % 18,4 daha iyidir. Ağırlıklı Hareketli Ortalama (8) ise Rassal Yürüyüş'ten % 17,6 daha iyi performans sergilemiştir. 10-günlük

varyansta en iyi üç modelin birbirlerine oldukça yakın performanslar gösterdiklerini söylemek yanlış olmayacaktır.

Tablo 39

10-Günlük Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuç II

Modeller/İstatistikler	OHK	KOHK	Sıralama	OMHY	Sıralama
Rassal Yürüyüş	0,00000348	0,0018653	18	0,9492897	1
Tarihsel Ort.	0,00000215	0,0014677	11	1,4697960	17
Hareketli Ort.(4)	0,00000227	0,0015070	14	0,9873711	3
Hareketli Ort.(6)	0,00000206	0,0014339	2	1,0129839	5
Hareketli Ort.(8)	0,00000209	0,0014461	7	1,0640127	8
Hareketli Ort.(12)	0,00000214	0,0014638	10	1,1598947	12
Ağr. Hareketli Ort.(4)	0,00000226	0,0015045	13	0,9734392	2
Ağr. Hareketli Ort.(6)	0,00000206	0,0014356	4	0,9920275	4
Ağr. Hareketli Ort.(8)	0,00000207	0,0014377	5	1,0299106	7
Ağr.Hareketli Ort.(12)	0,00000207	0,0014383	6	1,0852729	9
Üstel Düzgünleştirme	0,00000199	0,0014104	1	1,3263157	15
Üstel Ağr.Har. Ort.(4)	0,00000206	0,0014343	3	1,1958835	13
Üstel Ağr.Har. Ort.(6)	0,00000206	0,0014339	2	1,0129839	5
Üstel Ağr.Har. Ort.(8)	0,00000209	0,0014461	7	1,0640127	8
Üstel Ağr.Har.Ort.(12)	0,00000213	0,0014596	9	1,3877448	16
Basit Regresyon	0,00000220	0,0014844	12	1,5384041	18
ARCH(6)	0,00000258	0,0016059	17	1,2775985	14
GARCH(1,1)	0,00000248	0,0015742	15	1,0927026	10
TARCH(1,1)	0,00000249	0,0015777	16	1,1085837	11
EGARCH(1,1)	0,00000210	0,0014502	8	1,0289385	6

OMH istatistiğinde olduğu gibi OHK ve KOHK istatistiklerinde de koşullu değişkenlik modellerinin genel olarak performanslarının oldukça düştüğünü söylemek mümkündür. Hatta EGARCH hariç diğer üç model en kötü üç model olarak bulunmuştur. Üstel Düzgünleştirme, OHK ve KOHK istatistiklerine göre en iyi modeldir. Daha sonra en iyi modeller sırasıyla Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6), Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6)'dır. En kötü modelse Rassal Yürüyüş Modeli'dir. ARCH da Rassal Yürüyüş'ten sonraki en kötü modeldir. En iyi model olan Üstel Düzgünleştirme'nin en kötü model olan Rassal Yürüyüş Modeli'ne göre performansı % 24,4 daha iyidir. Üstel Düzgünleştirme, en iyi ikinci model olan Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6)'dan % 1,6 daha iyi performans sergilemiştir. Üçüncü en iyi model olan Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), en kötü modelden % 23,1 daha iyidir. Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6) ise Rassal Yürüyüş'ten % 23 daha iyi performans sergilemiştir. Bu

hata istatistiğinde de en iyi üç model birbirlerine oldukça yakın performanslar göstermişlerdir.

OMHY istatistiğine genel olarak bakıldığında, koşullu değişkenlik modellerinin koşulsuzlara göre üstünlüklerinin olmadığı görülmektedir. Yalnızca EGARCH Modeli iyi performansını sürdürmeye devam etmektedir. Bu hata istatistiğine göre en iyi model Rassal Yürüyüş'tür. Daha sonra en iyi modeller sırasıyla Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), Hareketli Ortalama (4) ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6)'dır. En kötü modelse Basit Regresyon Modeli'dir. Tarihsel Ortalama Modeli, Basit Regresyon'dan sonraki en kötü modeldir. En iyi model olan Rassal Yürüyüş'ün en kötü model olan Basit Regresyon modeline göre performansı % 38,3 daha iyidir. Rassal Yürüyüş, en iyi ikinci model olan Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4)'dan ise % 1,6 daha iyi performans sergilemiştir. Üçüncü en iyi model olan Hareketli Ortalama (4), en kötü modelden % 35,8 daha iyidir. Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6) ise Basit Regresyon'dan % 35,5 daha iyi performans sergilemiştir.

Haftalık varyans performans sonuçlarında olduğu gibi, 10-günlük varyansta da Tablo 38 ve Tablo 39'da yer alan sonuç değerlerine bakarak vurgulanması gereken üç önemli nokta bulunmaktadır:

1. OMH ve OHK (ve türevi KOHK) haftalık varyans karşılaştırmasındaki gibi oldukça benzer sonuçlar vermeseler de, birbirleriyle çelişkili sonuçlar doğurmamışlardır. İki istatistik de Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli'ni üstün modeller arasında seçerken; Rassal Yürüyüş ve ARCH en kötü performansa sahip modellerdir.

2. OMHY, OMH ve OHK (ve türevi KOHK) istatistikleri ile çelişen sonuçlar vermektedir: Rassal Yürüyüş OMH ve OHK istatistiklerine göre en kötü performans sergileyen model olarak çıkarken, OMHY istatistiği Rassal Yürüyüş Modeli'ni en iyi performansa sahip model olarak nitelendirmektedir.

3. 10-günlük varyansın haftalık varyans ile benzeşen ve çelişen sonuçları ise aşağıdaki gibidir:

i) OMH istatistiğine göre, EGARCH her iki zaman kesitinde de en iyi modeller arasında, Rassal Yürüyüş ise en kötü model olarak çıkmıştır.

ii) KOHK istatistiğine göre, Rassal Yürüyüş Modeli her iki zaman kesitinde de en kötü modeldir. Haftalık varyansta TARARCH en iyi modeller arasındayken, 10-günlükte kötü modeller arasında yer almıştır.

iii) OMHY istatistiğine göre, Rassal Yürüyüş ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) her iki kesitte de en iyi iki modeldir. Basit Regresyon ve Tarihsel Ortalama modelleri ise her iki kesitte de en kötü iki modeldir.

1-aylık varyans için sonuç tablolarında (Tablo 40 ve Tablo 41) simetrik hata istatistik değerleri yer almaktadır.

Tablo 40

1-Aylık Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları I

Modeller/İstatistikler	OH	OMH	Sıralama
Rassal Yürüyüş	0,0000053	0,0007467	19
Tarihsel Ort.	-0,0001031	0,0006983	11
Hareketli Ort.(4)	0,0000279	0,0006751	4
Hareketli Ort.(6)	0,0000325	0,0007113	15
Hareketli Ort.(8)	0,0000371	0,0007024	13
Hareketli Ort.(12)	0,0000465	0,0007046	14
Ağr. Hareketli Ort.(4)	0,0000262	0,0006672	3
Ağr. Hareketli Ort.(6)	0,0000304	0,0006903	10
Ağr. Hareketli Ort.(8)	0,0000340	0,0006764	5
Ağr.Hareketli Ort.(12)	0,0000402	0,0006822	9
Üstel Düzgünleştirme	0,0000732	0,0006507	2
Üstel Ağr.Har. Ort.(4)	0,0000439	0,0007258	16
Üstel Ağr.Har. Ort.(6)	0,0000454	0,0007356	17
Üstel Ağr.Har. Ort.(8)	0,0000478	0,0007368	18
ÜstelAğr.Har.Ort.(12)	0,0000465	0,0007046	14
Basit Regresyon	0,0000218	0,0006985	12
ARCH(6)	-0,0000115	0,0006778	6
GARCH(1,1)	0,0000142	0,0006793	7
TARCH(1,1)	0,0000203	0,0006820	8
EGARCH(1,1)	-0,0000810	0,0006161	1

1-aylık varyansta Tarihsel Ortalama, ARCH ve EGARCH modelleri gerçekleştirilmesinin altında tahminleme yapmıştır.

OMH istatistiğine göre 1-aylık varyans tahminlemede koşullu değişkenlik modellerinin genel olarak performanslarının 10-günlük varyans tahminlemeye göre arttığını söylemek mümkündür. Bu hata istatistiğine göre en iyi model EGARCH'tır. Daha sonra en iyi modeller sırasıyla Üstel Düzgünleştirme, Ağırlıklı Hareketli

Ortalama (4) ve Hareketli Ortalama (4)'dir. En kötü modelse Rassal Yürüyüş Modeli'dir. Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (8) Modeli de Rassal Yürüyüş'ten sonraki en kötü modeldir. ARCH, GARCH ve TARARCH modelleri de iyi modeller arasında yer almaktadırlar. En iyi model olan EGARCH'ın en kötü model olan Rassal Yürüyüş Modeli'ne göre performansı % 17,5 daha iyidir. EGARCH, en iyi ikinci model olan Üstel Düzgünleştirme'den ise % 4,6 daha iyi performans sergilemiştir. Üçüncü en iyi model olan Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), en kötü modelden % 10,6 daha iyidir. Hareketli Ortalama (4) ise Rassal Yürüyüş'ten % 9,6 daha iyi performans sergilemiştir.

Tablo 41

1-Aylık Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları II

Modeller/İstatistikler	OHK	KOHK	Sıralama	OMHY	Sıralama
Rassal Yürüyüş	0,00000156	0,0012491	19	0,7652710	1
Tarihsel Ort.	0,00000121	0,0011018	16	1,0835483	19
Hareketli Ort.(4)	0,00000119	0,0010892	12	0,7919672	3
Hareketli Ort.(6)	0,00000126	0,0011230	18	0,8902112	9
Hareketli Ort.(8)	0,00000122	0,0011045	17	0,8959018	10
Hareketli Ort.(12)	0,00000114	0,0010690	7	0,9124423	11
Ağr. Hareketli Ort.(4)	0,00000116	0,0010758	9	0,7793384	2
Ağr. Hareketli Ort.(6)	0,00000120	0,0010956	13	0,8516309	5
Ağr. Hareketli Ort.(8)	0,00000116	0,0010773	10	0,8530372	6
Ağr.Hareketli Ort.(12)	0,00000110	0,0010500	6	0,8698474	8
Üstel Düzgünleştirme	0,00000106	0,0010303	5	0,8561960	7
Üstel Ağr.Har. Ort.(4)	0,00000118	0,0010861	11	1,0146008	14
Üstel Ağr.Har. Ort.(6)	0,00000120	0,0010963	14	1,0396999	15
Üstel Ağr.Har. Ort.(8)	0,00000120	0,0010970	15	1,0409843	16
Üstel Ağr.Har.Ort.(12)	0,00000114	0,0010690	7	0,9124423	11
Basit Regresyon	0,00000114	0,0010700	8	1,0704984	18
ARCH(6)	0,00000102	0,0010105	4	1,0680447	17
GARCH(1,1)	0,00000102	0,0010089	3	0,9174339	12
TARARCH(1,1)	0,00000101	0,0010062	2	0,9321296	13
EGARCH(1,1)	0,00000097	0,0009861	1	0,8240396	4

OHK ve KOHK hata istatistiklerine göre koşullu modeller en iyi dört model olarak yerlerini almışlardır. Daha sonra Üstel Düzgünleştirme Modeli gelmektedir. En kötü model Rassal Yürüyüş'tür. Onu Hareketli Ortalama (6) takip etmektedir. En iyi model olan EGARCH'ın en kötü model olan Rassal Yürüyüş modeline göre performansı % 21 daha iyidir. EGARCH, en iyi ikinci model olan TARARCH'dan ise % 1,6 daha iyi performans sergilemiştir. Üçüncü en iyi model olan GARCH, en kötü

modelden % 19,2 daha iyidir. ARCH ise Rassal Yürüyüş'ten % 19,1 daha iyi performans sergilemiştir.

OMHY istatistiğine genel olarak bakıldığında, koşullu değişkenlik modellerinin koşulsuzlara göre üstünlüklerinin ortadan kalktığı görülmektedir. Yalnızca EGARCH Modeli iyi performansını sürdürmeye devam etmektedir. Bu hata istatistiğine göre en iyi model Rassal Yürüyüş'tür. Daha sonra en iyi modeller sırasıyla Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), Hareketli Ortalama (4) ve EGARCH'dır. En kötü modelse Tarihsel Ortalama Modeli'dir. Basit Regresyon Modeli de Tarihsel Ortalama'dan sonraki en kötü modeldir. Bu hata istatistiğinin sonuçları 5-günlük sonuçlarla oldukça benzerdir. En iyi model olan Rassal Yürüyüş'ün en kötü model olan Tarihsel Ortalama Modeli'ne göre performansı % 29,4 daha iyidir. Rassal Yürüyüş, en iyi ikinci model olan Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4)'dan ise % 1,3 daha iyi performans sergilemiştir. Üçüncü en iyi model olan Hareketli Ortalama (4), en kötü modelden % 26,9 daha iyidir. EGARCH ise Tarihsel Ortalama'dan % 23,9 daha iyi performans sergilemiştir.

Haftalık ve 10-günlük varyans performans sonuçlarında olduğu gibi, 1-aylık varyansta da Tablo 40 ve Tablo 41'de yer alan sonuç değerlerine bakarak vurgulanması gereken noktalar aşağıdadır:

1. OMH ve OHK (ve türevi KOHK) haftalık varyans karşılaştırmasındaki gibi benzer sonuçlar vermişlerdir. İki istatistik de EGARCH modelini en üstün model seçerken; Rassal Yürüyüş en kötü performansa sahip modeldir.

2. OMHY, OMH ve OHK (ve türevi KOHK) istatistikleri ile çelişen sonuçlar vermektedir: Rassal Yürüyüş OMH ve OHK istatistiklerine göre en kötü performans sergileyen model olarak çıkarken, OMHY istatistiği Rassal Yürüyüş Modeli'ni en iyi performansa sahip model olarak nitelendirmektedir.

Simetrik hata istatistiklerinin yer aldığı son sonuç tabloları (Tablo 42 ve Tablo 43) 3-aylık varyans tahminlemeye aittir.

Tablo 42

3-Aylık Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları I

Modeller/İstatistikler	OH	OMH	Sıralama
Rassal Yürüyüş	0,0000407	0,0004741	1
Tarihsel Ort.	-0,0000735	0,0005461	7
Hareketli Ort.(4)	0,0000547	0,0005697	15
Hareketli Ort.(6)	0,0000593	0,0005804	18
Hareketli Ort.(8)	0,0000595	0,0005641	13
Hareketli Ort.(12)	0,0000514	0,0005729	16
Ağr. Hareketli Ort.(4)	0,0000529	0,0005642	14
Ağr. Hareketli Ort.(6)	0,0000570	0,0005746	17
Ağr. Hareketli Ort.(8)	0,0000577	0,0005578	9
Ağr.Hareketli Ort.(12)	0,0000529	0,0005595	10
Üstel Düzgünleştirme	0,0001471	0,0005629	12
Üstel Ağr.Har. Ort.(4)	0,0001337	0,0005620	11
Üstel Ağr.Har. Ort.(6)	0,0001196	0,0005476	8
Üstel Ağr.Har. Ort.(8)	0,0000933	0,0005445	6
ÜstelAğr.Har.Ort.(12)	0,0000514	0,0005729	16
Basit Regresyon	-0,0000166	0,0005215	3
ARCH(6)	0,0000228	0,0005929	19
GARCH(1,1)	0,0000564	0,0005403	4
TARCH(1,1)	0,0000599	0,0005413	5
EGARCH(1,1)	-0,0000457	0,0005371	2

3-aylık varyansta Tarihsel Ortalama, Basit Regresyon ve EGARCH modelleri dışında tüm modeller gerçekleşenin üstünde tahminleme yapmıştır.

3-aylık tahminlemede OMH hata istatistiğinde haftalık, 10-günlük ve 1-aylık tahminlemeye göre sonuçlarda dikkat çekici düzeyde farklılaşma oluşmuştur. Diğer tahmin kesitlerinde Rassal Yürüyüş Modeli bu hata istatistiğine göre en kötü model çıkarken, 3-aylık kesitte en iyi model çıkmıştır. Yine Basit Regresyon diğer kesitlerde en kötü modellerden biri olarak çıkarken, 3-aylıkta en iyi üçüncü model olarak bulunmuştur. Koşullu modellerden ARCH ise en kötü model olarak bulunmuştur. Benzer sonuç (en kötü model olarak bulunmasa da) 10-günlük tahminlemede de çıkmıştı. Diğer kesitlerle benzer bir sonuç, ARCH hariç diğer koşullu modellerin performanslarının koşulsuzlara göre iyi çıkmasıdır. EGARCH en iyi ikinci model, GARCH en iyi dördüncü model, TARCH ise en iyi beşinci modeldir. ARCH'tan sonra en kötü model Hareketli Ortalama (6)'dır. En iyi model olan Rassal Yürüyüş'ün en kötü model olan ARCH Modeli'ne göre performansı % 20 daha iyidir. Rassal Yürüyüş, en iyi ikinci model olan EGARCH'dan ise % 10,6 daha iyi performans sergilemiştir. Üçüncü en iyi model olan Basit Regresyon, en

kötü modelden % 12 daha iyidir. GARCH ise ARCH'dan % 8,9 daha iyi performans sergilemiştir.

Tablo 43

3-Aylık Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları II

Modeller/İstatistikler	OHK	KOHK	Sıralama	OMHY	Sıralama
Rassal Yürüyüş	0,000000489	0,0006993	15	0,5076161	1
Tarihsel Ort.	0,000000530	0,0007282	18	0,8340329	15
Hareketli Ort.(4)	0,000000484	0,0006955	11	0,6740404	3
Hareketli Ort.(6)	0,000000488	0,0006985	12	0,7262700	5
Hareketli Ort.(8)	0,000000491	0,0007006	16	0,7595385	9
Hareketli Ort.(12)	0,000000514	0,0007170	17	0,8383332	16
Ağr. Hareketli Ort.(4)	0,000000474	0,0006884	7	0,6648182	2
Ağr. Hareketli Ort.(6)	0,000000472	0,0006869	6	0,7080246	4
Ağr. Hareketli Ort.(8)	0,000000470	0,0006855	4	0,7304828	6
Ağr.Hareketli Ort.(12)	0,000000478	0,0006910	9	0,7800361	10
Üstel Düzgünleştirme	0,000000422	0,0006492	1	0,7403206	7
Üstel Ağr.Har. Ort.(4)	0,000000467	0,0006835	3	0,8095813	12
Üstel Ağr.Har. Ort.(6)	0,000000479	0,0006921	10	0,8127958	13
Üstel Ağr.Har. Ort.(8)	0,000000489	0,0006990	14	0,8051826	11
Üstel Ağr.Har.Ort.(12)	0,000000514	0,0007170	17	0,8383332	16
Basit Regresyon	0,000000455	0,0006748	2	0,7426493	8
ARCH(6)	0,000000569	0,0007544	19	0,9635149	19
GARCH(1,1)	0,000000471	0,0006861	5	0,8616515	17
TARCH(1,1)	0,000000476	0,0006902	8	0,8645467	18
EGARCH(1,1)	0,000000488	0,0006986	13	0,8214466	14

Yukarıdaki tablolardan da hatırlanacağı üzere, haftalık ve 1-aylık varyans tahminlemede OHK ve KOHK hata istatistiklerine göre koşullu modeller en iyi modeller olarak bulunurken, 10-günlük varyans tahminlemede sonuçlar farklılaşmıştır. Yalnız EGARCH hariç diğer koşullu modeller en kötü modeller arasına girmiştir. 3-aylık varyans tahminlemede de sonuçlar 10-günlüğe benzer çıkmıştır. Koşullu modellerin performansları genel olarak düşüktür. Hatta ARCH en kötü model olarak bulunmuştur. Koşullu modeller içinde diğer kesitlerde EGARCH hep en iyi model olarak çıkarken, bu kez en kötü yedinci model olarak oluşmuştur. GARCH ise diğer kesitlere göre performansını arttırmış, en iyi beşinci model olmuştur. Bu hata istatistiklerine göre en iyi model Üstel Düzgünleştirme'dir. Daha sonra sırasıyla Basit Regresyon, Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama (8) yer almaktadır. ARCH'tan sonra en kötü ikinci model Tarihsel Ortalama'dır. En iyi model olan Üstel Düzgünleştirme'nin en kötü model olan ARCH Modeli'ne göre performansı % 13,9 daha iyidir. Üstel Düzgünleştirme,

en iyi ikinci model olan Basit Regresyon'dan ise % 3,4 daha iyi performans sergilemiştir. Üçüncü en iyi model olan Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), en kötü modelden % 9,4 daha iyidir. Ağırlıklı Hareketli Ortalama (8) ise ARCH'dan % 9,1 daha iyi performans sergilemiştir.

OMHY istatistiğine göre de aynı OHK ve KOHK istatistiklerinde olduğu gibi farklı sonuçlar bulunmuştur. Diğer kesitlerde koşullu modellerin bu istatistiğe göre performanslarının düştüğü, fakat EGARCH'ın yine de iyi modeller arasında yer aldığı belirtilmişti. 3-aylık tahminlemede EGARCH böyle iyi bir performans gösterememiş, en kötü modeller arasında yer almıştır. En kötü modeller sırasıyla ARCH, TARCH, GARCH ve Hareketli Ortalama (12)'dir. En iyi model Rassal Yürüyüş'tür. Daha sonra sırasıyla Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), Hareketli Ortalama (4) ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6) gelmektedir. En iyi model olan Rassal Yürüyüş'ün en kötü model olan ARCH Modeli'ne göre performansı % 47,3 daha iyidir. Rassal Yürüyüş, en iyi ikinci model olan Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4)'dan ise % 16,3 daha iyi performans sergilemiştir. Üçüncü en iyi model olan Hareketli Ortalama (4), en kötü modelden % 30 daha iyidir. Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6) ise ARCH'dan % 26,5 daha iyi performans sergilemiştir.

Tablo 42 ve Tablo 43'de yer alan 3-aylık varyans tahminleme hata istatistikleri sonuç değerlerine bakarak vurgulanması gereken önemli birkaç nokta bulunmaktadır:

1. Öncelikle belirtilmesi gereken en önemli nokta, kesit dönemi uzadığında (3-ay) kısa dönemler için geçerli olan genel sonuçların geçerliliklerini yitirdiğidir. Örneğin, kısa dönemlerde OMH ve KOHK çelişmeyen sonuçlar verirken, 3-aylık kesitte bu iki istatistik çelişkili sonuçlar doğurmuşlardır. Ayrıca OMH ve KOHK istatistiklerine göre haftalık, 10-günlük ve 1-aylık kesitlerde Rassal Yürüyüş en kötü modelken, 3-aylık kesitte ARCH en kötü model olarak çıkmaktadır.

2. OMH ve OHK (ve türevi KOHK) çelişkili sonuçlar vermektedirler: OHK'ya göre Rassal Yürüyüş en kötü modellerdenken, OMH'ye göre en iyi modeldir. OMH ve OHK'nın çelişen sonuçlar verdiği durumlar olmaktadır. Eğer tahmin serilerinden birisi büyük hata değerleri barındırıyorsa, OHK bu serinin seçilmemesi gerektiğini söylerken, OMH bu serinin lehine karar verebiliyordu. Bu

çalışmada da bu şekilde çelişen bir sonuç çıkmıştır. OHK'da en kötü modellerden birisi olarak çıkan Rassal Yürüyüş Modeli'nde hata değerlerinin bazılarının oldukça yüksek fakat büyük bir kısmının mutlak olarak düşük olduğunu söylemek mümkündür.

3. OMHY istatistiğine göre en kötü modeller koşullu modellerdir (GARCH, TARARCH ve ARCH)

Aşağıda tüm kesitler için simetrik hata istatistiklerine göre en iyi ve en kötü üç modelin yer aldığı özet tablo bulunmaktadır:

Tablo 44

Tüm Kesitler için Simetrik Hata İstatistikleri Özet Tablosu

Modelin Performans Sırası	OMH	KOHK	OMHY
Haftalık:			
1.	EGARCH	EGARCH	Rassal Yürüyüş
2.	TARCH	TARCH	Ağır.Har.Ort.(4)
3.	GARCH	GARCH	EGARCH
...			
17.	Üst.Ağr.Har.Ort.(8)	Ağır.Har.Ort.(4)	Üst.Ağr.Har.Ort.(8)
18.	Basit Regresyon	Har.Ort.(4)	Basit Regresyon
19.	Rassal Yürüyüş	Rassal Yürüyüş	Tarihsel Ortalama
10-Günlük:			
1.	Ağır.Har.Ort.(6)	Üstel Düzgünleştir.	Rassal Yürüyüş
2.	EGARCH	Üst.Ağr.Har.Ort.(6)	Ağır.Har.Ort.(4)
3.	Üst.Ağr.Har.Ort.(6)	Üst.Ağr.Har.Ort.(4)	Har.Ort.(4)
...			
17.	ARCH	TARCH	Üst.Ağr.Har.Ort.(12)
18.	Üst.Ağr.Har.Ort.(12)	ARCH	Tarihsel Ortalama
19.	Rassal Yürüyüş	Rassal Yürüyüş	Basit Regresyon
1-Aylık:			
1.	EGARCH	EGARCH	Rassal Yürüyüş
2.	Üstel Düzgünleştir.	TARCH	Ağır.Har.Ort.(4)
3.	Ağır.Har.Ort.(4)	GARCH	Har.Ort.(4)
...			
17.	Üst.Ağr.Har.Ort.(6)	Har.Ort.(8)	ARCH
18.	Üst.Ağr.Har.Ort.(8)	Har.Ort.(6)	Basit Regresyon
19.	Rassal Yürüyüş	Rassal Yürüyüş	Tarihsel Ortalama
3-Aylık:			
1.	Rassal Yürüyüş	Üstel Düzgünleştir	Rassal Yürüyüş
2.	EGARCH	Basit Regresyon	Ağır.Har.Ort.(4)
3.	Basit Regresyon	Üst.Ağr.Har.Ort.(4)	Har.Ort.(4)
...			
17.	Ağır.Har.Ort.(6)	Üst.Ağr.Har.Ort.(12)	GARCH
18.	Har.Ort.(6)	Tarihsel Ortalama	TARCH
19.	ARCH	ARCH	ARCH

Bu tablonun yorumlarına kesit dönemlerinde ayrı ayrı yer verilmiştir. Bu noktada, Beşinci Bölüm'ün ikinci kısmında en üstün model veya modellerle belirlenen aylık varyansların değişkenliği belirleyen faktörlerin açıklayıcılık gücünü arttırıp arttırmadığının test edileceğini hatırlatmak gerekmektedir. Değişkenliğin belirleyici faktörlerinin regresyon analizlerinde, faktörlerin yayımlanma sıklıkları aylık olduğu için tüm değişkenlerin aylık değerleri kullanılmıştı. Bu nedenle, regresyon denkleminde girecek en üstün model veya modellerle hesaplanmış değişkenliklerin de aylık bazda olması gerekmektedir. Dolayısıyla 1-aylık varyans modellemenin hata istatistik sonuçlarının burada bir kez daha yorumlanması gerekmektedir. Yalnız hangi modelin seçileceğine, model performanslarının belirlenmesinde kullanılan ikinci yöntem olan 'regresyon analizi' de yapıldıktan sonra karar verilecektir.

1. 1-aylık varyans modellemede tüm simetrik hata istatistiklerinde en sık en iyi modeller arasında yer alan iki model EGARCH ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) modelleridir.

2. Ayrıca Üstel Düzgünleştirme, TARARCH ve Rassal Yürüyüş modelleri de seçilebilecek modeller arasında yer almaktadır.

3. Balaban'ın 2000 yılında gerçekleştirdiği çalışması, bu çalışma ile amaç ve metodoloji anlamında benzerlik taşımaktadır. Balaban, Ocak 1988- Aralık 1997 dönemi için İMKB Bileşik Endeksi aylık getiri değişkenliğini en iyi tahminleyen modeli bulmaya çalışmıştır. Koşullu ve koşulsuz modelleri incelediği çalışmasında simetrik, asimetrik hata istatistikleri ile regresyon analizlerine başvurmuştur. Tüm modellerin hesaplanmasında kullanılan metodolojiler bu çalışmanınkiler ile birçok noktada aynıdır. Her ne kadar çalışmaların kapsadığı dönemler farklı olsa da, iki çalışmanın sonuçlarını karşılaştırmak yanlış olmayacaktır. Bu bölüm altında Balaban'ın simetrik hata istatistikleri bulgularına yer verilecektir. Asimetrik hata istatistikleri ve regresyon analizleri bulguları ise ilgili bölümlerde anlatılacaktır.

OMH istatistiğine göre Balaban da EGARCH Modeli'ni, tıpkı bu çalışmada olduğu gibi, en iyi model olarak bulmuştur.

OHK istatistiğine göre Balaban, EGARCH, Basit Regresyon ve GARCH modellerini en iyi üç model olarak bulmaktadır. Bu çalışmada ise, OHK istatistiğine göre en iyi üç model EGARCH, TARARCH ve GARCH'dır. Her iki çalışmada da

koşullu modellerin en iyi modeller arasında yer alması benzer bir bulgudur. Yalnız bu çalışmada Basit Regresyon hiçbir hata istatistiğinde en iyi modeller arasına girememiştir.

Balaban'ın çalışmasında OMHY istatistiğine göreyse, Basit Regresyon, Hareketli Ortalama (3) ve Rassal Yürüyüş modelleri en iyi üç modeldir. Bu çalışmada da Rassal Yürüyüş Modeli, Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) ve Hareketli Ortalama (4) modelleri en iyi performansı sergilemişlerdir. Bu istatistik de iki çalışma için benzer bulgular bulmuştur.

Her ne kadar iki çalışmanın inceleme dönemleri farklı olsa da, oldukça benzer sonuçlar ortaya çıkmıştır. Varyans tahminlemede sonuçlar hata istatistiğine göre farklılık arz etmektedir. Mutlak hataların yüksek olmasının önem kazandığı durumlarda daha ziyade koşullu değişkenlik modelleri iyi sonuçlar verirken, hataların değerlerinin yüksek olmasının önemsiz olduğu durumlarda, daha basit modeller (Rassal Yürüyüş gibi) iyi modeller olarak bulunmaktadırlar.

Yine bu çalışma ile karşılaştırılabilecek bir çalışma 1999 yılında Balaban, Bayar ve Faff tarafından gerçekleştirilmiştir. Araştırmacılar, 14 gelişmiş ülke (Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Almanya, Hong Kong, İtalya, Japonya, Hollanda, Filipinler, Singapur, Tayland, İngiltere ve ABD) için yaptıkları çalışmalarında yalnızca koşulsuz değişkenlik modellerinin performanslarını 1987-1997 dönemi için ölçmüşlerdir. Bu çalışmanın bulgularıyla benzer bulgulara rastlanmıştır. Örneğin, OMH istatistiğine göre Rassal Yürüyüş ve Tarihsel Ortalama en kötü modellerdir. 12 ülkede bu çalışmada olduğu gibi, Üstel Düzgünleştirme en iyi model olarak bulunmuştur. Yine bu çalışma ile benzer bir sonuç KOHK istatistiğine göre elde edilmiştir: Üstel Düzgünleştirme en iyi modelken, Rassal Yürüyüş 12 ülkede en kötü model çıkmıştır. Araştırmacılar genel olarak Üstel Düzgünleştirme'nin en iyi model ve Rassal Yürüyüş ile Tarihsel Ortalama'nın en kötü modeller olduklarını söylemenin mümkün olduğunu belirtmişlerdir.¹³

Her ne kadar bu konuda gelişmekte olan ülkeler üzerine yapılmış çalışma sayısı oldukça kısıtlı olsa da, bu noktada bir de gelişmekte olan bir ülkenin bulguları ile bu çalışmanın bulguları karşılaştırılmaya çalışılacaktır. Bu çalışma, daha önce

¹³ Balaban, Bayar ve Faff, a.g.e., s. 514

Üçüncü Bölüm’de anlatılan Yeni Zelanda Hisse Senetleri Piyasası’nda değişkenlik modellerinin performanslarını ölçen 2002 tarihli Yu tarafından yapılmış olan çalışmadır. Performansları ölçülen dokuz model: Rassal Yürüyüş, Tarihsel Model, Hareketli Ortalama, Basit Regresyon, Üssel Düzgünleştirme, Üssel Ağırlıklı Hareketli Ortalama, ARCH, GARCH ve Stokastik Değişkenlik Modeli’dir. Bu modeller dört ayrı hata istatistiğine göre değerlendirilmiştir. Stokastik Değişkenlik Modeli üç hata istatistiğine göre en iyi model olarak bulunmuştur. ARCH modeller ailesinin performansı seçilen istatistiğe göre iyi veya kötü olabilmektedir. Fakat GARCH(3,2) ARCH ailesi içinde en yüksek performans sergileyendir. Diğer çalışmalardaki bulguların aksine Basit Regresyon ve Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama modelleri iyi performans gösterememişlerdir. Bu çalışmada da, ARCH modeller ailesinin performansının seçilen istatistiğe göre iyi veya kötü olabileceği ortaya konmuştur. Ayrıca Basit Regresyon, Yu’nun çalışmasında olduğu gibi iyi bir performans sergileyememiştir.

5.1.4.2.1.2. Asimetrik Hata İstatistikleri Bulguları

Performans ölçmede ikinci olarak asimetrik hata istatistikleri incelenmiştir. Aşağıda haftalık varyans için asimetrik hata istatistik değerlerine göre sonuçların verildiği Tablo 45 yer almaktadır:

Tablo 45

Haftalık Varyans Tahminlemesi Asimetrik Hata İstatistikleri Sonuçları

Modeller/İstatistikler	OKH(D)	Sıralama	OKH(Y)	Sıralama	LH	Sıralama
Rassal Yürüyüş	0,0129365	19	0,0130580	1	1,5848858	17
Tarihsel Ort.	0,0112666	18	0,0157557	10	1,6831830	19
Hareketli Ort.(4)	0,0109994	17	0,0145329	3	1,3449102	9
Hareketli Ort.(6)	0,0103549	14	0,0149653	5	1,3687565	10
Hareketli Ort.(8)	0,0100770	12	0,0154408	8	1,3368179	6
Hareketli Ort.(12)	0,0099976	10	0,0160639	13	1,3931641	13
Ağr. Hareketli Ort.(4)	0,0109740	16	0,0143630	2	1,3235364	5
Ağr. Hareketli Ort.(6)	0,0103812	15	0,0148091	4	1,3395027	8
Ağr. Hareketli Ort.(8)	0,0101312	13	0,0152228	7	1,3109560	4
Ağr.Hareketli Ort.(12)	0,0099569	9	0,0157240	9	1,3380003	7
Üstel Düzgünleştirme	0,0091619	1	0,0169279	15	1,3905742	12
Üstel Ağr.Har. Ort.(4)	0,0093286	4	0,0176874	17	1,5118390	14
Üstel Ağr.Har. Ort.(6)	0,0092893	2	0,0180478	18	1,5569325	15
Üstel Ağr.Har. Ort.(8)	0,0092982	3	0,0181581	19	1,5704970	16
ÜstelAğr.Har.Ort.(12)	0,0099976	10	0,0160639	13	1,3931641	13
Basit Regresyon	0,0100623	11	0,0172645	16	1,6382968	18
ARCH(6)	0,0097005	7	0,0161835	14	1,3872102	11
GARCH(1,1)	0,0094884	6	0,0158183	11	1,2862225	2
TARCH(1,1)	0,0094342	5	0,0158954	12	1,2960893	3
EGARCH(1,1)	0,0097750	8	0,0150229	6	1,2482320	1

Ortalama Karışık Hata (D) istatistiği düşük tahmin değerlerini daha fazla cezalandırmaktadır. Bu istatistiğe göre Üstel Düzgünleştirme en iyi modeldir. Daha sonra sırasıyla Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6), Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (8) ve Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) gelmektedir. Bu modeller diğer modellere göre daha yüksek tahmin yapmaktadırlar. Rassal Yürüyüş Modeli en kötü modeldir. Düşük tahmin değerleri en yüksek model olarak oluşmuştur. Daha sonra düşük tahmin değerleri cezalandırılan ikinci model Tarihsel Ortalama'dır.

Ortalama Karışık Hata (Y) istatistiği yüksek tahmin değerlerini daha fazla cezalandırmaktadır. Bu istatistiğe göre Rassal Yürüyüş en iyi modeldir. Daha sonra sırasıyla Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), Hareketli Ortalama (4) ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6) gelmektedir. Bu modeller diğer modellere göre daha düşük tahminler yapmaktadırlar. Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (8) Modeli en kötü modeldir. Yüksek tahmin değerleri en yüksek model olarak oluşmuştur. Daha sonra yüksek tahmin değerleri cezalandırılan ikinci model Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6)'dır.

Logaritmik Hata istatistiğine göre koşullu modellerden sırasıyla EGARCH, GARCH ve TARARCH en iyi modellerdir. Onları Ağırlıklı Hareketli Ortalama (8) takip etmektedir. En kötü model Tarihsel Ortalama'dır. Basit Regresyon en kötü ikinci model olarak yer almaktadır.

Logaritmik Hata istatistiği hariç diğer iki asimetrik hata istatistiğinde koşullu modellerin diğer modellere farklı bir üstünlükleri bulunmamaktadır.

Aşağıda 10-günlük varyans için asimetrik hata istatistik değerlerine göre sonuçların verildiği Tablo 46 yer almaktadır:

Tablo 46
10-Günlük Varyans Tahminlemesi Asimetrik Hata İstatistikleri Sonuçları

Modeller/İstatistikler	OKH(D)	Sıralama	OKH(Y)	Sıralama	LH	Sıralama
Rassal Yürüyüş	0,0117749	18	0,0129141	1	0,8812605	14
Tarihsel Ort.	0,0105453	17	0,0144135	4	1,0360880	17
Hareketli Ort.(4)	0,0091820	11	0,0145673	6	0,7557583	6
Hareketli Ort.(6)	0,0091306	9	0,0143995	3	0,7473105	5
Hareketli Ort.(8)	0,0092264	13	0,0147656	8	0,7704639	8
Hareketli Ort.(12)	0,0092748	15	0,0153014	11	0,8277896	11
Ağr. Hareketli Ort.(4)	0,0092627	14	0,0144287	5	0,7461332	4
Ağr. Hareketli Ort.(6)	0,0090254	5	0,0143844	2	0,7303539	1
Ağr. Hareketli Ort.(8)	0,0090663	8	0,0147385	7	0,7449736	3
Ağr.Hareketli Ort.(12)	0,0088961	3	0,0150607	10	0,7730015	9
Üstel Düzgünleştirme	0,0077463	1	0,0177505	18	0,8687664	13
Üstel Ağr.Har. Ort.(4)	0,0090605	7	0,0158356	15	0,8341248	12
Üstel Ağr.Har. Ort.(6)	0,0091306	9	0,0143995	3	0,7473105	5
Üstel Ağr.Har. Ort.(8)	0,0092264	13	0,0147656	8	0,7704639	8
Üstel Ağr.Har.Ort.(12)	0,0091892	12	0,0171750	17	0,9624078	16
Basit Regresyon	0,0090317	6	0,0168343	16	1,0468715	18
ARCH(6)	0,0095193	16	0,0157779	13	0,8971262	15
GARCH(1,1)	0,0089007	4	0,0156346	12	0,7686409	7
TARARCH(1,1)	0,0088871	2	0,0157994	14	0,7776852	10
EGARCH(1,1)	0,0091372	10	0,0148351	9	0,7324843	2

Ortalama Karışık Hata (D) istatistiğine göre Üstel Düzgünleştirme en iyi modeldir. Daha sonra sırasıyla TARARCH, Ağırlıklı Hareketli Ortalama (12) ve GARCH gelmektedir. Bu modeller diğer modellere göre daha yüksek tahmin yapmaktadırlar. Rassal Yürüyüş Modeli en kötü modeldir. Düşük tahmin değerleri en yüksek model olarak oluşmuştur. Daha sonra düşük tahmin değerleri cezalandırılan ikinci model Tarihsel Ortalama'dır.

Ortalama Karışık Hata (Y) istatistiğine göre Rassal Yürüyüş en iyi modeldir. Daha sonra sırasıyla Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6), Hareketli Ortalama (6) ve Tarihsel Ortalama gelmektedir. Bu modeller diğer modellere göre daha düşük tahminler yapmaktadırlar. Üstel Düzgünleştirme Modeli en kötü modeldir. Yüksek tahmin değerleri en yüksek model olarak oluşmuştur. Daha sonra yüksek tahmin değerleri cezalandırılan ikinci model Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (12)'dir.

Logaritmik Hata istatistiğine göre sırasıyla Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6), EGARCH, Ağırlıklı Hareketli Ortalama (8) ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) en iyi modellerdir. En kötü model Basit Regresyon'dur. Tarihsel Ortalama en kötü ikinci model olarak yer almaktadır.

Aşağıda 1-aylık varyans için asimetrik hata istatistik değerlerine göre sonuçların verildiği Tablo 47 yer almaktadır.

Tablo 47
1-Aylık Varyans Tahminlemesi Asimetrik Hata İstatistikleri Sonuçları

Modeller/İstatistikler	OKH(U)	Sıralama	OKH(O)	Sıralama	LH	Sıralama
Rassal Yürüyüş	0,0113693	19	0,0121362	1	0,6085233	9
Tarihsel Ort.	0,0104556	18	0,0135855	5	0,7770720	19
Hareketli Ort.(4)	0,0092478	13	0,0135393	4	0,5651773	3
Hareketli Ort.(6)	0,0093351	17	0,0145461	8	0,6367287	13
Hareketli Ort.(8)	0,0088759	8	0,0150292	12	0,6124179	10
Hareketli Ort.(12)	0,0086103	3	0,0158085	16	0,6001143	7
Ağr. Hareketli Ort.(4)	0,0092135	12	0,0134698	3	0,5532889	1
Ağr. Hareketli Ort.(6)	0,0090455	9	0,0143809	6	0,6039254	8
Ağr. Hareketli Ort.(8)	0,0086371	4	0,0145010	7	0,5828586	6
Ağr.Hareketli Ort.(12)	0,0084653	2	0,0155188	15	0,5716628	4
Üstel Düzgünleştirme	0,0075219	1	0,0153994	14	0,5573921	2
Üstel Ağr.Har. Ort.(4)	0,0086876	5	0,0163322	17	0,6837609	14
Üstel Ağr.Har. Ort.(6)	0,0087791	6	0,0164373	19	0,7075283	15
Üstel Ağr.Har. Ort.(8)	0,0087809	7	0,0163508	18	0,7082570	16
Üstel Ağr.Har.Ort.(12)	0,0086103	3	0,0158085	16	0,6001143	7
Basit Regresyon	0,0092852	14	0,0149993	11	0,7214612	17
ARCH(6)	0,0093214	16	0,0146308	9	0,7264139	18
GARCH(1,1)	0,0090874	11	0,0149457	10	0,6200115	11
TARCH(1,1)	0,0090493	10	0,0150673	13	0,6284130	12
EGARCH(1,1)	0,0093009	15	0,0130803	2	0,5768603	5

Ortalama Karışık Hata (D) istatistiğine göre Üstel Düzgünleştirme en iyi modeldir. Daha sonra sırasıyla Ağırlıklı Hareketli Ortalama (12), Üstel Ağırlıklı

Hareketli Ortalama (12) ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama (8) gelmektedir. Bu modeller diğer modellere göre daha yüksek tahmin yapmaktadırlar. Rassal Yürüyüş Modeli en kötü modeldir. Düşük tahmin değerleri en yüksek model olarak oluşmuştur. Daha sonra düşük tahmin değerleri cezalandırılan ikinci model Tarihsel Ortalama'dır.

Ortalama Karışık Hata (Y) istatistiğine göre Rassal Yürüyüş en iyi modeldir. Daha sonra sırasıyla EGARCH, Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) ve Hareketli Ortalama (4) gelmektedir. Bu modeller diğer modellere göre daha düşük tahminler yapmaktadırlar. Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6) Modeli en kötü modeldir. Yüksek tahmin değerleri en yüksek model olarak oluşmuştur. Daha sonra yüksek tahmin değerleri cezalandırılan ikinci model Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (8)'dir.

Logaritmik Hata istatistiğine göre sırasıyla Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), Üstel Düzgünleştirme, Hareketli Ortalama (4) ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama (12) en iyi modellerdir. En kötü model Tarihsel Ortalama'dır. ARCH en kötü ikinci model olarak yer almaktadır.

Aşağıda 3-aylık varyans için asimetrik hata istatistik değerlerine göre sonuçların verildiği Tablo 48 yer almaktadır:

Tablo 48

3-Aylık Varyans Tahminlemesi Asimetrik Hata İstatistikleri Sonuçları

Modeller/İstatistikler	OKH(U)	Sıralama	OKH(O)	Sıralama	LH	Sıralama
Rassal Yürüyüş	0,0079596	5	0,0111637	3	0,3518352	1
Tarihsel Ort.	0,0109720	19	0,0106550	1	0,5491043	18
Hareketli Ort.(4)	0,0089758	11	0,0138493	12	0,3784683	3
Hareketli Ort.(6)	0,0091156	13	0,0142458	16	0,4110940	6
Hareketli Ort.(8)	0,0087662	6	0,0139400	13	0,4532872	8
Hareketli Ort.(12)	0,0088970	9	0,0133192	8	0,5262719	15
Ağr. Hareketli Ort.(4)	0,0089689	10	0,0137539	9	0,3706504	2
Ağr. Hareketli Ort.(6)	0,0090415	12	0,0141861	14	0,3939496	5
Ağr. Hareketli Ort.(8)	0,0088208	7	0,0138227	11	0,4208800	7
Ağr.Hareketli Ort.(12)	0,0088696	8	0,0137614	10	0,4653118	11
Üstel Düzgünleştirme	0,0075554	4	0,0158324	19	0,3855365	4
Üstel Ağr.Har. Ort.(4)	0,0071813	2	0,0155880	18	0,4599956	10
Üstel Ağr.Har. Ort.(6)	0,0071028	1	0,0147267	17	0,4787081	12
Üstel Ağr.Har. Ort.(8)	0,0074476	3	0,0142285	15	0,4886849	13
Üstel Ağr.Har.Ort.(12)	0,0088970	9	0,0133192	8	0,5262719	15
Basit Regresyon	0,0093464	16	0,0120099	4	0,4550078	9
ARCH(6)	0,0101392	17	0,0129127	7	0,6192010	19
GARCH(1,1)	0,0093155	15	0,0127125	5	0,5322422	16
TARCH(1,1)	0,0091814	14	0,0128122	6	0,5373762	17
EGARCH(1,1)	0,0107701	18	0,0110879	2	0,5255741	14

Ortalama Karışık Hata (D) istatistiğine göre Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6) en iyi modeldir. Daha sonra sırasıyla Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (8) ve Üstel Düzgünleştirme gelmektedir. Bu modeller diğer modellere göre daha yüksek tahmin yapmaktadırlar. Tarihsel Ortalama Modeli en kötü modeldir. Düşük tahmin değerleri en yüksek model olarak oluşmuştur. Daha sonra düşük tahmin değerleri cezalandırılan ikinci model EGARCH'dır.

Ortalama Karışık Hata (Y) istatistiğine göre Tarihsel Ortalama en iyi modeldir. Daha sonra sırasıyla EGARCH, Rassal Yürüyüş ve Basit Regresyon gelmektedir. Bu modeller diğer modellere göre daha düşük tahminler yapmaktadırlar. Üstel Düzgünleştirme Modeli en kötü modeldir. Yüksek tahmin değerleri en yüksek model olarak oluşmuştur. Daha sonra yüksek tahmin değerleri cezalandırılan ikinci model Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4)'dir.

Logaritmik Hata istatistiğine göre sırasıyla Rassal Yürüyüş, Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), Hareketli Ortalama (4) ve Üstel Düzgünleştirme en iyi modellerdir. En kötü model ARCH'dır. Tarihsel Ortalama en kötü ikinci model olarak yer almaktadır.

Asimetrik hata istatistiklerini tüm kesitler için genel olarak yorumlarsak:

1. Düşük değerleri cezalandıran OKH (D) istatistiğine göre, 3-aylık hariç tüm kesitlerde Üstel Düzgünleştirme en iyi modeller arasındadır. Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama'nın tüm dönemleri de (4,6,8 ve 12) en iyi modeller arasına girmiştir. Bu demektir ki, bu modeller yüksek tahminleme yapmaktadırlar.

2. Yüksek değerleri cezalandıran OKH (Y) istatistiğine göre Rassal Yürüyüş ve Hareketli Ortalama'nın ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama'nın kısa vadeli dönemleri (4 ve 6) en iyi modeller arasındadır. Tarihsel Ortalama ve EGARCH da iki kesitte iyi modeller arasına girmiştir.

3. LH istatistiğine göre Ağırlıklı Hareketli Ortalama modeli en sık en iyi model olarak çıkmıştır.

4. 1-aylık kesit dönemi için aşağıdaki genel bulgulardan bahsedilebilir:

i) OKH(D) ve LH istatistiklerine göre Üstel Düzgünleştirme en iyi modeller arasındadır. Tarihsel Ortalama ise en kötü modellerden birisi olarak çıkmıştır.

ii) OKH(Y) istatistiğine göreyse Rassal Yürüyüş ve EGARCH en iyi iki modeldir.

Aşağıda tüm kesitler için asimetrik hata istatistiklerine göre en iyi ve en kötü üç modelin yer aldığı özet tablo bulunmaktadır:

Tablo 49

Tüm Kesitler için Asimetrik Hata İstatistikleri Özet Tablosu

Modelin Performans Sırası	OKH(D)	OKH(Y)	LH
Haftalık:			
1.	Üstel Düzgünleştir.	Rassal Yürüyüş	EGARCH
2.	Üst.Ağr.Har.Ort.(6)	Ağr.Har.Ort.(4)	GARCH
3.	Üst.Ağr.Har.Ort.(8)	Har.Ort.(4)	TARCH
...			
17.	Har.Ort.(4)	Üst.Ağr.Har.Ort.(4)	Rassal Yürüyüş
18.	Tarihsel Ortalama	Üst.Ağr.Har.Ort.(6)	Basit Regresyon
19.	Rassal Yürüyüş	Üst.Ağr.Har.Ort.(8)	Tarihsel Ortalama
10-Günlük:			
1.	Üstel Düzgünleştir	Rassal Yürüyüş	Ağr.Har.Ort.(6)
2.	TARCH	Ağr.Har.Ort.(6)	EGARCH
3.	Ağr.Har.Ort.(12)	Har.Ort.(6)	Ağr.Har.Ort.(8)
...			
17.	ARCH	Basit Regresyon	Üst.Ağr.Har.Ort.(12)
18.	Tarihsel Ortalama	Üst.Ağr.Har.Ort.(12)	Tarihsel Ortalama
19.	Rassal Yürüyüş	Üstel Düzgünleştir.	Basit Regresyon
1-Aylık:			
1.	Üstel Düzgünleştir.	Rassal Yürüyüş	Ağr.Har.Ort.(4)
2.	Ağr.Har.Ort.(12)	EGARCH	Üstel Düzgünleştir.
3.	Har.Ort.(12)	Üst.Ağr.Har.Ort.(12)	Har.Ort.(4)
...			
17.	Har.Ort.(6)	Üst.Ağr.Har.Ort.(4)	Basit Regresyon
18.	Tarihsel Ortalama	Üst.Ağr.Har.Ort.(8)	ARCH
19.	Rassal Yürüyüş	Üst.Ağr.Har.Ort.(6)	Tarihsel Ortalama
3-Aylık:			
1.	Üst.Ağr.Har.Ort.(6)	Tarihsel Ortalama	Rassal Yürüyüş
2.	Üst.Ağr.Har.Ort.(4)	EGARCH	Ağr.Har.Ort.(4)
3.	Üst.Ağr.Har.Ort.(8)	Rassal Yürüyüş	Har.Ort.(4)
...			
17.	ARCH	Üst.Ağr.Har.Ort.(6)	TARCH
18.	EGARCH	Üst.Ağr.Har.Ort.(4)	Tarihsel Ortalama
19.	Tarihsel Ortalama	Üstel Düzgünleştir.	ARCH

Bu tablonun yorumlarına kesit dönemlerinde ayrı ayrı yer verilmiştir. Bu noktada, ilişki analizleri aylık bazda yapıldığı için 1-aylık varyans modellemenin hata istatistik sonuçlarının burada bir kez daha vurgulanması gerekmektedir. Yalnız hangi modelin seçileceğine, model performanslarının belirlenmesinde kullanılan ikinci yöntem olan 'regresyon analizi' de yapıldıktan sonra karar verilecektir.

1. 1-aylık varyans modellemede, tüm asimetrik hata istatistiklerinde en sık en iyi modeller arasında yer alan model Üstel Düzgünleştirme Modeli'dir.

2. Ayrıca Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) ve (12), EGARCH ve Rassal Yürüyüş modelleri de seçilebilecek modeller arasında yer almaktadır.

3. Simetrik ve asimetrik hata istatistiklerinde ortak en iyi model olarak Üstel Düzgünleştirme, Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), EGARCH ve Rassal Yürüyüş modelleri bulunmuştur.

4. Balaban'ın asimetrik hata istatistikleri bulgularından kısaca bahsetmek gerekirse:

Ortalama Karışık Hata (D) istatistiğine göre, Balaban sırasıyla TARCH, ARCH, GARCH ve EGARCH modellerini en iyi modeller olarak bulurken, bu çalışmada koşullu modeller iyi modeller arasına girememişlerdir. Ortalama Karışık Hata (D) istatistiğine göre, bu çalışmada Üstel Düzgünleştirme en iyi modeldir. Daha sonra sırasıyla Ağırlıklı Hareketli Ortalama (12), Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (12) ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama (8) gelmektedir.

Ortalama Karışık Hata (Y) istatistiğine göre ise, Balaban'ın çalışmasıyla bu çalışma Rassal Yürüyüş Modeli'ni en iyi model olarak bulmuşlardır.

Balaban LH istatistiğine göre bir inceleme yapmamıştır. Asimetrik hata istatistiklerinde iki çalışma Ortalama Karışık Hata (Y) istatistiğine göre aynı sonuca ulaşmışlardır. Fakat aynı duruma Ortalama Karışık Hata (D) istatistiğinde rastlanmamıştır.

Simetrik ve asimetrik hata istatistiklerinin ayrıntılı yorumlarından sonra, bulgularda dikkat çeken önemli noktalar aşağıda sıralanmıştır:

1. Kesit süresi uzadıkça tahmin hataları azalmaktadır. Örneğin haftalık kesit döneminde EGARCH modelinin OMH değeri 3-aylık kesit döneminin yaklaşık 1.5 katıdır.

2. OMH ve KOHK ile OMHY istatistikleri 3-aylık hariç tüm kesitlerde çelişkili sonuçlar vermişlerdir. Bu da değişkenlik serilerinin aşırı değerler barındırdığını, zaman serisi içinde oldukça yüksek varyans değerleri olduğunu göstermektedir.

3. Haftalık ve aylık varyans tahminlemede koşullu değişkenlik modellerinin koşulsuzlara göre üstünlüğü bulunmaktadır. Aynı durum 10-günlük ve 3-aylık kesit dönemleri için geçerli değildir.

5.1.4.2.1.3. Regresyon Analizleri Bulguları

Hata istatistiklerinin sonuçlarının ardından regresyon analizinin sonuçlarının yer aldığı tablolar aşağıda verilmiştir (Tablo 50, 51, 52 ve 53). Regresyon analizinde gerçekleşen varyans değerleri bağımlı değişken, tahmini varyans değerleri ise bağımsız değişken olarak alınmıştır. Eğer bir tahminleme modeli etkinse ve tarafsızsa, regresyon denkleminin sabit teriminin sıfıra, katsayısının da bire eşit olması gereklidir. Bu çalışmada verilere katsayı testlerinden olan Wald testi uygulanmıştır. Wald testi, bu çalışmada β katsayısının 1'den farkını gösteren χ^2 istatistiğidir.

Tablo 50**Haftalık Varyans Tahminlemesi Regresyon Analizi Sonuçları**

MODELLER	α		β		Wald		R ²
Rassal Yürüyüş	^a 0,000846		0,232861		102,125300		0,05418
Std.Hata	^b 0,000140		0,076193				
Olasılık	0,000000	***	0,002400	***	0,000000	***	
Tarihsel Ort.	0,004122		-3,195230		6,306642		0,01749
Std.Hata	0,001658		1,709361				
Olasılık	0,013300	**	0,062400	*	0,042700	**	
Hareketli Ort.4	0,000638		0,420556		44,758940		0,06897
Std.Hata	0,000131		0,086834				
Olasılık	0,000000	***	0,000000	***	0,000000	***	
Hareketli Ort.6	0,000646		0,413349		37,791080		0,05193
Std.Hata	0,000135		0,096965				
Olasılık	0,000000	***	0,000000	***	0,000000	***	
Hareketli Ort.8	0,000571		0,479988		36,054230		0,05814
Std.Hata	0,000128		0,088407				
Olasılık	0,000000	***	0,000000	***	0,000000	***	
Hareketli Ort.12	0,000454		0,580012		14,487960		0,06824
Std.Hata	0,000137		0,116173				
Olasılık	0,001000	***	0,000000	***	0,000700	***	
Ağr. Har. Ort.4	0,000631		0,427131		42,442450		0,07169
Std.Hata	0,000132		0,088053				
Olasılık	0,000000	***	0,000000	***	0,000000	***	
Ağr. Har. Ort.6	0,000615		0,440978		35,079660		0,06011
Std.Hata	0,000133		0,095519				
Olasılık	0,000000	***	0,000000	***	0,000000	***	
Ağr. Har. Ort.8	0,000543		0,505493		31,292310		0,06647
Std.Hata	0,000127		0,090069				
Olasılık	0,000000	***	0,000000	***	0,000000	***	
Ağr. Har. Ort.12	0,000441		0,594426		20,764350		0,07603
Std.Hata	0,000116		0,094751				
Olasılık	0,000200	***	0,000000	***	0,000000	***	
Üstel Düzgün.	0,000323		0,683456		8,641811		0,06733
Std.Hata	0,000133		0,110690				
Olasılık	0,015900	**	0,000000	***	0,013300	**	
Üst.Ağr.Har.Ort.4	0,000357		0,663041		4,495907		0,035913
Std.Hata	0,000192		0,160865				
Olasılık	0,063400	*	0,000000	***	0,105600		
Üst.Ağr.Har.Ort.6	0,000370		0,648743		3,621884		0,028469
Std.Hata	0,000222		0,185081				
Olasılık	0,096400	*	0,000500	***	0,163500		
Üst.Ağr.Har.Ort.8	0,000396		0,624114		3,784120		0,025857
Std.Hata	0,000233		0,193420				
Olasılık	0,090500	*	0,001400	**	0,150800		
Üst.Ağr.Har.O.12	0,000454		0,580012		14,487960		0,068244
Std.Hata	0,000137		0,116173				
Olasılık	0,001000	***	0,000000	***	0,000700	***	
Basit Regresyon	0,000561		0,503222		8.139006		0,029101
Std.Hata	0,000227		0,174146				
Olasılık	0,013800	**	0,004100	***	0,017100	**	

Tablo 50 Devam

MODELLER	α		β		Wald		R ²
Arch(6)	0,000494		0,565917		8,489533		0,080363
Std.Hata	0,000189		0,149660				
Olasılık	0,009200	***	0,000200	***	0,014300	**	
Garch(1,1)	0,000415		0,632585		7,479446		0,097054
Std.Hata	0,000168		0,135215				
Olasılık	0,013900	**	0,000000	***	0,023800	**	
Tarch(1,1)	0,000406		0,639446		6,503127		0,098510
Std.Hata	0,000174		0,142201				
Olasılık	0,020600	**	0,000000	***	0,038700	**	
Egarch(1,1)	0,000153		0,924520		1,352319		0,116025
Std.Hata	0,000166		0,162838				
Olasılık	0,354700		0,000000	***	0,508600		

^a Tahmini katsayı

^b Newey-West Heteroskedastisite ve Otokorelasyon Tutarlı Standart Hata

*** % 1 anlamlılıkta, α ve β katsayılarının sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

** % 5 anlamlılıkta, α ve β katsayılarının sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

* % 10 anlamlılıkta, α ve β katsayılarının sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

(***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılıkta Wald testi için, β katsayısının 1'den farklı olduğunu göstermektedir)

Yukarıdaki Tablo 50, haftalık varyans tahminleme modellerinin analiz sonuçlarını göstermektedir. Tüm modeller içinde yalnız EGARCH modeli etkin ve tarafsız model olarak bulunmuştur. EGARCH'ın açıklayıcılık gücü % 11,6'dır. Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama modellerinin tamamı da tarafsız tahminleyen olarak bulunmuştur fakat bunlar hem etkin değildirler, hem de bunların geleceği açıklayabilme güçleri oldukça düşüktür. Tabloya genel olarak bakıldığında, koşullu modellerin açıklayıcılık güçlerinin koşulsuz modellerin açıklayıcılık güçlerinden daha yüksek olduğu görülmektedir.

Tablo 51

10-Günlük Varyans Tahminlemesi Regresyon Analizi Sonuçları

MODELLER	α		β		Wald		R ²
Rassal Yürüyüş	^a 0,000897		0,172957		135,692500		0,02986
Std.Hata	^b 0,00016		0,076441				
Olasılık	0,000000	***	0,024900	**	0,000000	***	
Tarihsel Ort.	0,004226		-3,249477		4,839337		0,02358
Std.Hata	0,001922		1,941198				
Olasılık	0,029200	**	0,095900	*	0,089000	*	
Hareketli Ort.4	0,000653		0,393914		43,428860		0,05775
Std.Hata	0,000170		0,097221				
Olasılık	0,000200	***	0,000100	***	0,000000	***	
Hareketli Ort.6	0,000490		0,538788		20,631640		0,08745
Std.Hata	0,000156		0,101844				
Olasılık	0,002000	***	0,000000	***	0,000000	***	
Hareketli Ort.8	0,000516		0,513052		17,642640		0,06783
Std.Hata	0,000169		0,115994				
Olasılık	0,002700	***	0,000000	***	0,000100	***	
Hareketli Ort.12	0,000694		0,000507		32.671.791		0,14509
Std.Hata	0,000157		0,000269				
Olasılık	0,000000	***	0,061300	*	0,000000	***	
Ağr. Har. Ort.4	0,000648		0,399551		42,635540		0,05991
Std.Hata	0,000169		0,097303				
Olasılık	0,000200	***	0,000100	***	0,000000	***	
Ağr. Har. Ort.6	0,000496		0,534308		25,955440		0,08737
Std.Hata	0,000151		0,092332				
Olasılık	0,001200	***	0,000000	***	0,000000	***	
Ağr. Har. Ort.8	0,000494		0,534239		20,441320		0,07559
Std.Hata	0,000160		0,103426				
Olasılık	0,002300	***	0,000000	***	0,000000	***	
Ağr. Har. Ort.12	0,000485		0,541187		13,276280		0,06195
Std.Hata	0,000176		0,125938				
Olasılık	0,006500	***	0,000000	***	0,001300	***	
Üstel Düzgün.	0,000089		0,832632		1,458565		0,06333
Std.Hata	0,000203		0,169662				
Olasılık	0,662900		0,000000	***	0,482300		
Üst.Ağr.Har.Ort.4	0,000438		0,587237		5,135428		0,04510
Std.Hata	0,000227		0,182203				
Olasılık	0,055300	*	0,001500	***	0,076700	*	
Üst.Ağr.Har.Ort.6	0,000490		0,538788		20,631640		0,08745
Std.Hata	0,000156		0,101844				
Olasılık	0,002000	***	0,000000	***	0,000000	***	
Üst.Ağr.Har.Ort.8	0,000516		0,513052		17,642640		0,06783
Std.Hata	0,000169		0,115994				
Olasılık	0,002700	***	0,000000	***	0,000100	***	

Tablo 51 Devam

MODELLER	α		β		Wald		R^2
Üst.Ağr.Har.Ort.12	0,000617		0,419758		6,113505		0,012836
Std.Hata	0,000308		0,238313				
Olasılık	0,046900	**	0,079900	*	0,047000	**	
Basit Regresyon	0,000742		0,310769		17,169010		0,011913
Std.Hata	0,000258		0,174148				
Olasılık	0,004400	***	0,076000	*	0,000200	***	
Arch(6)	0,000852		0,213568		72,960360		0,017937
Std.Hata	0,000187		0,097008				
Olasılık	0,000000	***	0,029000	**	0,000000	***	
Garch(1,1)	0,000756		0,296453		40,856240		0,038230
Std.Hata	0,000197		0,117320				
Olasılık	0,000200	***	0,012400	**	0,000000	***	
Tarch(1,1)	0,000758		0,292985		41,999710		0,037765
Std.Hata	0,000197		0,116256				
Olasılık	0,000200	***	0,012600	**	0,000000	***	
Egarch(1,1)	0,000563		0,504820		9,688964		0,053610
Std.Hata	0,000216		0,159511				
Olasılık	0,010000	**	0,001800	***	0,007900	***	

^a Tahmini katsayı

^b Newey-West Heteroskedastisite ve Otokorelasyon Tutarlı Standart Hata

*** % 1 anlamlılıkta, α ve β katsayılarının sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

** % 5 anlamlılıkta, α ve β katsayılarının sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

* % 10 anlamlılıkta, α ve β katsayılarının sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

(***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılıkta Wald testi için, β katsayısının 1'den farklı olduğunu göstermektedir)

10- günlük varyans tahminlemede yalnızca Üstel Düzgünleştirme etkin ve tarafsız model olarak bulunmuştur. Açıklayıcılık gücü % 6,33'dür. Koşullu modellerin haftalık varyansta bulunan nispeten yüksek açıklayıcılık güçleri 10-günlük varyansta düşmüştür. Haftalık varyansta % 9-10 olan R^2 , 10-günlük varyansta % 4-5 düzeylerine düşmüştür. En yüksek R^2 değeri % 14,5 ile Hareketli Ortalama (12)'ye aittir. Yalnız ne bu model, ne de diğer koşulsuz modeller tarafsız tahminleyenler değildir.

Tablo 52

1-Aylık Varyans Tahminlemesi Regresyon Analizi Sonuçları

MODELLER	α		β		Wald		R ²
Rassal Yürüyüş	^a 0,000725		0,332187		66,877470		0,109658
Std.Hata	^b 0,000171		0,084625				
Olasılık	0,000100	***	0,000200	***	0,000000	***	
Tarihsel Ort.	0,004416		-3,374742		4,597502		0,042064
Std.Hata	0,002065		2,064347				
Olasılık	0,035500	**	0,105900		0,100400		
Hareketli Ort.4	0,000546		0,486073		17,268900		0,112876
Std.Hata	0,000169		0,126116				
Olasılık	0,001800	***	0,000200	***	0,000200	***	
Hareketli Ort.6	0,000648		0,393069		14,770980		0,055584
Std.Hata	0,000215		0,158474				
Olasılık	0,003500	***	0,015200	**	0,000600	***	
Hareketli Ort.8	0,000610		0,425038		10,163790		0,050044
Std.Hata	0,000242		0,180400				
Olasılık	0,013500	**	0,020900	**	0,006200	***	
Hareketli Ort.12	0,000447		0,565574		3,687428		0,061058
Std.Hata	0,000246		0,235100				
Olasılık	0,072500	*	0,018400	**	0,158200		
Ağr. Har. Ort.4	0,000518		0,511893		16,916120		0,126021
Std.Hata	0,000161		0,121568				
Olasılık	0,001900	***	0,000100	***	0,000200	***	
Ağr. Har. Ort.6	0,000568		0,465803		12,099600		0,079597
Std.Hata	0,000198		0,155862				
Olasılık	0,005300	***	0,003700	***	0,002400	***	
Ağr. Har. Ort.8	0,000510		0,515696		7,788957		0,076926
Std.Hata	0,000216		0,175550				
Olasılık	0,020500	**	0,004300	***	0,020400	**	
Ağr. Har. Ort.12	0,000369		0,638012		3,513334		0,086949
Std.Hata	0,000212		0,201273				
Olasılık	0,085800	*	0,002100	***	0,172600		
Üstel Düzgün.	0,000284		0,692448		3,549894		0,121174
Std.Hata	0,000190		0,163622				
Olasılık	0,138200		0,000100	***	0,169500		
Üst.Ağr.Har.Ort.4	0,000557		0,469910		3,502450		0,024330
Std.Hata	0,000374		0,289600				
Olasılık	0,140900		0,108500		0,173600		
Üst.Ağr.Har.Ort.6	0,000662		0,376067		4,347937		0,014583
Std.Hata	0,000410		0,311216				
Olasılık	0,109900		0,230400		0,113700		
Üst.Ağr.Har.Ort.8	0,000665		0,372798		4,158762		0,014549
Std.Hata	0,000410		0,316613				
Olasılık	0,108200		0,242400		0,125000		

Tablo 52 Devam

MODELLER	α		β		Wald		R ²
Üst.Ağr.Har.Ort.12	0,000447		0,565574		3,687428		0,061058
Std.Hata	0,000246		0,235100				
Olasılık	0,072500	*	0,018400	**	0,158200		
Basit Regresyon	0,000472		0,555508		7,762846		0,060614
Std.Hata	0,000269		0,171791				
Olasılık	0,083000	*	0,001800	***	0,020600	**	
Arch(6)	-0,000031		1,039445		0,008511		0,127554
Std.Hata	0,000526		0,526291				
Olasılık	0,953100		0,051600	*	0,995800		
Garch(1,1)	0,000330		0,688093		2,357719		0,163742
Std.Hata	0,000227		0,207819				
Olasılık	0,150700		0,001400	***	0,307600		
Tarch(1,1)	0,000317		0,695981		2,234312		0,166833
Std.Hata	0,000228		0,206261				
Olasılık	0,168500		0,001100	***	0,327200		
Egarch(1,1)	-0,000016		1,096129		0,421736		0,175789
Std.Hata	0,000301		0,336631				
Olasılık	0,958000		0,001600	***	0,809900		

^a Tahmini katsayı

^b Newey-West Heteroskedastisite ve Otokorelasyon Tutarlı Standart Hata

*** % 1 anlamlılıkta, α ve β katsayılarının sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

** % 5 anlamlılıkta, α ve β katsayılarının sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

* % 10 anlamlılıkta, α ve β katsayılarının sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

(***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılıkta Wald testi için, β katsayısının 1'den farklı olduğunu göstermektedir)

1-aylık varyansta, 20 model içinde 4 model etkin ve tarafsız model olarak bulunmuştur. Bunlar Üstel Düzgünleştirme, GARCH, TARCH ve EGARCH'dır. Sabit katsayıları sıfırdır ve sıfır olmayan fakat 1'e eşit olan regresyon katsayıları bulunmaktadır. Bu modeller içinde en yüksek açıklama gücüne % 17,5 ile EGARCH sahiptir. TARCH'ın % 16,6, GARCH'ın % 16,3 ve Üstel Düzgünleştirme'nin % 12,1'lik açıklama güçleri vardır.

Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), (6) ve (8)'in de tarafsız olduğunu söylemek mümkündür. Fakat geleceği açıklama güçleri oldukça düşüktür (% 1-% 2). ARCH'ın da tarafsız bir tahminleyen olduğu söylenebilir. Açıklayıcılık gücü % 12,7'dir.

Koşullu modellerin haftalık varyansta yüksek olan fakat 10-günlük varyansta düşen açıklayıcılık güçleri, aylık varyansta tekrar artmış ve % 12-17 düzeylerine çıkmıştır.

Tablo 53

3-Aylık Varyans Tahminlemesi Regresyon Analizi Sonuçları

MODELLER	A		β		Wald		R ²
Rassal Yürüyüş	^a 0,000508		0,507191		23,450950		0,243834
Std.Hata	^b 0,00020		0,114348				
Olasılık	0,017800	**	0,000100	***	0,000000	***	
Tarihsel Ort.	0,004577		-3,504823		10,692860		0,095588
Std.Hata	0,001469		1,510006				
Olasılık	0,004400	***	0,028400	**	0,004800	***	
Hareketli Ort.4	0,000469		0,535672		2,870958		0,109159
Std.Hata	0,000345		0,279003				
Olasılık	0,185400		0,065900	*	0,238000		
Hareketli Ort.6	0,000465		0,536862		1,697060		0,077316
Std.Hata	0,000467		0,377868				
Olasılık	0,328100		0,167300		0,428000		
Hareketli Ort.8	0,000468		0,534584		1,412473		0,057552
Std.Hata	0,000619		0,480944				
Olasılık	0,456800		0,276500		0,493500		
Hareketli Ort.12	0,000647		0,378917		0,984081		0,020797
Std.Hata	0,000849		0,706169				
Olasılık	0,452900		0,596100		0,611400		
Ağr. Har. Ort.4	0,000442		0,560274		3,009905		0,121546
Std.Hata	0,000324		0,258683				
Olasılık	0,184300		0,039700	**	0,222000		
Ağr. Har. Ort.6	0,000403		0,592929		1,690552		0,097987
Std.Hata	0,000413		0,331680				
Olasılık	0,337600		0,085500	*	0,429400		
Ağr. Har. Ort.8	0,000360		0,630297		1,148021		0,085163
Std.Hata	0,000525		0,411374				
Olasılık	0,498900		0,137600		0,563300		
Ağr. Har. Ort.12	0,000370		0,624160		0,637857		0,061616
Std.Hata	0,000706		0,576562				
Olasılık	0,604400		0,288900		0,726900		
Üstel Düzgün.	0,000018		0,864572		1,749731		0,195508
Std.Hata	0,000272		0,210576				
Olasılık	0,947300		0,000400	***	0,416900		
Üst.Ağr.Har.Ort.4	0,000047		0,850456		0,730062		0,093535
Std.Hata	0,000697		0,579899				
Olasılık	0,947000		0,154500		0,694200		
Üst.Ağr.Har.Ort.6	0,000167		0,759350		0,635384		0,066136
Std.Hata	0,000840		0,687610				
Olasılık	0,843500		0,279600		0,727800		
Üst.Ağr.Har.Ort.8	0,000354		0,616341		0,713206		0,047184
Std.Hata	0,000892		0,720281				
Olasılık	0,694500		0,400000		0,700100		

Tablo 53 Devam

MODELLER	α		β		Wald		R ²
Üst.Ağr.Har.Ort.12	0,000647		0,378917		0,984081		0,020797
Std.Hata	0,000849		0,706169				
Olasılık	0,452900		0,596100		0,611400		
Basit Regresyon	0,000234		0,794370		0,334734		0,084675
Std.Hata	0,000483		0,369994				
Olasılık	0,632500		0,041300	**	0,845900		
Arch(6)	0,001733		-0,60179		14,080720		0,024747
Std.Hata	0,000463		0,447162				
Olasılık	0,000900	***	0,190000		0,000900	***	
Garch(1,1)	0,000411		0,585808		7,544775		0,107699
Std.Hata	0,000300		0,170947				
Olasılık	0,181200		0,002000	***	0,023000	**	
Tarch(1,1)	0,000430		0,567760		9,378325		0,102567
Std.Hata	0,000300		0,164045				
Olasılık	0,164100		0,001900	***	0,009200	***	
Egarch(1,1)	0,000478		0,579039		1,598046		0,034919
Std.Hata	0,000399		0,337267				
Olasılık	0,241300		0,097900	*	0,449800		

^a Tahmini katsayı

^b Newey-West Heteroskedastisite ve Otokorelasyon Tutarlı Standart Hata

*** % 1 anlamlılıkta, α ve β katsayılarının sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

** % 5 anlamlılıkta, α ve β katsayılarının sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

* % 10 anlamlılıkta, α ve β katsayılarının sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

(***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılıkta Wald testi için, β katsayısının 1'den farklı olduğunu göstermektedir)

3-aylık varyansta en etkin ve tarafsız model olarak Üstel Düzgünleştirme çıkmıştır. Modelin açıklayıcılık gücü % 19,5'tir. Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) ve Basit Regresyon modelleri de tarafsızdırlar ve % 5 anlamlılık düzeyinde etkindirler ve % 1 anlamlılıkta tarafsızdırlar. Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), % 12,1'lik açıklayıcılığa sahipken, Basit Regresyon'un açıklayıcılığı daha düşüktür (% 8,5). Hareketli Ortalama (4), Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6) ve EGARCH tarafsızdırlar ve % 10 anlamlılıkta etkindirler.

Koşullu modellerin açıklayıcılık güçleri 10-günlük varyansta olduğu gibi düşmüştür.

Yapılan regresyon analizlerinin sonuçlarını genel olarak yorumlamak gerekirse:

1. Üstel Düzgünleştirme Modeli haftalık varyans tahminleme hariç diğer tüm kesitlerde tarafsız ve etkin model olarak bulunmuştur.

2. EGARCH Modeli, haftalık ve aylık varyans tahminlemede tarafsız ve etkin model olarak bulunmuştur.

3. GARCH ve TARARCH modelleri yalnızca aylık kesitte etkin ve tarafsız modeller olarak bulunmuşlardır.

4. Koşullu modellerin açıklayıcılık güçleri haftalık ve aylık kesitlerde, 10-günlük ve 3-aylık kesitlere göre daha yüksektir.

5. En yüksek açıklayıcılık gücüne sahip tarafsız ve etkin model 3-aylık kesitte bulunan Üstel Düzgünleştirme Modeli'dir (% 19,5). İkincisi ise aylık varyansta yer alan % 17,5 ile EGARCH Modeli'dir.

6. Değişkenliğin faktörlerinin belirlendiği ilişki analizlerinde aylık frekanslar kullanıldığı için burada da aylık varyans tahminlemenin sonuçları önem kazanmaktadır. Aylık kesitte Üstel Düzgünleştirme, EGARCH, TARARCH ve GARCH etkin ve tarafsız tahminleyenler olarak bulunmuşlardır. Hata istatistiklerinde de bu dört model en iyi modeller arasına girdikleri için ilişki analizlerinde bu modeller ile hesaplanan varyans değerlerini kullanmak doğru olacaktır.

7. Balaban'ın çalışmasının regresyon analizi kısmı bulguları ise aşağıda kısaca anlatılmıştır:

Basit Regresyon, ARCH, GARCH, TARARCH ve EGARCH etkin ve tarafsız tahminleyenler olarak bulunmuşlardır. En yüksek açıklayıcılık gücüne % 27,5 ile ARCH sahiptir. EGARCH ve GARCH'ın açıklayıcılık güçleri sırasıyla % 21,9 ve % 21,8'dir. Basit Regresyon ile hesaplanan varyans gerçekleşen varyansın % 15,8'ini açıklarken, TARARCH Modeli % 15,6'sını açıklamaktadır.

Bu çalışmada da Balaban'ın çalışmasına benzer sonuçlar bulunmuştur. Balaban'ın çalışmasında olduğu gibi, koşullu modeller (ARCH Modeli hariç) etkin ve tarafsız modeller olarak ortaya çıkmaktadırlar. Balaban'ın çalışmasından farklı olarak Basit Regresyon yerine Üstel Düzgünleştirme etkin ve tarafsız model olarak bulunmuştur. Bu modeller içinde en yüksek açıklama gücüne % 17,5 ile EGARCH sahiptir. TARARCH'ın % 16,6, GARCH'ın % 16,3 ve Üstel Düzgünleştirme'nin % 12,1'lik açıklama güçleri vardır. TARARCH'ın açıklama gücü iki çalışmada da neredeyse aynı oranda bulunmuştur. Fakat genel olarak Balaban'ın çalışmasında modellerin açıklayıcılık güçleri daha yüksektir. Bunun nedeni olarak Balaban'ın çalışmasının kapsadığı dönemin daha kısa olması düşünülebilir.

5.1.4.2.2. Dönem II'ye Ait Bulgular

İkinci olarak tahmin modellerinin performansları Mayıs 1996- Aralık 2004 olarak belirlenen Dönem II için ölçülmüştür. Yukarıdaki satırlarda da bahsedildiği gibi, Dönem II için yalnızca aylık varyans tahminleme performansları ölçülmüştür. Aşağıda bu döneme ait sonuçlar yer almaktadır.

5.1.4.2.2.1. Simetrik Hata İstatistikleri Bulguları

Çalışmanın bulgularının yer aldığı tablolara geçmeden önce Üstel Düzgünleştirme ve Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modelleri için hesaplanan parametre değerlerinin yer aldığı Tablo 54 aşağıda yer almaktadır.

Tablo 54

Üstel Düzgünleştirme ve Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modellerine Ait Parametreler

Model/Kesit	Aylık
Üstel	0,24
Düzgünleştirme	
Üst.Ağr.Har.Ort.4	0
Üst.Ağr.Har.Ort.6	0,100
Üst.Ağr.Har.Ort.8	0,100
Üst.Ağr.Har.Ort.12	0

Bu noktada, Dönem I'in sonuçlarında da vurgulandığı gibi, EGARCH ve TARARCH ile ilgili önemli bir açıklamayı yapmak bir zorunluluktur. Hatırlanacağı gibi, Dönem I için uygulanan EGARCH testi sonuçları, kullanılan veri seti için asimetrik haber bilgisi etkisinden söz edilemeyeceğini göstermişti. Aynı şekilde, Dönem II'nin veri setinin hem kestirim dönemine hem de kestirim ve tahmin dönemlerinin tamamına EGARCH uygulanmıştır. Bu çalışmayı gösteren E-Views test sonuç tabloları aşağıda yer almaktadır (Tablo 55 ve Tablo 56). Tablolardan da görülebileceği gibi Dönem I'in aksine, EGARCH modelinin γ_i katsayısı negatiftir ve

asimetrik bilginin bu dönem için geçerli olduğu anlaşılmaktadır. Aynı sonuç TARCH modeli için de bulunmuştur.

Tablo 55

Tüm Döneme Uygulanan EGARCH Modeli Sonuç Tablosu

	Katsayı	Standart Hata	z-istatistiği	Olasılık
C	-0,447158	0,053993	-8,281710	0,0000
RES /SQR[GARCH](1)	0,257185	0,017770	14,47310	0,0000
RES/SQR[GARCH](1)	-0,022045	0,009510	-2,318053	0,0204
EGARCH(1)	0,964328	0,006725	143,3841	0,0000

Tablo 56

Kestirim Dönemine Uygulanan EGARCH Modeli Sonuç Tablosu

	Katsayı	Standart Hata	z-istatistiği	Olasılık
C	-0,438453	0,074554	-5,880971	0,0000
RES /SQR[GARCH](1)	0,250218	0,023008	10,87506	0,0000
RES/SQR[GARCH](1)	-0,039570	0,013384	-2,956603	0,0031
EGARCH(1)	0,965480	0,009103	106,0605	0,0000

1-aylık varyans için sonuç tablolarında (Tablo 57 ve Tablo 58) simetrik hata istatistik değerleri yer almaktadır.

Tablo 57

1-Aylık Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları I

Modeller/İstatistikler	OH	OMH	Sıralama
Rassal Yürüyüş	0,0000151594	0,0006960161	14
Tarihsel Ort.	0,0002291537	0,0007900709	17
Hareketli Ort.(4)	0,0000248039	0,0006012694	3
Hareketli Ort.(6)	0,0000337078	0,0006373332	8
Hareketli Ort.(8)	0,0000477110	0,0006443490	9
Hareketli Ort.(12)	0,0000917896	0,0006592419	11
Ağr. Hareketli Ort.(4)	0,0000239232	0,0005996199	1
Ağr. Hareketli Ort.(6)	0,0000311428	0,0006209419	5
Ağr. Hareketli Ort.(8)	0,0000414432	0,0006160177	4
Ağr.Hareketli Ort.(12)	0,0000696954	0,0006316760	7
Üstel Düzgünleştirme	0,0000895564	0,0006005027	2
Üstel Ağr.Har. Ort.(4)	0,0000248039	0,0006012694	3
Üstel Ağr.Har. Ort.(6)	0,0000077361	0,0006842995	13
Üstel Ağr.Har. Ort.(8)	0,0000077361	0,0006842995	13
Üstel Ağr.Har.Ort.(12)	0,0000917896	0,0006592419	11
Basit Regresyon	0,0002396486	0,0007493474	16
ARCH(6)	0,0002626927	0,0007408532	15
GARCH(1,1)	0,0001688009	0,0006593107	12
TARCH(1,1)	0,0001633333	0,0006493600	10
EGARCH(1,1)	0,0000895863	0,0006227196	6

1-aylık varyansta tüm modeller gerçekleşenin üstünde tahminleme yapmıştır.

OMH istatistiğine göre en iyi model Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4)'dür. Daha sonra en iyi modeller sırasıyla Üstel Düzgünleştirme, Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4)'ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama (8)'dir. En kötü modelse Tarihsel Ortalama Modeli'dir. Basit Regresyon Modeli de Tarihsel Ortalama'dan sonraki en kötü modeldir. EGARCH modeli de iyi modeller arasında yer almaktadır. En iyi model olan Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4)'nın, en kötü model olan Tarihsel Ortalama Modeli'ne göre performansı % 24,1 daha iyidir. Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), en iyi ikinci model olan Üstel Düzgünleştirme'den ise % 0,15 daha iyi performans sergilemiştir. Dolayısıyla Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) ve Üstel Düzgünleştirme birbirlerine oldukça yakın iki modeldir. Üçüncü en iyi model olan Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), en kötü modelden % 23,9 daha iyidir. Dönem I'in bulgularıyla karşılaştıracak olursak, iyi modeller ile en kötü model arasındaki yüzdesel hata farkı, Dönem II'de daha yüksektir. Ayrıca Dönem II'de en iyi modellerin hataları birbirine Dönem I'deki hatalara göre daha yakındır. Dolayısıyla seçim yapmak Dönem II'de daha zordur.

Tablo 58**1-Aylık Varyans Tahminlemesi Simetrik Hata İstatistikleri Sonuçları II**

Modeller/İstatistikler	OHK	KOHK	Sıralama	OMHY	Sıralama
Rassal Yürüyüş	0,00000182	0,00134891	17	0,71351957	1
Tarihsel Ort.	0,00000135	0,00116359	16	1,67679020	17
Hareketli Ort.(4)	0,00000122	0,00110465	8	0,77813566	3
Hareketli Ort.(6)	0,00000133	0,00115542	14	0,89016912	7
Hareketli Ort.(8)	0,00000134	0,00115619	15	0,93359973	9
Hareketli Ort.(12)	0,00000125	0,00111744	9	0,99028921	10
Ağr. Hareketli Ort.(4)	0,00000120	0,00109574	7	0,76659096	2
Ağr. Hareketli Ort.(6)	0,00000127	0,00112857	11	0,84691586	4
Ağr. Hareketli Ort.(8)	0,00000126	0,00112375	10	0,87500955	6
Ağr.Hareketli Ort.(12)	0,00000120	0,00109400	6	0,92093981	8
Üstel Düzgünleştirme	0,00000110	0,00104882	5	0,84968618	5
Üstel Ağr.Har. Ort.(4)	0,00000122	0,00110465	8	0,77813566	3
Üstel Ağr.Har. Ort.(6)	0,00000132	0,00114901	13	1,32590151	14
Üstel Ağr.Har. Ort.(8)	0,00000132	0,00114901	13	1,32590151	14
Üstel Ağr.Har.Ort.(12)	0,00000125	0,00111744	9	0,99028921	10
Basit Regresyon	0,00000128	0,00113321	12	1,42390056	15
ARCH(6)	0,00000109	0,00104421	4	1,46853931	16
GARCH(1,1)	0,00000103	0,00101303	3	1,16751804	13
TARCH(1,1)	0,00000098	0,00099203	1	1,15491647	12
EGARCH(1,1)	0,00000101	0,00100742	2	1,05194234	11

OHK ve KOHK hata istatistiklerine göre koşullu modeller en iyi dört model olarak yerlerini almışlardır. Daha sonra Üstel Düzgünleştirme Modeli gelmektedir. En kötü model Rassal Yürüyüş'tür. Onu Tarihsel Ortalama takip etmektedir. En iyi model olan TARCH'ın en kötü model olan Rassal Yürüyüş modeline göre performansı % 26,5 daha iyidir. TARCH, en iyi ikinci model olan EGARCH'dan ise % 0,8 daha iyi performans sergilemiştir. Üçüncü en iyi model olan GARCH, en kötü modelden % 24,6 daha iyidir. ARCH ise Rassal Yürüyüş'ten % 22,5 daha iyi performans sergilemiştir. OHK ve KOHK istatistiklerinin sonuçları Dönem I'in sonuçlarıyla benzerlik göstermektedir. Dönem I'de de en iyi modeller koşullu değişkenlik modelleridir. En kötü model de yine Rassal Yürüyüş'tür.

OMHY istatistiğine genel olarak bakıldığında, koşullu değişkenlik modellerinin koşulsuzlara göre üstünlüklerinin ortadan kalktığı görülmektedir. Bu hata istatistiğine göre en iyi model Rassal Yürüyüş'tür. Daha sonra en iyi modeller sırasıyla Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6)'dır. En kötü modelse Tarihsel Ortalama Modeli'dir.

ARCH ve Basit Regresyon Tarihsel Ortalama'dan sonraki en kötü modellerdir. En iyi model olan Rassal Yürüyüş'ün en kötü model olan Tarihsel Ortalama Modeli'ne göre performansı % 57,4 daha iyidir. Rassal Yürüyüş, en iyi ikinci model olan Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4)'dan ise % 6,9 daha iyi performans sergilemiştir. Üçüncü en iyi model olan Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), en kötü modelden % 53,6 daha iyidir. Dönem II'nin bu bulguları Dönem I ile oldukça büyük benzerlikler göstermektedir. En iyi ve en kötü modeller hemen hemen aynı çıkmıştır. Bir tek Dönem I'de EGARCH en iyi 4 model arasına girerken, Dönem II'de kayda değer bir üstünlüğü bulunmamaktadır.

Tablo 57 ve Tablo 58'de yer alan sonuç değerlerine bakarak vurgulanması gereken önemli bir nokta bulunmaktadır:

OMHY, OMH ve OHK (ve türevi KOHK) istatistikleri ile çelişen sonuçlar vermektedir: OHK'ya göre Rassal Yürüyüş en kötü modellerdenken, OMHY'ye göre en iyi modeldir.

5.1.4.2.2.2. Asimetrik Hata İstatistikleri Bulguları

İkinci olarak asimetrik hata istatistikleri incelenmiştir. Aşağıda 1-aylık varyans için asimetrik hata istatistik değerlerine göre sonuçların verildiği Tablo 59 yer almaktadır.

Tablo 59

1-Aylık Varyans Tahminlemesi Asimetrik Hata İstatistikleri Sonuçları

Modeller/İstatistikler	OKH(D)	Sıralama	OKH(Y)	Sıralama
Rassal Yürüyüş	0,00987171	17	0,01145344	1
Tarihsel Ort.	0,00658502	7	0,02011863	17
Hareketli Ort.(4)	0,00805780	14	0,01262533	2
Hareketli Ort.(6)	0,00784362	13	0,01391232	5
Hareketli Ort.(8)	0,00745748	11	0,01458582	7
Hareketli Ort.(12)	0,00686015	8	0,01612764	11
Ağr. Hareketli Ort.(4)	0,00806192	15	0,01263774	3
Ağr. Hareketli Ort.(6)	0,00766739	12	0,01374239	4
Ağr. Hareketli Ort.(8)	0,00725245	10	0,01398645	6
Ağr.Hareketli Ort.(12)	0,00692156	9	0,01554177	10
Üstel Düzgünleştirme	0,00629823	5	0,01515369	8
Üstel Ağr.Har. Ort.(4)	0,00805780	14	0,01262533	2
Üstel Ağr.Har. Ort.(6)	0,00848177	16	0,01527228	9
Üstel Ağr.Har. Ort.(8)	0,00848177	16	0,01527228	9
ÜstelAğr.Har.Ort.(12)	0,00686015	8	0,01612764	11
Basit Regresyon	0,00581805	1	0,01998103	15
ARCH(6)	0,00583823	2	0,02008865	16
GARCH(1,1)	0,00591214	3	0,01792766	14
TARCH(1,1)	0,00592681	4	0,01779466	13
EGARCH(1,1)	0,00646475	6	0,01629857	12

Tablo 59 Devam

Modeller/İstatistikler	LH	Sıralama
Rassal Yürüyüş	0,55782128	3
Tarihsel Ort.	1,09157652	17
Hareketli Ort.(4)	0,56283199	4
Hareketli Ort.(6)	0,65192064	10
Hareketli Ort.(8)	0,64615919	8
Hareketli Ort.(12)	0,65064456	9
Ağr. Hareketli Ort.(4)	0,55304950	2
Ağr. Hareketli Ort.(6)	0,61682640	7
Ağr. Hareketli Ort.(8)	0,60812409	6
Ağr.Hareketli Ort.(12)	0,60642474	5
Üstel Düzgünleştirme	0,55172180	1
Üstel Ağr.Har. Ort.(4)	0,56283199	4
Üstel Ağr.Har. Ort.(6)	0,91642744	15
Üstel Ağr.Har. Ort.(8)	0,91642744	15
ÜstelAğr.Har.Ort.(12)	0,65064456	9
Basit Regresyon	0,91442796	14
ARCH(6)	0,92145395	16
GARCH(1,1)	0,72840213	13
TARCH(1,1)	0,71680632	12
EGARCH(1,1)	0,66220634	11

Ortalama Karışık Hata (D) istatistiğine göre Basit Regresyon en iyi modeldir. Daha sonra sırasıyla ARCH, GARCH ve TARARCH gelmektedir. Bu modeller diğer modellere göre daha yüksek tahmin yapmaktadırlar. Rassal Yürüyüş Modeli en kötü modeldir. Düşük tahmin değerleri en yüksek model olarak oluşmuştur. Daha sonra düşük tahmin değerleri cezalandırılan ikinci model Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Modeli (6) ve (8)'dir.

Ortalama Karışık Hata (Y) istatistiğine göre Rassal Yürüyüş en iyi modeldir. Daha sonra sırasıyla Hareketli Ortalama (4) ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) gelmektedir. Bu modeller diğer modellere göre daha düşük tahminler yapmaktadırlar. Tarihsel Ortalama Modeli en kötü modeldir. Yüksek tahmin değerleri en yüksek model olarak oluşmuştur. Daha sonra yüksek tahmin değerleri cezalandırılan ikinci model ARCH'dır.

Logaritmik Hata istatistiğine göre sırasıyla Üstel Düzgünleştirme, Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) ve Rassal Yürüyüş en iyi modellerdir. En kötü model Tarihsel Ortalama'dır. ARCH en kötü ikinci model olarak yer almaktadır.

Aşağıda Dönem II için simetrik ve asimetric hata istatistiklerine göre en iyi ve en kötü üç modelin yer aldığı özet tablo bulunmaktadır:

Tablo 60

Dönem II için Simetrik ve Asimetrik Hata İstatistikleri Özet Tablosu

Modelin Performans Sırası	OMH	KOHK	OMHY
1-Aylık:			
1.	Ağır.Har.Ort.(4)	TARCH	Rassal Yürüyüş
2.	Üstel Düzgünleştir.	EGARCH	Ağır.Har.Ort.(4)
3.	Üst.Ağr.Har.Ort.(4)	GARCH	Har.Ort.(4)
...			
17.	ARCH	Har.Ort.(8)	Basit Regresyon
18.	Basit Regresyon	Tarihsel Ortalama	ARCH
19.	Tarihsel Ortalama	Rassal Yürüyüş	Tarihsel Ortalama
	OKH(D)	OKH(Y)	LH
1-Aylık:			
1.	Basit Regresyon	Rassal Yürüyüş	Üstel Düzgünleştir.
2.	ARCH	Üst.Ağr.Har.Ort.(4)	Ağır.Har.Ort.(4)
3.	GARCH	Ağır.Har.Ort.(4)	Rassal Yürüyüş
...			
17.	Ağır.Har.Ort.(4)	Basit Regresyon	Üst.Ağr.Har.Ort.(6,8)
18.	Üst.Ağr.Har.Ort.(6,8)	ARCH	ARCH
19.	Rassal Yürüyüş	Tarihsel Ortalama	Tarihsel Ortalama

Bu tablonun yorumlarına yukarıdaki satırlarda ayrı ayrı yer verilmiştir. Temel noktalar bir kez de burada vurgulanacak olursa:

1. Koşullu modellerin KOHK istatistiği hariç diğer istatistiklerde koşulsuz modellere göre farklı bir üstünlükleri bulunmamaktadır.

2. Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) modeli en sık en iyi modeller arasına girmiştir. Rassal Yürüyüş, Üstel Düzgünleştirme ve GARCH da birden fazla istatistikte en iyi modeller arasında yer almışlardır.

3. Dönem II için bulunan bu sonuçlar, Dönem I'in sonuçları ile paralellik arz etmektedir. İki dönemin sonuçlarının benzer olduğunu gösterebilmek için Tablo 61 ve Tablo 62 hazırlanmıştır:

Tablo 61

Dönem I ve Dönem II Karşılaştırması (Simetrik Hata İstatistikleri)

Modelin Performans Sırası	OMH	KOHK	OMHY
Dönem I			
1-Aylık:			
1.	EGARCH	EGARCH	Rassal Yürüyüş
2.	Üstel Düzgünleştir.	TARCH	Ağır.Har.Ort.(4)
3.	Ağır.Har.Ort.(4)	GARCH	Har.Ort.(4)
...			
17.	Üst.Ağr.Har.Ort.(6)	Har.Ort.(8)	ARCH
18.	Üst.Ağr.Har.Ort.(8)	Har.Ort.(6)	Basit Regresyon
19.	Rassal Yürüyüş	Rassal Yürüyüş	Tarihsel Ortalama
	OMH	KOHK	OMHY
Dönem II			
1-Aylık:			
1.	Ağır.Har.Ort.(4)	TARCH	Rassal Yürüyüş
2.	Üstel Düzgünleştir.	EGARCH	Ağır.Har.Ort.(4)
3.	Üst.Ağr.Har.Ort.(4)	GARCH	Har.Ort.(4)
...			
17.	ARCH	Har.Ort.(8)	Basit Regresyon
18.	Basit Regresyon	Tarihsel Ortalama	ARCH
19.	Tarihsel Ortalama	Rassal Yürüyüş	Tarihsel Ortalama

Özellikle OMHY istatistiğinin sonuçları neredeyse birebir aynıdır. KOHK istatistik sonuçları da büyük oranda benzerlik arz etmektedir. En farklı sonuçları OMH istatistiği vermiştir. Onun da her iki dönem için Üstel Düzgünleştirme ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) modellerini seçtiğini söylemek yanlış olmayacaktır.

Tablo 62

Dönem I ve Dönem II Karşılaştırması (Asimetrik Hata İstatistikleri)

Modelin Performans Sırası	OKH(D)	OKH(Y)	LH
Dönem I 1-Aylık:			
1.	Üstel Düzgünleştir.	Rassal Yürüyüş	Ağır.Har.Ort.(4)
2.	Ağır.Har.Ort.(12)	EGARCH	Üstel Düzgünleştir.
3.	Har.Ort.(12)	Üst.Ağr.Har.Ort.(12)	Har.Ort.(4)
...			
17.	Har.Ort.(6)	Üst.Ağr.Har.Ort.(4)	Basit Regresyon
18.	Tarihsel Ortalama	Üst.Ağr.Har.Ort.(8)	ARCH
19.	Rassal Yürüyüş	Üst.Ağr.Har.Ort.(6)	Tarihsel Ortalama
	OKH(D)	OKH(Y)	LH
Dönem II 1-Aylık:			
1.	Basit Regresyon	Rassal Yürüyüş	Üstel Düzgünleştir.
2.	ARCH	Üst.Ağr.Har.Ort.(4)	Ağır.Har.Ort.(4)
3.	GARCH	Ağır.Har.Ort.(4)	Rassal Yürüyüş
...			
17.	Ağır.Har.Ort.(4)	Basit Regresyon	Üst.Ağr.Har.Ort.(6,8)
18.	Üst.Ağr.Har.Ort.(6,8)	ARCH	ARCH
19.	Rassal Yürüyüş	Tarihsel Ortalama	Tarihsel Ortalama

Asimetrik hata istatistiklerinin Dönem I ve II için sonuçları simetrik hata istatistiklerinin sonuçları kadar benzer değildir. Daha ziyade LH sonuçları birbirine benzemektedir.

Dönem II’de simetrik ve asimetrik hata istatistiklerinde ortak en iyi model olarak Üstel Düzgünleştirme, Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), GARCH ve Rassal Yürüyüş modelleri bulunmuştur. Dönem I’den farklı tek model GARCH’tır. Dönem I’de GARCH yerine EGARCH seçilmişti. Fakat daha önce de belirtildiği gibi, ilişki analizlerine seçilecek modeller için regresyon analizlerinin sonuçlarını da almak gerekmektedir.

Aşağıda Dönem II için regresyon analizlerinin sonuçları yer almaktadır.

5.1.4.2.2.3. Regresyon Analizleri Bulguları

Hata istatistiklerinin sonuçlarının ardından regresyon analizinin sonuçlarının yer aldığı tablo aşağıda verilmiştir (Tablo 63).

Tablo 63
1-Aylık Varyans Tahminlemesi Regresyon Analizi Sonuçları

MODELLER	α		B		Wald		R ²
Rassal Yürüyüş	0,000647 ^a		0,309262		89,12922		0,094794
Std.Hata	0,000212 ^b		0,07886				
Olasılık	0,0036	***	0,0003	***	0,0000	***	
Tarihsel Ort.	-0,001404		2,002146		1,051505		0,018956
Std.Hata	0,002316		1,893816				
Olasılık	0,5472		0,2956		0,5911		
Hareketli Ort.4	0,000385		0,576958		7,595873		0,164694
Std.Hata	0,000172		0,170258				
Olasılık	0,0304	**	0,0014	***	0,0224	**	
Hareketli Ort.6	0,000468		0,486879		6,918953		0,093575
Std.Hata	0,000215		0,210215				
Olasılık	0,0343	**	0,0248	**	0,0314	**	
Hareketli Ort.8	0,000465		0,482683		5,580687		0,073017
Std.Hata	0,000241		0,229546				
Olasılık	0,0592	*	0,0406	**	0,0614	*	
Hareketli Ort.12	0,000282		0,639048		1,526474		0,088896
Std.Hata	0,000238		0,316088				
Olasılık	0,2426		0,0487	**	0,4662		
Ağr. Har. Ort.4	0,000371		0,591401		7,880532		0,17405
Std.Hata	0,000166		0,161333				
Olasılık	0,0298	**	0,0006	***	0,0194	**	
Ağr. Har. Ort.6	0,000412		0,544794		5,88551		0,11911
Std.Hata	0,000199		0,206337				
Olasılık	0,0437	**	0,0111	**	0,0527	*	
Ağr. Har. Ort.8	0,000383		0,568713		4,170444		0,105326
Std.Hata	0,000216		0,229122				
Olasılık	0,0823	*	0,0165	**	0,1243		
Ağr. Har. Ort.12	0,000233		0,701069		1,424672		0,11869
Std.Hata	0,000208		0,274908				
Olasılık	0,267		0,0139	**	0,4905		
Üstel Düzgün.	0,000166		0,75247		1,441675		0,193808
Std.Hata	0,000157		0,216292				
Olasılık	0,2969		0,0011	***	0,4863		

Tablo 63 Devam

MODELLER	A		β		Wald		R ²
Üst.Ağr.Har.Ort.4	0,000385		0,576958		7,595873		0,164694
Std.Hata	0,000172		0,170258				
Olasılık	0,0304	**	0,0014	***	0,0224	**	
Üst.Ağr.Har.Ort.12	0,000282		0,639048		1,526474		0,088896
Std.Hata	0,000238		0,316088				
Olasılık	0,2426		0,0487	**	0,4662		
Basit Regresyon	-0,000001		0,79787		4,213891		0,07563
Std.Hata	0,000432		0,26431				
Olasılık	0,9989		0,004	***	0,1216		
Arch(6)	-0,000625		1,300413		4,850448		0,239104
Std.Hata	0,000692		0,64778				
Olasılık	0,3706		0,0502	*	0,0885	*	
Garch(1,1)	-0,000364		1,175486		2,718886		0,249803
Std.Hata	0,000474		0,508546				
Olasılık	0,446		0,0251	**	0,2568		
Tarch(1,1)	-0,000506		1,310094		3,883398		0,291065
Std.Hata	0,000484		0,520822				
Olasılık	0,3002		0,0152	**	0,1435		
Egarch(1,1)	-0,000677		1,569058		4,730353		0,27326
Std.Hata	0,000538		0,639694				
Olasılık	0,2139		0,0178	**	0,0939		

^a Tahmini katsayı

^b Newey-West Heteroskedastisite ve Otokorelasyon Tutarlı Standart Hata

*** % 1 anlamlılıkta, α ve β katsayılarının sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

** % 5 anlamlılıkta, α ve β katsayılarının sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

* % 10 anlamlılıkta, α ve β katsayılarının sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

(***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılıkta Wald testi için, β katsayısının 1'den farklı olduğunu göstermektedir)

Dönem II için 1-aylık varyansta 18 model içinde 2 model % 1 anlamlılıkta etkin ve tarafsız model olarak bulunmuştur. Bunlar Üstel Düzgünleştirme ve Basit Regresyon modelleridir. Sabit katsayıları sıfırdır ve sıfır olmayan fakat 1'e eşit olan regresyon katsayıları bulunmaktadır. Üstel Düzgünleştirme'nin açıklayıcılık gücü Basit Regresyon'un açıklayıcılık gücünden yüksektir. Üstel Düzgünleştirme'nin açıklama gücü (R²) % 19,38, Basit Regresyon'un ise % 7,56'dır.

GARCH, TARCH, EGARCH, Hareketli Ortalama (12), Ağırlıklı Hareketli Ortalama (12) ve Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (12) ise % 5 anlamlılıkta etkin ve % 1 anlamlılıkta tarafsız modellerdir. Bu modeller içinde koşullu modeller olan GARCH, TARCH ve EGARCH'ın açıklayıcılık güçleri koşulsuz modellerin

açıklayıcılık güçlerinin 3 katından fazladır. En yüksek açıklayıcılığa % 29,1 ile TARCH sahiptir.

Dönem I ve Dönem II'nin sonuçları regresyon analizleri için de benzerlik taşımaktadır. Her iki dönemde de etkin ve tarafsız modeller Üstel Düzgünleştirme, GARCH, TARCH ve EGARCH'tır. Dönem II'de Basit Regresyon da etkin ve tarafsız tahminleyen olarak bulunmuştur. Fakat bu modelin varyansı açıklama gücü diğerlerine göre oldukça düşüktür (% 7,56).

Sonuç olarak ilişki analizlerine Üstel Düzgünleştirme, GARCH, TARCH ve EGARCH ile hesaplanan varyans değerleri alınacaktır. Bu modeller hem hata istatistiklerinde üstün modeller olarak bulunmuşlar, hem de regresyon analizlerinde etkin ve tarafsız tahminleyen olarak ve yüzde 20'nin üzerinde açıklayıcılık güçlerine sahip olarak yer almışlardır. Ayrıca her ne kadar regresyon analizlerinde etkin ve tarafsız bir model olarak bulunmasa da, Rassal Yürüyüş Modeli OMHY istatistiğine göre aylık varyansta ve diğer kesitlerde en üstün model olarak çıktığı için ilişki analizlerine alınacaktır.

Basit Regresyon Modeli ile hesaplanan varyansların denklemlerde yer almamasının nedeni, bu modelin hata istatistiklerinde daima en kötü modeller içinde yer almış olması ve regresyon analizlerinde etkin ve tarafsız tahminleyen olarak çıkmasına rağmen düşük açıklayıcılık gücüne sahip olmasıdır.

5.1.4.3. Bulguların Değerlendirilmesi

Beşinci Bölüm'de buraya kadar yapılan analizlerde, bu çalışmanın deneysel kısmının ikinci araştırma sorusu olan İMKB değişkenliğini en iyi tahminleyen modeller belirlenmeye çalışılmıştır. Bu bağlamda bulunan sonuçlar, aşağıda özetlenmeye çalışılmıştır. Öncelikle aşağıda getiri ve varyans serilerinin tanımsal istatistiklerinden elde edilen sonuçlar yer almaktadır :

1. Ocak 1991- Aralık 2004 döneminde İMKB Ulusal-100 Endeksi günlük getirileri sifıra yakın bir ortalamaya sahiptirler. Günlük getiriler normal dağılıma uymayan bir yapı sergilemektedirler. Kesit dönemi uzadıkça seriler normal dağılıma

uymaya başlamaktadırlar. Örneğin 3-aylık getiri serisi normal dağılıma en yakın seridir.

2. Ocak 1991- Aralık 2004 dönemi haftalık, aylık ve 3-aylık varyans serileri de normal dağılıma uymayan serilerdir. Fakat getiri serilerinde olduğu gibi, varyans serilerinde de kesit dönemi uzadıkça seriler normal dağılıma yaklaşmaktadırlar.

3. Endeks aylık varyans serisi incelendiğinde, değişkenliğin genel özelliklerinin Türk Sermaye Piyasası'nda da geçerli olduğu ortaya çıkmaktadır. Örneğin varyans serisinde değişkenlik kümeleri bulunmaktadır. Başka bir deyişle, fiyatlarda meydana gelen yüksek değişimleri yine yüksek değişimler, düşük değişimleri ise düşük değişimler takip etmektedir.

İki ayrı analiz döneminin yer aldığı çalışmada sonuçlara da iki ayrı dönem bazında bakılmıştır. Öncelikle Ocak 1991- Aralık 2004 dönemi (Dönem I) sonuçları üzerinde durulmuştur:

1. Ocak 1991- Aralık 2004 döneminde İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda asimetric bilgiden söz etmek mümkün değildir. Bu sonuç, daha önce yapılmış çalışmaların sonuçlarıyla paralellik arz etmektedir.

2. Koşulsuz ve koşullu değişkenlik modellerinin performanslarının incelendiği çalışmada, tüm modeller için kesit süresi uzadıkça tahmin hatalarının azaldığı sonucuna ulaşılmıştır.

3. OMH ve KOHK ile OMHY istatistikleri 3-aylık hariç tüm kesitlerde çelişkili sonuçlar vermişlerdir. Bu da değişkenlik serilerinin aşırı değerler barındırdığını, zaman serisi içinde oldukça yüksek varyans değerleri olduğunu göstermektedir.

4. Haftalık ve aylık varyans tahminlemede koşullu değişkenlik modellerinin koşulsuzlara göre üstünlüğü bulunmaktadır. Aynı durum 10-günlük ve 3-aylık kesit dönemleri için geçerli değildir.

5. Aylık varyans tahminlemede, simetrik ve asimetric hata istatistiklerinde ortak en iyi model olarak Üstel Düzgünleştirme, Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), EGARCH ve Rassal Yürüyüş modelleri bulunmuştur.

6. Aylık kesitte Üstel Düzgünleştirme, EGARCH, TARARCH ve GARCH etkin ve tarafsız tahminleyenler olarak bulunmuşlardır.

İkinci olarak Mayıs 1996- Aralık 2004 dönemi sonuçlarına yer verilmiştir:

1. Mayıs 1996- Aralık 2004 döneminde İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda asimetrik bilgidен söz etmek mümkündür. Ocak 1991- Aralık 2004 döneminde asimetrik bilgi etkisi piyasada geçerli değilken, veri seti içinden Ocak 1991-Nisan 1996 dönemi çıkarıldığında asimetrik bilgi etkisi geçerli olmaktadır.

2. Koşullu modellerin KOHK istatistiği hariç diğer istatistiklerde koşulsuz modellere göre farklı bir üstünlükleri bulunmamaktadır. Ocak 1991- Aralık 2004 döneminde ise koşullu modellerin koşulsuzlara göre üstünlükleri bulunmaktaydı.

3. Hata istatistiklerinde (simetrik ve asimetrik) Dönem II için bulunan sonuçlar, Dönem I'in sonuçları ile paralellik arz etmektedir.

4. Dönem II'de simetrik ve asimetrik hata istatistiklerinde ortak en iyi model olarak Üstel Düzgünleştirme, Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4), GARCH ve Rassal Yürüyüş modelleri bulunmuştur. Dönem I'den farklı tek model GARCH'tır. Dönem I'de GARCH yerine EGARCH seçilmişti.

5. Dönem I ve Dönem II'nin sonuçları regresyon analizleri için de benzerlik taşımaktadır. Her iki dönemde de etkin ve tarafsız modeller Üstel Düzgünleştirme, GARCH, TARARCH ve EGARCH'tır.

İMKB Hisse Senetleri Piyasası riski, değişkenliğin genel özellikleri olan değişkenlik kümelerinin bulunması özelliğine uygun bir yapı sergilemektedir. Fakat asimetrik bilgi etkisinin varlığını tespit edebilmek için daha uzun dönemli çalışmalar yapmak yerinde olacaktır. Zira farklı dönemler için yapılan bu çalışmada çelişkili sonuçlar elde edilmiştir.

İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi varyans serisi aşırı değerler barındıran bir seridir. Varyans ortalamasının gelişmiş ülke risklerine göre oldukça yüksek olduğu İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda, uç değerlerdeki varyanslar değişkenlik modellerinin performanslarını ölçmede kullanılan bazı hata istatistiklerinin de çelişkili sonuçlar vermesine neden olmaktadır.

Hata istatistiklerine göre koşullu modellerin koşulsuzlara göre her kesitte ve dönemde üstün olduklarını söylemek mümkün değildir. Kimi zaman ARCH modeller ailesindeki modellere göre Üstel Düzgünleştirme veya Rassal Yürüyüş Modeli daha iyi performans sergileyebilmektedirler. Regresyon analizlerinde ise koşullu modeller koşulsuzlara göre daha etkin ve tarafsız tahminleyenler olarak bulunmuşlardır. Bu modellerin riski açıklayıcılık güçleri de daha yüksektir.

5.2. İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda En Üstün Modellerle Hesaplanan Aylık Varyansların Değişkenliği Belirleyen Faktörlerin Açıklama Gücü Üzerindeki Etkileri

Deneysel çalışmanın ikinci kısmını oluşturan bu bölüm altında, iki ayrı fakat birbiriyle bağlantılı çalışma bulunduğu belirtilmiştir. Yukarıda ilk bölümde sonuçlarının anlatıldığı birinci çalışmada, hangi değişkenlik modelinin veya modellerinin gerçekleşen değişkenliği daha iyi tahmin ettiği araştırılmıştır. Üstel Düzgünleştirme, EGARCH, TARARCH, GARCH ve Rassal Yürüyüş modelleri en üstün modeller olarak bulunmuşlardır. İkinci çalışmada ise, bulunan bu en üstün modellerle hesaplanan aylık varyansların, İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nın değişkenliğini etkileyen faktörlerin açıklama gücünü artırıp arttırmadıkları tespit edilmeye çalışılmıştır. Aşağıdaki satırlarda bu çalışmadan ve sonuçlarından bahsedilmiştir.

5.2.1. Araştırmanın Amacı

Çalışmanın bu son araştırmasının amacı, Bölüm 5.1.'deki analizler neticesinde tespit edilen ve İMKB değişkenliğini en iyi açıkladığı düşünülen modellerle hesaplanan aylık varyans değerlerinin, Dördüncü Bölüm'de ilişki analizi ile belirlenen değişkenliği etkileyen faktörlerin açıklama güçlerini artırıp arttırmadığını irdelemektir.

5.2.2. Araştırmanın Kapsamı

Veri seti olarak araştırmanın kapsamı, İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi'nin Mayıs 1996- Aralık 2004 dönemi getiri değişkenliğidir. Yine Dördüncü Bölüm'de değişkenliği etkilediği tespit edilen faktörlerin Mayıs 1996- Aralık 2004 dönemine ait verileri kullanılmıştır. Ayrıca Bölüm 5.1.'deki analizler neticesinde tespit edilen ve İMKB aylık riskini en iyi açıkladığı düşünülen modellerle hesaplanan aylık varyans değerleri de bu analizlerde kullanılmıştır.

5.2.3. Araştırmanın Modeli

5.2.3.1. Araştırmada Kullanılacak Veri Seti ve Kısıtlar

Araştırmada Mayıs 1996- Aralık 2004 dönemi İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi günlük kapanış fiyat verileri kullanılmıştır. Yine aynı döneme ait değişkenliği etkilediği tespit edilen faktörlerin logaritmik değişim verileri kullanılmıştır. Mayıs 1996- Aralık 2004 dönemi için en üstün modellerle belirlenen aylık varyans değerleri de analizlere alınmıştır.

Hatırlanacağı gibi, Dördüncü Bölüm'deki regresyon analizi sonucunda, İMKB değişkenliğini belirleyen bir model kurulmuştur. Bu model ve modelin ayrıntıları aşağıda yer almaktadır:

Model 2.2:

$$\sigma_t^2 = 0,00007 + 0,022\text{Faiz} - 0,002\text{dSÜE} + 0,005\text{dM2Y}(-5) + 0,001\text{Kukla}$$

(0,00015) (0,00449) (0,00106) (0,00189) (0,00028)

$$R^2 = \% 56,8$$

Hatırlanacağı gibi model, regresyonun dört varsayımından üçünü sağlamaktaydı. Yalnızca eşit varyanslılık varsayımına uymamaktaydı. Bu nedenle de denklemin standart hataları White Heteroskedastisite-Tutarlı Standart Hatalar şeklinde hesaplanmıştı.

Bu noktadan sonra yapılacak olan, Model 2.2.'nin bağımsız değişkenleri arasına Bölüm 5.1.'de tespit edilen üstün modellerle hesaplanmış varyans değerlerini bağımsız değişken olarak yerleştirmektir. Bölüm 5.1.'de en üstün model olarak:

1. Üstel Düzgünleştirme
2. GARCH
3. TARCH
4. EGARCH
5. Rassal Yürüyüş

belirlenmiştir. Bu modeller ile hesaplanan varyans değerleri denkleme ayrı ayrı olmak üzere yerleştirilmiştir. Başka bir deyişle beş ayrı denklem daha oluşturulmuştur ve bu denklemlerle ilgili analizler ve sonuçlar aşağıda yer almaktadır.

5.2.3.2. Araştırmada Kullanılacak Analizler

Endeks getiri değişkenliği ile makroekonomik ve diğer faktörlerin ve en üstün modellerle hesaplanan değişkenliklerin ilişki analizi için “Çoklu Regresyon Analizi” uygulanmıştır. Çoklu regresyon analizinde “adım adım” metodu ile sonuçlar elde edilmiştir.

5.2.4. Araştırmanın Bulguları

Araştırmanın bulgularından bahsetmeden önce, en üstün modellerle hesaplanan varyans değerleri için kullanılan notasyonlar aşağıda yer almaktadır:

Üstel Düzgünleştirme: σ_{UD}^2

GARCH: σ_{GARCH}^2

TARCH: σ_{TARCH}^2

EGARCH: σ_{EGARCH}^2

Rassal Yürüyüş: σ_{RS}^2

Dördüncü Bölüm’de makroekonomik ve diğer faktörlerde olduğu gibi, bağımsız değişkenler arasında yer alacak olan en üstün modellerle hesaplanmış varyans değerlerinin de 6 ay gecikme uzunluğu alınmıştır.

Aşağıda her bir üstün modelle hesaplanmış varyans değerinin bağımsız değişken olarak eklendiği yeni modele göre sonuçlar yer almaktadır.

5.2.4.1. Model 2.2.1'in Sonuçları

İlk olarak Model 2.2.'ye Üstel Düzgünleştirme ile hesaplanmış varyans değerleri ve bunların gecikme uzunlukları bağımsız değişken olarak eklenmiştir. Çoklu regresyon analizinde “adım adım” metodu ile sonuçlar elde edilmiştir.

Adım adım regresyon yapılmadan önce, değişkenlik ile Üstel Düzgünleştirme ile hesaplanmış varyans değerleri ve bunların gecikme uzunlukları arasındaki korelasyonlar incelenmiştir. $\sigma_{\dot{U}D}^2$ 'nin t = 0 ve t = -1 zamanlarındaki değerleri ile değişkenlik arasında % 1 anlamlılık düzeyinde sırasıyla 0,343 ve 0,263 düzeylerinde korelasyon katsayıları bulunmuştur. Bu katsayılar anlamlı olsalar da değerlerinin 0,50'ye bile yakın olmaması ilişkinin gücünün düşük olduğunu göstermektedir.

Zira yapılan bu çoklu regresyon analizi sonucunda da Üstel Düzgünleştirme ile hesaplanmış varyans değerleri modele girmeyi başaramamışlardır. Üstel Düzgünleştirme ile hesaplanmış varyans değerlerinin, değişkenliği açıklayan faktörlerin açıklayıcılık gücü üzerinde herhangi bir etkisi olmamıştır.

5.2.4.2. Model 2.2.2'nin Sonuçları

İkinci olarak Model 2.2.'ye GARCH ile hesaplanmış varyans değerleri ve bunların gecikme uzunlukları bağımsız değişken olarak eklenmiştir. Çoklu regresyon analizinde “adım adım” metodu ile sonuçlar elde edilmiştir.

Adım adım regresyon yapılmadan önce değişkenlik ile GARCH ile hesaplanmış varyans değerleri ve bunların gecikme uzunlukları arasındaki korelasyonlar incelenmiştir. σ_{GARCH}^2 'nin yalnızca t = 0 zamanındaki değeri ile değişkenlik arasında % 1 anlamlılıkta 0,366 düzeyinde bir korelasyon katsayı bulunmuştur.

Yapılan bu çoklu regresyon analizi sonucunda, GARCH ile hesaplanmış varyans değerlerinden sadece t = 0 zamanındaki değer modele girmeyi başarmıştır. Bu denklem aşağıda yer almaktadır:

$$\sigma_7^2 = -0,00023 + 0,021\text{Faiz} - 0,002\text{dSÜE} + 0,004\text{dM2Y}(-5) + 0,001\text{Kukla} \\ (0,00015) \quad (0,00259) \quad (0,00082) \quad (0,00222) \quad (0,00018) \\ + 0,326\sigma_{GARCH}^2 \\ (0,10914)$$

Bağımsız değişkenlerin kısmî regresyon katsayılarının t-testi sonuçları aşağıda Tablo 64'te yer almaktadır. Buna göre dSÜE ve dM2Y % 5'te, diğerleri % 1'de anlamlıdır.

Tablo 64

Bağımsız Değişkenlerin Kısmî Regresyon Katsayılarının t-testi Sonuçları (Model 2.2.2.)

Bağımsız Değişken	t-istatistiği	Anlamlılık
Sabit	-1,512	0,134
Faiz	8,129	0,000***
dSÜE	-2,425	0,017**
dM2Y	2,172	0,032**
Kukla	5,173	0,000***
σ_{GARCH}^2	2,990	0,004***

***: % 1'de anlamlı

**: % 5'te anlamlı

Model 2.2.'nin bağımsız değişkenlerinin varyansı etkileme güçleriyle ilgili yorumlar, Model 2.2.2 için de olduğu gibi geçerlidir. σ_{GARCH}^2 değeri ise varyansı pozitif yönde etkilemekte ve diğer bağımsız değişkenler içinde en yüksek katsayıya sahip olmaktadır.

Model 2.2.'nin açıklayıcılık gücü (R^2) % 56,8 iken, σ_{GARCH}^2 'nin denkleme girmesiyle modelin açıklayıcılık gücü % 60,6'ya çıkmıştır. Başka bir deyişle faiz oranı, SÜE'deki değişim, M2Y'deki değişim, yabancı yatırımcı sahiplik oranının % 4'ten daha fazla düşmesi ve σ_{GARCH}^2 ile hesaplanan varyans birlikte, değişkenliğin % 60,6'luk kısmını açıklayabilmektedir. Diğer % 39,4'lük kısım ise başka değişkenler ile açıklanmaktadır.

Model 2.2. bu şekilde kurulduktan ve yorumlandıktan sonra, bu modelin tahminlerde kullanılabilir bir model olup olmadığını görebilmek için regresyonun varsayımlarının geçerli olup olmadığı test edilmiştir.

Regresyon analizinin 4 varsayımı Model 2.2.2 için incelenmiş ve otokorelasyon, çoklu ardışık bağımlılık, normallik varsayımları geçerliyken, eşit varyanslılığın bu modelde geçerli olmadığı anlaşılmıştır. Farklı varyanslılığı ortadan kaldırmak için farklı varyanslılık ile tutarlı standart hatalar hesaplanmıştır.

Model 2.2.2 için White Heteroskedastisite-Tutarlı Standart Hatalar & Kovaryans E-Views paket programı ile hesaplanmıştır. Model 2.2.2 ve White Heteroskedastisite-Tutarlı Standart Hatalar aşağıdaki denklemde yer almaktadır:

$$\begin{aligned} \sigma_T^2 = & -0,00023 + 0,021\text{Faiz} - 0,002\text{dSÜE} + 0,004\text{dM2Y}(-5) + 0,001\text{Kukla} \\ & (0,00018) \quad (0,00353) \quad (0,00102) \quad (0,00189) \quad (0,00025) \\ & + 0,326\sigma_{GARCH}^2 \\ & (0,10040) \end{aligned}$$

5.2.4.3. Model 2.2.3'ün Sonuçları

Üçüncü olarak Model 2.2.'ye TARARCH ile hesaplanmış varyans değerleri ve bunların gecikme uzunlukları bağımsız değişken olarak eklenmiştir.

Adım adım regresyon yapılmadan önce değişkenlik ile TARARCH ile hesaplanmış varyans değerleri ve bunların gecikme uzunlukları arasındaki korelasyonlar incelenmiştir. $\sigma_{TARARCH}^2$ 'nın yalnızca $t = 0$ zamanındaki değeri ile değişkenlik arasında % 1 anlamlılıkta 0,373 düzeyinde bir korelasyon katsayı bulunmuştur.

Yapılan bu çoklu regresyon analizi sonucunda, TARARCH ile hesaplanmış varyans değerlerinden sadece $t = 0$ zamanındaki değer modele girmeyi başarmıştır. Bu denklem aşağıda yer almaktadır:

$$\sigma_7^2 = -0,00024 + 0,021\text{Faiz} - 0,002\text{dSÜE} + 0,004\text{dM2Y}(-5) + 0,001\text{Kukla} \\ (0,00015) \quad (0,00258) \quad (0,00082) \quad (0,00221) \quad (0,00018) \\ + 0,338\sigma_{TARCH}^2 \\ (0,11014)$$

Bağımsız değişkenlerin kısmî regresyon katsayılarının t-testi sonuçları aşağıda Tablo 65'te yer almaktadır. Buna göre dSÜE ve dM2Y % 5'te, diğerleri % 1'de anlamlıdır.

Tablo 65

Bağımsız Değişkenlerin Kısmî Regresyon Katsayılarının t-testi Sonuçları (Model 2.2.3.)

Bağımsız Değişken	t-istatistiği	Anlamlılık
Sabit	-1,580	0,117
Faiz	8,125	0,000***
dSÜE	-2,434	0,017**
dM2Y	2,207	0,030**
Kukla	5,152	0,000***
σ_{TARCH}^2	3,075	0,003***

***: % 1'de anlamlı

**: % 5'te anlamlı

Model 2.2.'nin bağımsız değişkenlerinin varyansı etkileme güçleriyle ilgili yorumlar, Model 2.2.3 için de olduğu gibi geçerlidir. σ_{TARCH}^2 değeri ise varyansı pozitif yönde etkilemekte ve diğer bağımsız değişkenler içinde en yüksek katsayıya sahip olmaktadır. Bu katsayı Model 2.2.2.'deki σ_{GARCH}^2 'ın katsayısından da daha yüksektir.

Model 2.2.'nin açıklayıcılık gücü (R^2) % 56,8 iken, σ_{TARCH}^2 'nin denkleme girmesiyle modelin açıklayıcılık gücü % 60,8'e çıkmıştır. Başka bir deyişle faiz oranı, SÜE'deki değişim, M2Y'deki değişim, yabancı yatırımcı sahiplik oranının % 4'ten daha fazla düşmesi ve σ_{TARCH}^2 ile hesaplanan varyans birlikte, değişkenliğin % 60,8'lik kısmını açıklayabilmektedir. Diğer % 39,2'lik kısım ise başka değişkenler ile açıklanmaktadır.

Model 2.2.3 bu şekilde kurulduktan ve yorumlandıktan sonra, bu modelin tahminlerde kullanılabilir bir model olup olmadığını görebilmek için regresyonun varsayımlarının geçerli olup olmadığı test edilmiştir.

Regresyon analizinin 4 varsayımı Model 2.2.3 için incelenmiş ve otokorelasyon, çoklu ardışık bağımlılık, normallik varsayımları geçerliyken, eşit varyanslılığın bu modelde geçerli olmadığı anlaşılmıştır. Farklı varyanslılığı ortadan kaldırmak için farklı varyanslılık ile tutarlı standart hatalar hesaplanmıştır.

Model 2.2.3 için White Heteroskedastisite-Tutarlı Standart Hatalar & Kovaryans E-Views paket programı ile hesaplanmıştır. Model 2.2.3 ve White Heteroskedastisite-Tutarlı Standart Hatalar aşağıdaki denklemde yer almaktadır:

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 = & -0,00024 + 0,021\text{Faiz} - 0,002dSÜE + 0,004dM2Y(-5) + 0,001\text{Kukla} \\ & (0,00018) \quad (0,00343) \quad (0,00101) \quad (0,00189) \quad (0,00024) \\ & + 0,338\sigma_{TARCH}^2 \\ & (0,10899) \end{aligned}$$

5.2.4.4. Model 2.2.4'ün Sonuçları

Dördüncü olarak Model 2.2.'ye EGARCH ile hesaplanmış varyans değerleri ve bunların gecikme uzunlukları bağımsız değişken olarak eklenmiştir.

Adım adım regresyon yapılmadan önce değişkenlik ile EGARCH ile hesaplanmış varyans değerleri ve bunların gecikme uzunlukları arasındaki korelasyonlar incelenmiştir. σ_{EGARCH}^2 'nin yalnızca $t = 0$ zamanındaki değeri ile değişkenlik arasında % 1 anlamlılıkta 0,378 düzeyinde bir korelasyon katsayısı bulunmuştur.

Yapılan bu çoklu regresyon analizi sonucunda, EGARCH ile hesaplanmış varyans değerlerinden sadece $t = 0$ zamanındaki değer modele girmeyi başarmıştır. Bu denklem aşağıda yer almaktadır:

$$\sigma_7^2 = -0,00036 + 0,020\text{Faiz} - 0,002\text{dSÜE} + 0,005\text{dM2Y}(-5) + 0,001\text{Kukla} \\ (0,00018) (0,00260) (0,00082) (0,00221) (0,00018) \\ + 0,496\sigma_{EGARCH}^2 \\ (0,16367)$$

Bağımsız değişkenlerin kısmî regresyon katsayılarının t-testi sonuçları aşağıda Tablo 66'da yer almaktadır. Buna göre dSÜE ve dM2Y % 5'te, diğerleri % 1'de anlamlıdır.

Tablo 66

Bağımsız Değişkenlerin Kısmî Regresyon Katsayılarının t-testi Sonuçları Model (2.2.4.)

Bağımsız Değişken	t-istatistiği	Anlamlılık
Sabit	-1,971	0,052
Faiz	8,006	0,000***
dSÜE	-2,387	0,019**
dM2Y	2,262	0,026**
Kukla	5,245	0,000***
σ_{EGARCH}^2	3,034	0,003***

***: % 1'de anlamlı

**: % 5'te anlamlı

Model 2.2.'nin bağımsız değişkenlerinin varyansı etkileme güçleriyle ilgili yorumlar, Model 2.2.4 için de olduğu gibi geçerlidir. σ_{EGARCH}^2 değeri ise varyansı pozitif yönde etkilemekte ve diğer bağımsız değişkenler içinde en yüksek katsayıya sahip olmaktadır. Bu katsayı Model 2.2.2.'deki σ_{GARCH}^2 'ın ve Model 2.2.3.'teki σ_{TARCH}^2 'in katsayısından da daha yüksektir.

Model 2.2.'nin açıklayıcılık gücü (R^2) % 56,8 iken, σ_{EGARCH}^2 'nin denkleme girmesiyle modelin açıklayıcılık gücü % 60,7'ye çıkmıştır. Başka bir deyişle faiz oranı, SÜE'deki değişim, M2Y'deki değişim, yabancı yatırımcı sahiplik oranının % 4'ten daha fazla düşmesi ve σ_{EGARCH}^2 ile hesaplanan varyans birlikte, değişkenliğin % 60,7'lik kısmını açıklayabilmektedir. Diğer % 39,3'lük kısım ise başka değişkenler ile açıklanmaktadır.

Model 2.2.4 bu şekilde kurulduktan ve yorumlandıktan sonra, bu modelin tahminlerde kullanılabilir bir model olup olmadığını görebilmek için regresyonun varsayımlarının geçerli olup olmadığı test edilmiştir.

Regresyon analizinin 4 varsayımı Model 2.2.4 için incelenmiş ve otokorelasyon, çoklu ardışık bağımlılık, normallik varsayımları geçerliyken, eşit varyanslılığın bu modelde geçerli olmadığı anlaşılmıştır. Farklı varyanslılığı ortadan kaldırmak için farklı varyanslılık ile tutarlı standart hatalar hesaplanmıştır.

Model 2.2.4 için White Heteroskedastisite-Tutarlı Standart Hatalar & Kovaryans E-Views paket programı ile hesaplanmıştır. Model 2.2.4 ve White Heteroskedastisite-Tutarlı Standart Hatalar aşağıdaki denklemde yer almaktadır:

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 = & -0,00036 + 0,020\text{Faiz} - 0,002dS\ddot{U}E + 0,005dM2Y(-5) + 0,001\text{Kukla} \\ & (0,00022) \quad (0,00336) \quad (0,00099) \quad (0,00189) \quad (0,00024) \\ & + 0,496\sigma_{EGARCH}^2 \\ & (0,16165) \end{aligned}$$

5.2.4.5. Model 2.2.5'in Sonuçları

Son olarak Model 2.2.'ye Rassal Yürüyüş Modeli ile hesaplanmış varyans değerleri ve bunların gecikme uzunlukları bağımsız değişken olarak eklenmiştir.

Adım adım regresyon yapılmadan önce değişkenlik ile Rassal Yürüyüş Modeli ile hesaplanmış varyans değerleri ve bunların gecikme uzunlukları arasındaki korelasyonlar incelenmiştir. σ_{RS}^2 'nin yalnızca $t = 0$ ve $t = -1$ zamanlarındaki değerleri ile değişkenlik arasında % 1 anlamlılık düzeyinde sırasıyla 0,318 ve 0,371 düzeylerinde korelasyon katsayıları bulunmuştur.

Yapılan bu çoklu regresyon analizi sonucunda, Rassal Yürüyüş Modeli ile hesaplanmış varyans değerlerinden sadece $t = 0$ zamanındaki değer modele girmeyi başarmıştır. Bu denklem aşağıda yer almaktadır:

$$\sigma_T^2 = -0,00058 + 0,020\text{Faiz} - 0,002\text{dSÜE} + 0,005\text{dM2Y}(-5) + 0,001\text{Kukla} \\ (0,00013) (0,00264) (0,00084) (0,00226) (0,00018) \\ + 0,168\sigma_{RS}^2 \\ (0,06875)$$

Bağımsız değişkenlerin kısmî regresyon katsayılarının t-testi sonuçları aşağıda Tablo 67'de yer almaktadır. Buna göre dSÜE ve dM2Y ve σ_{RS}^2 % 5'te, diğerleri % 1'de anlamlıdırlar.

Tablo 67

Bağımsız Değişkenlerin Kısmî Regresyon Katsayılarının t-testi Sonuçları (Model 2.2.5.)

Bağımsız Değişken	t-istatistiği	Anlamlılık
Sabit	-0,452	0,652
Faiz	7,931	0,000***
dSÜE	-2,252	0,027**
dM2Y	2,107	0,038**
Kukla	5,690	0,000***
σ_{RS}^2	2,455	0,016**

***: % 1'de anlamlı

**: % 5'te anlamlı

Model 2.2.'nin bağımsız değişkenlerinin varyansı etkileme güçleriyle ilgili yorumlar, Model 2.2.5 için de olduğu gibi geçerlidir. σ_{RS}^2 değeri ise varyansı pozitif yönde etkilemekte ve diğer bağımsız değişkenler içinde en yüksek katsayıya sahip olmaktadır. Fakat bu katsayı Model 2.2.2.'deki σ_{GARCH}^2 'in, Model 2.2.3.'teki σ_{TARCH}^2 'in ve Model 2.2.4.'teki σ_{EGARCH}^2 katsayısından oldukça düşüktür. Ayrıca σ_{RS}^2 'in kısmî regresyon katsayısının anlamlılığı diğer varyans tahminleme modellerinin anlamlılıklarından daha düşük çıkmıştır.

Model 2.2.'nin açıklayıcılık gücü (R^2) % 56,8 iken, σ_{RS}^2 'in denkleme girmesiyle modelin açıklayıcılık gücü % 59,4'e çıkmıştır. Başka bir deyişle faiz oranı, SÜE'deki değişim, M2Y'deki değişim, yabancı yatırımcı sahiplik oranının % 4'ten daha fazla düşmesi ve σ_{RS}^2 ile hesaplanan varyans birlikte, değişkenliğin

% 59,4'lük kısmını açıklayabilmektedir. Diğer % 41,6'lık kısım ise başka değişkenler ile açıklanmaktadır.

Model 2.2.5 bu şekilde kurulduktan ve yorumlandıktan sonra, bu modelin tahminlerde kullanılabilir bir model olup olmadığını görebilmek için regresyonun varsayımlarının geçerli olup olmadığı test edilmiştir.

Regresyon analizinin 4 varsayımı Model 2.2.5 için incelenmiş ve otokorelasyon, çoklu ardışık bağımlılık, normallik varsayımları geçerliken, eşit varyanslılığın bu modelde geçerli olmadığı anlaşılmıştır. Farklı varyanslılığı ortadan kaldırmak için farklı varyanslılık ile tutarlı standart hatalar hesaplanmıştır.

Model 2.2.5 için White Heteroskedastisite-Tutarlı Standart Hatalar & Kovaryans E-Views paket programı ile hesaplanmıştır. Model 2.2.5 ve White Heteroskedastisite-Tutarlı Standart Hatalar aşağıdaki denklemde yer almaktadır:

$$\begin{aligned} \sigma_T^2 = & -0,00058 + 0,020\text{Faiz} - 0,002dS\ddot{U}E + 0,005dM2Y(-5) + 0,001\text{Kukla} \\ & (0,00014) \quad (0,00415) \quad (0,00108) \quad (0,00189) \quad (0,00027) \\ & + 0,168\sigma_{RS}^2 \\ & (0,05991) \end{aligned}$$

5.2.5 Bulguların Değerlendirilmesi

Çalışmanın bu son araştırmasında, İMKB değişkenliğini en iyi açıkladığı düşünülen modellerle hesaplanan varyans değerlerinin, İMKB değişkenliğini etkileyen faktörlerin açıklama güçlerini arttırıp arttırmadığı irdelenmiştir.

Hatırlanacağı gibi, Mayıs 1996 – Aralık 2004 dönemi İMKB Hisse Senetleri Piyasası değişkenliğini faiz oranları, sanayi üretim endeksindeki değişim, para arzında 5 ay önce meydana gelen değişim ve yabancı yatırımcıların sahiplik oranlarındaki değişim % 56,8 oranında açıklamaktadır. Aynı dönemin riskini en yüksek oranda açıklayan değişkenlik modeli ise TARÇH idi ve onun açıklayıcılık gücü % 29,1 olarak bulunmuştu. Makroekonomik değişkenlerin açıklayıcılık güçleri, değişkenlik modellerinin en yüksek açıklayıcılık gücüne sahip modelinin neredeyse 2 katıdır. Dolayısıyla, riski bir değişkenlik modelinden ziyade, bazı makroekonomik

değişkenler ve yabancı yatırımcıya ait sahiplik oranı ile açıklamaya çalışmak daha etkin görülmektedir. Bu sonucu çalışmanın son araştırması da teyit eder yöndedir. Bu son çalışmada, etkin ve tarafsız tahminleyenler olan Üstel Düzgünleştirme, GARCH, TARÇH ve EGARCH ile Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi hata istatistiğine göre en üstün model olan Rassal Yürüyüş modelleri, ayrı ayrı olmak üzere, İMKB değişkenliğini etkileyen faktörler olan faiz, sanayi üretim endeksindeki değişim, para arzındaki değişim ve yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki değişim ile birlikte ilişki analizlerine alınmışlardır.

Koşulsuz modellerden olan Üstel Düzgünleştirme Modeli ile hesaplanan varyans değerleri, riski açıklayan faktörlerin açıklayıcılık güçlerini etkileyememişlerdir. Koşullu modellerden olan GARCH(1,1), TARÇH(1,1) ve EGARCH(1,1) modelleri ile hesaplanan değişkenlikler, riski açıklayan denklemlerin içinde yer alabilmişler ve bu denklemlerin açıklayıcılık güçlerini % 56 düzeylerinden % 60'lara kadar arttırabilmişlerdir. Rassal Yürüyüş Modeli, etkin ve tarafsız bir model olmamasına rağmen, OMHY istatistiğine göre tüm kesitlerde (ve 1-aylık kesitte de) en üstün model olduğu için, riski belirleyen faktörlerle birlikte analize alınmıştır. Bu model de, koşullu modeller gibi riski açıklayan denklemlerin içinde yer alabilmiş ve bu denklemin açıklayıcılık gücünü % 56 düzeyinden % 59,4'e kadar arttırabilmiştir. Değişkenlik modelleri, makroekonomik değişkenlerin açıklayıcılık güçlerine en çok yalnızca % 7'lik bir artış getirebilmişlerdir. Açıklayıcılık düzeyindeki bu artış oldukça düşük düzeydedir. İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riskini bir değişkenlik modeli ile tahminlemeye çalışmak, makroekonomik değişkenlerden özellikle faiz oranı ve yabancı yatırımcı sahiplik oranını kullanarak tahminlemeye çalışmaktan daha doğru sonuçlar vermeyecektir.

Diğer gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerle karşılaştırma yapabilmek için literatür ayrıntılı olarak incelenmiş fakat bu çalışmaya birebir benzer bir çalışmaya rastlanmamıştır. Yalnızca gelişmekte olan ülkelerde liberalizasyonun değişkenliği artırıcı bir etkisi olup olmadığı yönünde çalışmalar bulunmaktadır. Türkiye'nin de yer aldığı bu tür bir çalışmada, İMKB'de liberalizasyon sonrası artan bir değişkenlik olduğuna dair bulgulara rastlanmıştır.¹⁴ Bu tür bir bulgu, bu çalışmada varyansı

¹⁴ Bekaert ve Harvey, a.g.e, s.1-79

büyük ölçüde etkilediđi düşünölen yabancı yatırımcı sahiplik oranının deđişimi ile benzer bir nitelik taşıması açısından önemlidir. Fakat daha önce de belirtildiđi gibi, bu çalışma bilindiđi kadarıyla, bu konuda literatürdeki tek çalışma olma özelliđine sahiptir.

SONUÇ

Risk, hayatın her anında karşı karşıya kalınan ve daima bertaraf edilmeye çalışılan bir olgudur. Fakat riskin farkında olmak, onun özelliklerini bilmek ve nereden kaynaklandığını tahmin edebilmek, onu ortadan kaldırmak veya en azından olumsuz etkilerini azaltabilmek için bir avantaj sağlamaktadır.

Finansal araçlarla ilgili iki temel unsur bulunmaktadır: Getiri ve risk. Finansal araca yapılacak yatırımın karşılığında bir getiri elde edileceğinin bilinmesi, riski göze almaya neden olmaktadır. Fakat rasyonel bir yatırımcının amacı, getiriyi en yüksek düzeye çıkartırken riski en aza indirebilmektir. Riski en aza indirebilmek için riskin nasıl tahminleneceğini ve neden oluştuğunu bilmek gereklidir.

26 Aralık 1985 tarihinde faaliyete geçen İMKB Hisse Senetleri Piyasası, Türk Sermaye Piyasası içinde yeni bir yatırım alternatifi olmuştur. İMKB son yıllarda gerek işlem hacmi, gerek işlem gören şirket sayısı açısından hızlı bir gelişim göstermiş, gelişmekte olan piyasalar kategorisinde yerini almıştır. Son dönemlerde gelişmiş piyasaların getirilerinin birbirleriyle olan yüksek korelasyon katsayıları, yatırımcıları riski dağıtabilmek için gelişmekte olan ülkelere yatırım yapmaya yöneltmektedir. İMKB ise, gelişmekte olan ülkeler içinde yüksek getiri oranıyla yatırımcılar için oldukça cazip bir seçenek olarak parlamaktadır. İMKB’de yabancı yatırımcıların şirketlerin halka açık kısmında sahiplik oranlarının % 60 düzeylerinde olması, İMKB’nin yabancı yatırımcılar tarafından tercih edilen bir piyasa olduğunu kanıtlar niteliktedir. Bunun yanında yüksek risk yapısı, hem yatırımcıların hem de araştırmacıların ilgisini çekmekte ve bu konuda birçok çalışmaya imza atılmaktadır. Riskin yapısal özelliklerinin neler olduğunun araştırılmasının yanında, riske neden olabilecek etkenler üzerinde de çalışılmaktadır. Ayrıca riskin tahminlenmesinde kullanılacak modeller de araştırmacıların dikkatini çekmektedir. Fakat hem konu üzerinde çalışan araştırmacı sayısı, hem de risk konusuyla ilgili yapılmış çalışma sayısı oldukça azdır. Bu çalışmanın amacı da, finansal araçlardan olan hisse senetlerinde riskin nasıl tahminleneceği ve hangi etmenlerin riski belirlediği sorularına Türk Sermaye Piyasası’nda bir yanıt bulabilmektir.

Bu çalışma beş ana bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde riskin istatistiksel yapısı, özellikleri ve riske neden olduğu düşünülen etmenler tanıtılmıştır.

Ayrıca bu bölümde değişkenliğin geçmişine, gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalar için ayrı ayrı olmak üzere kısaca bir göz atılmıştır. İkinci bölümde değişkenlik tahminleme modelleri anlatılmıştır. Modeller koşulsuz, koşullu ve öngörülen değişkenlik modelleri olmak üzere üç ana başlık altında toplanmıştır. Değişkenlik modellerinin performanslarını ölçen istatistikî yöntemlerden yine bu bölüm altında bahsedilmiştir. Üçüncü bölümde değişkenlikle ilgili yapılmış birçok çalışma gelişmiş piyasalar, gelişmekte olan piyasalar ve Türk Sermaye Piyasası başlıkları altında toplanarak tartışılmıştır.

Çalışmanın dördüncü bölümünde, İMKB Hisse Senetleri Piyasası aylık riskini etkileyen etmenler araştırılmıştır. İlişki analizlerine alınan bu etmenler, belli kıstaslara göre makroekonomik değişkenler arasından seçilen bazı değişkenler, hisse senetleri piyasasına ait bir değişken ve dünya piyasalarıyla bütünleşmeyi temsil eden bazı değişkenlerdir. Makroekonomik değişkenler olarak ekonomik büyüme, enflasyon, faiz oranları, döviz kurları ve parasal büyüklükler alınmıştır. Piyasaya ait bir değişken olarak işlem hacmi kullanılmıştır. Finansal bütünleşmeyi temsil etmesi açısından iki değişken kullanılmıştır. Bunlardan ilki İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda yabancı yatırımcıların hisse senedi sahiplik oranlarıdır. İkincisi ise, dünya pazar portföyünün iyi bir temsilcisi olduğu düşünülen Standard&Poors 500 Endeksi (S&P500) getirisidir. Analizlerde, İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nı temsil gücünün yüksekliği nedeniyle İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi'nin riski hesaplanmıştır. Araştırmada 'makroekonomik verilerin bir dönemden bir döneme değişimleri' ile risk arasındaki ilişki tespit edilmeye çalışılmıştır. Analizler aylık değişimler üzerinden gerçekleştirilmiştir. Başka bir deyişle, hangi değişkenlerin aylık değişimlerinin aylık risk üzerinde belirleyici olduğu araştırılmıştır. Aylık risk veya başka bir ifadeyle aylık varyans, ay içinde oluşmuş günlük getirilerin varyansı olarak hesaplanmıştır.

Araştırma iki ayrı dönem için yapılmıştır. Bu dönemlerden ilki Ocak 1991 - Aralık 2004, diğeri ise Mayıs 1996 - Aralık 2004'tür. Çalışmanın iki ayrı dönem için yapılmış olmasının nedeni, yabancı yatırımcıların hisse senedi sahiplik oranlarına ait verilere Mayıs 1996'dan itibaren ulaşılabildiği olmasıdır.

Adım adım metoduyla gerçekleştirilen çoklu regresyon analizlerinde, bağımsız değişkenlerin endeks getiri değişkenliğini etkileme gücünü ölçerken 6 ay

gecikme uzunluęu alınmıřtır. Bařka bir deyiřle, her bir baęımsız deęiřkenin $t = 0, -1, -2, -3, -4, -5$ ve -6 . ay deęerleriyle İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riski arasındaki iliřkisine bakılmıřtır. Çoklu regresyon analizinde her iki dnem iin de aynı prensibe gre iki ayrı model kurulmuřtur. İlk modelde, tm baęımsız deęiřkenler analize katılarak en gcl ve birbiriyle ardıřık baęımlılıęı olmayan baęımsız deęiřkenler denkleme alınmıřtır. İkinci modelde ise iki ayrı iřlem yapılmıřtır. İlk olarak baęımsız deęiřkenlerin baęımlı deęiřkenle olan Pearson korelasyon katsayılarına ve bu katsayıların anlamlılıęına bakılmıř ve anlamlılıęı ve katsayıları yksek olan baęımsız deęiřkenler seilmiřtir. İkinci olarak, her bir baęımsız deęiřkene ait gecikme uzunluk deęerleri ile baęımlı deęiřken arasında oklu regresyon analizi yapılmıřtır. Bu analiz sonucunda, her bir baęımsız deęiřkenden seilen bir veya birka deęer modele katılmak zere alınmıřtır. Pearson korelasyon analizi ve oklu regresyon analizine gre seilen baęımsız deęiřkenlerden oluřan model, oklu regresyon analizine sokulmuřtur. Yapılan analizlerin sonuları ařaęıda sıralanmıřtır:

- i) Yukarıda anlatılan prensiplere gre oluřturulan bu drt model iinde yalnızca tek bir model, regresyon analizinin drt varsayımını saęlayabilmiřtir. Ayrıca bu model en yksek aıklayıcılık gcne (R^2) sahip modellerden birisidir. Bu modele gre, Mayıs 1996 – Aralık 2004 dneminde İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riskinin % 56,8’lik kısmı aylık faiz oranı, sanayi retim endeksindeki aylık deęiřim, para arzında 5 ay nce meydana gelen deęiřim ve yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki aylık deęiřim tarafından aıklanmaktadır. Fen ve saęlık bilimlerinde % 56,8 oranında bir aıklayıcılık dřk dzeyde bir aıklayıcılık olarak bilinmektedir. Sosyal bilimlerde, zellikle ekonomi ve iřletmecilik alanlarında ise bu dzeyde bir aıklayıcılıęa nadiren rastlanmaktadır. Zira % 56,8 oranındaki bir aıklayıcılık 0,75 dzeyinde bir korelasyon katsayısına eřittir. Bu dzeyde bir korelasyon katsayısı, ekonomi ve iřletmecilik alanlarında yapılan alıřmalarda iliřkinin olduęa yksek olduęunu kanıtlar niteliktedir. Bununla beraber bir de regresyon analizinin katı kısıtları gz nne alındıęında, bu dzeyde bir iliřkinin ortaya ıkmıř olması, İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riskinin bazı

makroekonomik etkenlerin aylık deęişiminden ve yabancı yatırımcıların sahiplik oranlarındaki aylık deęişimden güçlü bir şekilde etkilendiğini ortaya koymaktadır.

- ii) İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riskini temsil ettiği düşünölen bu modelde yer alan tüm bağımsız deęişkenlerin, İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riskiyle olan ilişkilerinin yönü, çalışmanın başında kurulan hipotezleri kanıtlar niteliktedir.
- iii) İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riskini etkileyen deęişkenlerden birisi olan aylık faiz oranı ile İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riski arasında pozitif bir ilişki bulunmaktadır. Faiz oranlarındaki artış, riski arttıracaktır. Tam tersine faiz oranları düştüğünde risk de düşecektir.
- iv) Ekonomik büyümeyi temsil eden sanayi üretim endeksinin aylık deęişimi ile risk arasında negatif bir ilişki bulunmuştur. Sanayi üretim endeksinde meydana gelecek aylık artış riski azaltırken, sanayi üretim endeksindeki aylık azalış riski arttıracaktır.
- v) Para arzını temsil eden M2Y'deki aylık deęişim ile İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riski arasında pozitif bir ilişki bulunmaktadır. Modele göre, para arzındaki deęişimin riski etkileme gücü 5 ay sonra hissedilmektedir.
- vi) Yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki deęişim ile risk arasında pozitif bir ilişki söz konusudur. Buna göre yabancı yatırımcıların sahiplik oranları % 4'ten daha yüksek oranlarda düşerse, İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riski belli bir düzeyde artacaktır.
- vii) İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riskini açıklayan bu model içinde yer alan deęişkenlerin hangisinin veya hangilerinin risk üzerinde daha güçlü bir etkiye sahip olduğunu tespit edebilmek için ayrıntılı bir analiz yapılmıştır. Bu analizde, riski açıklayan faiz oranının, sanayi üretim endeksindeki deęişimin, para arzındaki deęişimin ve yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki deęişimin modeldeki katsayıları, yapısal özellikleri ve her iki faktörün birlikte etkisi ayrıntılı olarak incelenmiştir.
- viii) Faiz oranının, sanayi üretim endeksindeki deęişimin, para arzındaki deęişimin ve yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki deęişimin modeldeki

katsayıları incelendiğinde, İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riskini en güçlü etkileyen değişkenlerin faiz oranı ve yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki değişim olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

- ix) Faiz oranının, sanayi üretim endeksindeki değişimin ve para arzındaki değişimin aylık değişimlerinin yapısal özellikleri incelendiğindeyse, katsayılarla ilgili incelemelerden farklı olarak, sanayi üretim endeksindeki değişim serisinin aylık değişiminin riski etkileme oranının diğer iki bağımsız değişkene göre daha geniş bir aralıkta hareket ettiği ortaya çıkmıştır. Riski ortalama olarak en çok etkileyen değişken sanayi üretim endeksi olarak bulunmaktadır.
- x) Son olarak bağımsız değişkenlerin yapısal özelliklerinin katsayılarıyla birlikte risk üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Öncelikle varyansta meydana gelen aşırı değişimler tespit edilmiştir. Daha sonra her bir bağımsız değişkende meydana gelen aşırı değişimler işaretlenmiştir. Varyansta ve her bir bağımsız değişkende meydana gelen bu aşırı değişimlerin oluşumlarının aynı olduğu aylar bulunmuştur. Varyanstaki değişimin aşırı değeri ile faiz oranındaki değişimin aylık değişiminin aşırı değerinin aynı ayda oluşmasının toplam gözlem sayısına oranı % 10,42'dir. Varyanstaki değişimin aşırı değeri ile sanayi üretim endeksindeki değişimin aylık değişiminin aşırı değerinin aynı ayda oluşmasının toplam gözlem sayısına oranı % 4,17'dir. Varyanstaki değişimin aşırı değeri ile para arzındaki 5 ay önceki değişimin değişiminin aşırı değerinin aynı ayda oluşmasının toplam gözlem sayısına oranı % 3,13'tür. Varyanstaki değişimin aşırı değeri ile yabancı yatırımcı sahiplik oranının % 4'ten daha fazla düşmesinin aynı ayda oluşmasının toplam gözlem sayısına oranı % 6,25'tir. Buradan çıkan sonuç, faiz oranında meydana gelen aşırı değişimler ve yabancı yatırımcı sahiplik oranının % 4'ten daha fazla düşmesi, riskin aşırı değişmesine sanayi üretim endeksindeki ve para arzındaki aşırı değişimden daha fazla sıklıkta neden olmaktadır.
- xi) Her ne kadar sanayi üretim endeksinin aylık değişimi faiz oranının aylık değişimine göre daha geniş bir aralıkta hareket ediyor olsa da (standart

sapması faiz oranının standart sapmasına göre oldukça yüksektir), İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi getiri değişkenliği faiz oranındaki aşırı değişimlere daha duyarlı bir yapı sergilemektedir.

İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi getiri değişkenliğinin nedenlerinin araştırıldığı dördüncü bölümde, İMKB aylık riskinin aylık faiz oranı, sanayi üretim endeksindeki aylık değişim, para arzında 5 ay önce meydana gelen değişim ve yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki aylık değişimden etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riskini belirleyen bu dört etmenden faiz oranı ve yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki değişim, diğer iki değişkene göre risk üzerinde daha büyük bir etkiye sahiptirler.

Beşinci ve son bölümde ise, İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riskini hangi değişkenlik modelinin veya modellerinin daha iyi tahmin ettiği araştırılmıştır. İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riskini etkileyen etmenlerin belirlendiği ve sonuçlarının yukarıdaki satırlarda anlatıldığı araştırmada olduğu gibi, bu araştırma da iki ayrı dönem için yapılmıştır. Bu dönemlerden ilki Ocak 1991 - Aralık 2004, diğeri ise Mayıs 1996 - Aralık 2004'tür. Çalışma, örnek-dışı kriteri ile yapıldığı için tüm çalışma dönemi kestirim dönemi ve tahmin dönemi olmak üzere iki eşit alt döneme bölünmüştür.

İMKB riski olarak, İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi'nin riski hesaplanmıştır. Araştırmada kesitsel bir analiz yapıldığı için haftalık (5-günlük), 10-günlük, aylık ve 3-aylık dönemler için risk hesaplamasına gidilmiştir. Kesitsel bir analiz yapmaktaki amaç, farklı kesitler için değişkenlik modellerinin performanslarını ölçebilmektir. İMKB risk değeri, günlük alım-satım yapıldığı varsayımına dayanmaktadır ve dönemin uzunluğu ne olursa olsun günlük getirilerin varyans değeri olarak hesaplanmaktadır. Dolayısıyla "haftalık risk (varyans)" dendiği zaman o hafta içinde oluşmuş günlük getirilerin varyansı anlaşılmaktadır.

Değerlendirmeye alınan değişkenlik modelleri, koşulsuz modellerin tamamı ve koşullu modellerden ARCH(6), GARCH(1,1), EGARCH(1,1) ve TAR(1,1) modelleridir. Modeller iki ayrı istatistikî yönteme göre değerlendirilmiştir. Bunlardan ilki hata istatistikleri, diğeri ise regresyon analizidir. Çalışmanın bulgularının anlatıldığı bölümlerde tüm kesitlerle ilgili sonuçlardan ayrıntılı olarak bahsedilmiştir.

O nedenle burada bu sonuçlar tekrar tek tek ele alınmamıştır. Yalnızca önemli ve dikkat çeken noktalardan bahsedilmiştir.

Öncelikle çalışmanın ilk dönemi olan Ocak 1991 - Aralık 2004 için haftalık, 10-günlük, aylık ve 3-aylık varyans tahminleme hata istatistikleri ve regresyon analizleri sonuçlarına göre dikkat çeken noktalar aşağıda yer almaktadır:

- i) İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda asimetrik haber etkisinden söz etmek mümkün değildir. Bu sonuç, daha önce yapılmış çalışmaların sonuçlarıyla paralellik arz etmektedir.
- ii) İlk dikkat çeken nokta haftalık, 10-günlük ve aylık varyans tahminleme hata istatistikleri sonuçları, 3-aylık tahminleme sonuçlarına göre daha birbirlerine benzer çıkmışlardır. Kesit dönemi uzadığında, kısa dönemler için geçerli olan genel sonuçlar geçerliliklerini yitirmektedirler. Örneğin, kısa dönemlerde Ortalama Mutlak Hata istatistiği (OMH) ve Karekök Ortalama Hata Karesi istatistiği (KOHK) birbirleriyle çelişmeyen sonuçlar verirken, 3-aylık kesitte bu iki istatistik çelişkili sonuçlar doğurmuşlardır. Bunun yanında haftalık ve aylık tahminlemelerin sonuçları da 10-günlük tahminlemenin sonuçlarına göre daha benzerdir. Yatırım ufkunun daha ziyade haftalık ve aylık olarak tercih edilmesi bu sonucun nedenlerinden biri olarak düşünülebilir. Fakat bu hipotezin başka çalışmalarla test edilmesi gereklidir.
- iii) Haftalık, 10-günlük ve aylık varyans tahminlemede OMH istatistiğine göre GARCH, EGARCH, TARCH, Üstel Düzgünleştirme, Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4 ve 6 ay) ve Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (6 ay) modelleri en iyi performans sergileyen modellerdir. En kötü modelse Rassal Yürüyüş olarak bulunmuştur.
- iv) Haftalık, 10-günlük ve aylık varyans tahminlemede KOHK istatistiğine göre GARCH, EGARCH, TARCH, Üstel Düzgünleştirme ve Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4 ve 6 ay) modelleri en iyi performans sergileyen modellerdir. En kötü modelse yine Rassal Yürüyüş olarak bulunmuştur.
- v) Yine haftalık, 10-günlük ve aylık varyans tahminlemede, bu kez OMHY istatistiğine göre Rassal Yürüyüş, Hareketli Ortalama (4 ay), Ağırlıklı

Hareketli Ortalama (4 ay) ve EGARCH modelleri en iyi performans sergileyen modellerdir. En kötü modelse Tarihsel Ortalama ve Basit Regresyon olarak bulunmuştur.

- vi) Haftalık, 10-günlük ve aylık kesitlerde, düşük değerleri cezalandıran Ortalama Karışık Hata (D) istatistiğine göre 3-aylık hariç tüm kesitlerde Üstel Düzgünleştirme en iyi modeller arasındadır.
- vii) Yüksek değerleri cezalandıran Ortalama Karışık Hata (Y) istatistiğine göre Rassal Yürüyüş ve Hareketli Ortalama'nın ve Ağırlıklı Hareketli Ortalama'nın kısa vadeli dönemleri (4 ve 6 ay) en iyi modeller arasındadır.
- viii) Kesit süresi uzadıkça tahmin hataları azalmaktadır. Örneğin, haftalık kesit döneminde EGARCH modelinin OMH değeri, 3-aylık kesit döneminin yaklaşık 1.5 katıdır. Daha uzun dönemlerin verileri kullanılarak yapılan bu tahminler, gerçekleşmiş birçok risk unsurunu hesapların içine kattıkları için gerçekleşen riske daha yakın değerler vermektedirler. Fakat bunun yanında, kesit süresi uzadıkça hangi modelin seçilmesi gerektiğine dair çelişkili bulgular artmaktadır. Kısa dönemli kesitlerde tahmin yaparken kullanılması gereken modeller için daha kesin kararlar verilebilirken, yapılacak hata değeri uzun dönemli kesitlere göre daha fazla olacaktır. Örneğin, birbirleriyle benzer sonuçlar veren haftalık ve aylık varyans tahminleme kesitlerinden, yaptığı hataların daha düşük olması nedeniyle aylık varyans tahminleme tercih edilmelidir.
- ix) OMH ve KOHK ile OMHY istatistikleri 3-aylık hariç tüm kesitlerde çelişkili sonuçlar vermişlerdir. Bu da değişkenlik serilerinin aşırı değerler barındırdığını, zaman serisi içinde oldukça yüksek varyans değerleri olduğunu göstermektedir.
- x) Haftalık ve aylık varyans tahminlemede koşullu değişkenlik modellerinin koşulsuzlara göre üstünlüğü bulunmaktadır. Aynı durum 10-günlük ve 3-aylık kesit dönemleri için geçerli değildir.
- xi) Regresyon analizlerinde, koşullu modellerin açıklayıcılık güçleri haftalık ve aylık kesitlerde, 10-günlük ve 3-aylık kesitlere göre daha yüksektir.

xii) Üstel Düzgünleştirme Modeli, haftalık varyans tahminleme hariç diğer tüm kesitlerde tarafsız ve etkin model olarak bulunmuştur. EGARCH Modeli, haftalık ve aylık varyans tahminlemede tarafsız ve etkin model olarak bulunmuştur. GARCH ve TARARCH modelleri yalnızca aylık kesitte etkin ve tarafsız modeller olarak bulunmuşlardır.

xiii) 1-aylık varyans tahminlemede 20 model içinde 4 model etkin ve tarafsız model olarak bulunmuştur. Bunlar Üstel Düzgünleştirme, GARCH, TARARCH ve EGARCH'dır. Bu modeller içinde en yüksek açıklama gücüne % 17,5 ile EGARCH sahiptir. TARARCH'ın % 16,6, GARCH'ın % 16,3 ve Üstel Düzgünleştirme'nin % 12,1'lik açıklama güçleri vardır.

xiv) Balaban'ın 2000 yılında gerçekleştirdiği çalışması, bu çalışma ile amaç ve metodoloji anlamında benzerlik taşımaktadır. Aylık kesit için her iki çalışmanın sonuçları karşılaştırıldığı zaman hem hata istatistiklerinde, hem de regresyon analizlerinde benzer sonuçlar elde edildiği anlaşılmıştır.

Çalışmanın ikinci dönemi olan Mayıs 1996 - Aralık 2004 için sonuçlar aşağıda yer almaktadır. Burada belirtilmesi gereken önemli bir nokta, bu döneme ait yalnızca aylık varyans performansları ölçülmüştür. Haftalık, 10-günlük ve 3-aylık performanslar üzerinde durulmamıştır:

- i) İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda asimetrik haber etkisinden söz etmek mümkündür.
- ii) OMH istatistiğine göre en iyi model Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4)'dür. EGARCH modeli de iyi modeller arasında yer almaktadır. En kötü modelse Tarihsel Ortalama Modeli'dir.
- iii) OHK ve KOHK hata istatistiklerine göre koşullu modeller en iyi dört model olarak yerlerini almışlardır. En kötü model Rassal Yürüyüş'tür.
- iv) OMHY istatistiğine genel olarak bakıldığında, koşullu değişkenlik modellerinin koşulsuzlara göre üstünlüklerinin ortadan kalktığı görülmektedir. Bu hata istatistiğine göre en iyi model Rassal Yürüyüş'tür. En kötü modelse Tarihsel Ortalama Modeli'dir. OMHY, OMH ve OHK istatistikleri ile çelişen sonuçlar vermektedir.
- v) OKH (D) istatistiğine göre Basit Regresyon en iyi modeldir. Rassal Yürüyüş Modeli en kötü modeldir.

- vi) OKH (Y) istatistiğine göre Rassal Yürüyüş en iyi modeldir. Tarihsel Ortalama Modeli en kötü modeldir.
- vii) Logaritmik Hata istatistiğine göre sırasıyla Üstel Düzgünleştirme, Ağırlıklı Hareketli Ortalama (4) ve Rassal Yürüyüş en iyi modellerdir. En kötü model Tarihsel Ortalama'dır.
- viii) Regresyon analizlerine göre, 20 model içinde 2 model % 1 anlamlılıkta etkin ve tarafsız model olarak bulunmuştur. Bunlar Üstel Düzgünleştirme ve Basit Regresyon modelleridir. Üstel Düzgünleştirme'nin açıklama gücü (R^2) % 19,38, Basit Regresyon'un ise % 7,56'dır. GARCH, TARCH, EGARCH, Hareketli Ortalama (12), Ağırlıklı Hareketli Ortalama (12) ve Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (12) ise % 5 anlamlılıkta etkin ve % 1 anlamlılıkta tarafsız modellerdir. Bu modeller içinde koşullu modeller olan GARCH, TARCH ve EGARCH'ın açıklayıcılık güçleri, koşulsuz modellerin açıklayıcılık güçlerinin 3 katından fazladır. En yüksek açıklayıcılığa % 29,1 ile TARCH sahiptir.

İki ayrı dönem için yapılan analizlerin sonuçları bazı açılardan paralellik taşımaktadır. Her iki dönem için bulunan ortak sonuçları sıralayacak olursak:

- i) İMKB Hisse Senetleri Piyasası riski, değişkenliğin genel özelliği olan değişkenlik kümelerinin bulunması özelliğine uygun bir yapı sergilemektedir.
- ii) İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi varyans serisi aşırı değerler barındıran bir seridir. Varyans ortalamasının gelişmiş ülke risklerine göre oldukça yüksek olduğu İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda, uç değerlerdeki varyanslar değişkenlik modellerinin performanslarını ölçmede kullanılan bazı hata istatistiklerinin de çelişkili sonuçlar vermesine neden olmaktadır.
- iii) Regresyon analizlerinde koşullu modeller koşulsuzlara göre daha etkin ve tarafsız tahminleyenler olarak bulunmuşlardır. Bu modellerin riski açıklayıcılık güçleri de daha yüksektir. Bu modeller GARCH, EGARCH ve TARCH'dır. Ayrıca koşulsuz modellerden Üstel Düzgünleştirme Modeli de etkin ve tarafsız tahminleyen model olarak bulunmuştur.

İki dönem için bazı açılardan ise farklı sonuçlar bulunduğunu belirtmek yerinde olacaktır:

- i) Asimetrik haber etkisinin varlığını tespit edebilmek için daha uzun dönemli çalışmalar yapmak yerinde olacaktır. Zira farklı dönemler için yapılan bu çalışmada çelişkili sonuçlar elde edilmiştir.
- ii) Hata istatistiklerine göre koşullu modellerin koşulsuzlara göre her kesitte ve dönemde üstün olduklarını söylemek mümkün değildir. Kimi zaman ARCH modeller ailesindeki modellere göre Üstel Düzgünleştirme veya Rassal Yürüyüş modelleri daha iyi performans sergileyebilmektedirler.
- iii) Regresyon analizlerinde etkin ve tarafsız modellerin varyansı açıklama güçleri, Mayıs 1996 – Aralık 2004 döneminde diğer döneme göre daha yüksektir.

Riski tahminlemek için kullanılan değişkenlik modellerinin riski açıklama güçleri, Mayıs 1996 – Aralık 2004 döneminde en çok % 29,1 olmuştur (TARCH Modeli). Bu oran yaklaşık 0,54 düzeyinde bir korelasyon katsayısına eşit olmaktadır. Sosyal bilimlerde bu düzeyde bir açıklayıcılık, ilişkinin varlığına dair bir kanıt olarak kabul edilmektedir. Dördüncü bölümde riski makroekonomik ve diğer bazı etmenlerle açıklamaya çalışan modelin açıklayıcılık gücü ise % 56,8 olarak bulunmuştu. Burada ise korelasyon katsayısı 0,75 düzeyindeydi. Aylık riski bir değişkenlik modeli kullanarak tahmin etmekten ziyade, makroekonomik değişkenlerle, özellikle faiz oranı ve yabancı yatırımcı sahiplik oranı aylık değişimiyle tahmin etmek daha doğru sonuçlara ulaşılmasını sağlamıştır.

İMKB aylık riskini en iyi açıklama gücüne sahip modellerin açıklayıcılık güçlerini başka bir açıdan test edebilmek için, beşinci bölümde ikinci bir çalışma daha yapılmıştır. Burada, Mayıs 1996 – Aralık 2004 döneminde, değişkenliği en iyi tahminleyen modeller ile bulunan varyans değerlerinin, dördüncü bölümde tespit edilen riski belirleyen etmenlerin açıklayıcılık güçlerini artırıp arttırmadığı araştırılmıştır. Başka bir deyişle, “en üstün modeller, makroekonomik etkenlerin % 56,8 düzeyindeki açıklayıcılık gücünü arttırabilecekler midir?” sorusuna yanıt aranmıştır.

Etkin ve tarafsız tahminleyenler olan Üstel Düzgünleştirme, GARCH, TARCH, EGARCH ve OMHY istatistiğine göre en üstün model olan Rassal

Yürüyüş modeli ile oluşturulan varyans değerleri, ayrı ayrı olmak üzere, İMKB aylık değişkenliğini etkileyen faktörler olan aylık faiz oranı, sanayi üretim endeksindeki aylık değişim, para arzındaki aylık değişim ve yabancı yatırımcı sahiplik oranındaki aylık değişim ile birlikte ilişki analizlerine alınmışlardır. Koşulsuz modellerden olan Üstel Düzgünleştirme Modeli ile hesaplanan varyans değerleri, riski açıklayan faktörlerin açıklayıcılık güçlerini etkileyememişlerdir. Koşullu modellerden olan GARCH, TARARCH ve EGARCH modelleri ve Rassal Yürüyüş Modeli ile hesaplanan değişkenlikler, riski açıklayan denklemlerin içinde yer alabilmişler ve bu denklemlerin açıklayıcılık güçlerini % 56,8 düzeylerinden, koşullu modeller en çok % 60,8'e kadar, Rassal Yürüyüş Modeli ise % 59,4'e kadar arttırabilmişlerdir. Değişkenlik modelleri, makroekonomik değişkenlerin açıklayıcılık güçlerine en çok yalnızca % 7'lik bir artış getirebilmişlerdir. Açıklayıcılık düzeyindeki bu artış oldukça düşük düzeydedir. İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi aylık riskini bir değişkenlik modeli ile tahminlemeye çalışmak, makroekonomik değişkenlerden özellikle faiz oranı ve yabancı yatırımcı sahiplik oranını kullanarak tahminlemeye çalışmaktan daha doğru sonuçlar vermeyecektir.

Engle 2003 yılında gerçekleştirdiği Nobel Konuşması'nda¹, değişkenliğin tahmin edilebilmesi için kullanılacak modeller içinde GARCH(1,1) Modeli'nin çok iyi bir başlangıç noktası olduğunu vurgulamaktadır. Dünya finans piyasaları için yapılmış çalışmalara gönderme yaparak Engle, bu modelin Amerikan Sermaye Piyasası ve gelişmiş piyasalar yanında, gelişmekte olan piyasalarda da geçerlilik bulunduğunu belirtmektedir. Riski tahminlemek için koşullu bir değişkenlik modelinin gelişmiş piyasalarda olduğu kadar gelişmekte olan piyasalarda da geçerlilik bulması, piyasa etkinliği ile ilgili çelişkili bazı soruları akla getirmektedir. Zira Türk Sermaye Piyasası için yapılan çalışmalarda da, bu çalışma da dahil olmak üzere, GARCH(1,1) modeli ile birlikte koşullu modellerin iyi birer risk tahminleyicisi olduklarına dair bulgulara rastlanmıştır. Bunun yanında, Türk Sermaye Piyasası'nın etkinliği ile ilgili yapılmış birçok çalışmanın özellikle son yıllarda elde ettiği çelişkili sonuçlar da göz önüne alınırsa (birçok çalışma İMKB'nin zayıf düzeyde dahi etkin olmadığını

¹ Robert F. Engle III, "Risk And Volatility: Econometric Models And Financial Practice", Nobel Lecture, 8 Aralık, 2003, Çevrimiçi: <http://nobelprize.org/economics/laureates/2003/engle-lecture>, 20 Nisan 2006

söylerken, özellikle son yıllarda yapılan çalışmalar zayıf düzeyde etkinliğe delil teşkil edecek sonuçlar bulmuşlardır), gelişmiş ve etkin olarak nitelendirilen piyasalarda geçerli olan modellerin İMKB’de de geçerli olması nedeniyle, İMKB’nin tam olarak zayıf düzeyde etkin olmasa bile bu etkinlik düzeyine oldukça yakın bir piyasa olduğu yargısına varmak yanlış olmayacaktır.

Bununla beraber, en yüksek açıklayıcılık gücüne sahip bir değişkenlik modelinin neredeyse iki katına yakın açıklayıcılık gücüne sahip olan faiz oranı ve yabancı yatırımcı sahiplik oranı değişkenleri, İMKB’nin riskinin yabancı yatırımcıların sahipliklerinden yüksek düzeyde etkilendiğini göstermektedir. Faiz oranlarının da bir ölçüde yabancı yatırımcılara bağlı oluştuğunu düşünürsek, riskin daha ziyade dış kaynaklı olduğu yargısına varmak kaçınılmaz olacaktır. Bu yargıyı desteklemek amacıyla, farklı dönemleri kapsayan ve farklı değişkenleri kullanan daha ayrıntılı çalışmalar yapılmalıdır.

2000’li yılların başlarında türev piyasaların ilk adımlarının atıldığı Türk Sermaye Piyasası, henüz bir opsiyon piyasasına sahip değildir. Riskin tahminlenebilmesi, bir opsiyonun fiyatını belirlemede mihenk taşlarından birisidir. Dolayısıyla opsiyon piyasalarının kurulabilmesi ve opsiyonların fiyatlanabilmesi için doğru değişkenlik modelinin kullanılabilmesi oldukça önemlidir. Bu noktada GARCH(1,1) modeli risk tahminlemede iyi bir başlangıç noktası olarak kullanılabilir. Aynı şekilde EGARCH ve TARARCH modelleri de riski tahminlemede kullanılabilir. Fakat bu iki modeli kullanabilmek adına, negatif şokların riski, pozitif şoklara göre daha fazla arttırıp arttırmadığına dair elde edilen çelişkili bulguları ortadan kaldırabilmek için daha uzun dönemleri kapsayan çalışmalar yapmak önem arz etmektedir.

Riski tahminleyebilmek, riskin nereden kaynaklandığını anlayabilmek ve onu yönetebilmek Türk Sermaye Piyasası’nın etkin işleyebilmesi ve derinlik kazanabilmesi için yerine getirilmesi gereken önemli görevlerdendir. Bu konunun öneminin yeterince farkına varılması ve konu üzerinde farklı aydınlatıcı çalışmalar yapılması, kuşkusuz ekonominin ve toplumun ilerleme seviyesini üst noktalara taşıyacaktır.

KAYNAKÇA

KİTAPLAR

- Alexander, Carol, **Market Models A Guide to Financial Data Analysis**, John Wiley & Sons Inc., Avustralya, 2001.
- Brooks, Chris, **Introductory Econometrics for Finance**, Cambridge University Press, İngiltere, 2002.
- Campbell, John Y., Andrew W. Lo ve A.Craig MacKinlay, **The Econometrics of Financial Markets**, New Jersey, Princeton University Press, 1997.
- Dacorogna, Michel v.d., **An Introduction to High-Frequency Finance**, Academic Press, ABD, 2001.
- Dixit, Avinash K. ve Robert S. Pindyck, **Investment Under Uncertainty**, Princeton University Press, New Jersey, 1994.
- Enders, Walter, **Applied Econometric Time Series**, 2. bs., Wiley Series in Probability and Statistics, ABD, 2004
- Gouriéroux, Christian, **ARCH Models and Financial Applications**, Springer-Verlag New York Inc., ABD, 1997.
- Gujarati, Damodar N., **Temel Ekonometri**, Çev. Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen, İstanbul, Literatür Yayıncılık, 1999.
- Güneş, Hurşit ve Burak Saltoğlu, **İMKB Getiri Volatilitésinin Makroekonomik Konjunktür Bağlamında İrdelenmesi**, İstanbul, İMKB Yayınları, 1998.
- Hacıhasanoğlu, Erk, **Menkul Kıymet Piyasasında Volatilitenin Modellenmesi**, Ankara, SPK Yayın No: 139, 2003.
- Kanalıcı,Hülya, **Hisse Senedi Fiyatlarının Tespiti ve Tesir Eden Faktörler**, SPK Yayın No:77, Ankara, 1997.
- Kondak (Ergül), Nuray, **The Efficient Market Hypothesis Revisited: Some Evidence From The İstanbul Stock Exchange**, SPK Yayın No:83, Ankara, 1997.
- Kvanli,Alan, H. C. Stephen Guynes ve Robert J. Pavur, **Introduction to Business Statistics A Computer Integrated Approach**, 3. bs., West Publishing Company, ABD,1992.

- Meggison, William L., **Corporate Finance Theory**, Addison-Wesley Educational Publishers Inc., ABD, 1997.
- Orhunbilge, Neyran, **Uygulamalı Regresyon ve Korelasyon Analizi**, İstanbul, Avcıol Basım Yayın, 1996.
- Orhunbilge, Neyran, **Zaman Serileri Analizi Tahmin ve Fiyat İndeksleri**, İstanbul, İşletme Fakültesi Yayın No:277, 1999.
- Özçam, Mustafa, **An Analysis of the Macroeconomic Factors that Determine Stock Returns in Turkey**, SPK Yayın No:75, Ankara, 1997.
- Özer, Mustafa ve Serpil Türkyılmaz, **Türkiye Finansal Piyasasında Oynaklıkların ARCH Modelleri ile Analizi**, T.C. Anadolu Üniversitesi Yayınları No.1593, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Yayınları No.186, Eskişehir, 2004.
- Shiller,Robert J., **Market Volatility**, Massachusetts Institute of Technology, 1989.
- Tsay, Ruey S., **Analysis of Financial Time Series**, Wiley Series in Probability and Statistics, A.B.D. John Wiley & Sons Inc., 2002.
- Watson, Collin J. v.d., **Statistics for Management and Economics**, 5. bs., ABD, Allyn and Bacon, 1993.
- Wooldridge,Jeffrey M., **Introductory Econometrics A Modern Approach**, 2. bs., ABD, 2002.

MAKALELER

- Abdalla, Issam S.A. ve Victor Murinde, “Exchange rate and stock price interactions in emerging stock markets: evidence on India, Korea, Pakistan and Philippines”, **Applied Financial Economics**, 7, 1997.
- Admati, Anat R. ve Paul Pfleiderer, “A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability”, **The Review of Financial Studies**, Cilt 1, No.1, Bahar 1988.
- Aggarwal, Reena, Carla Inclan ve Ricardo Leal, “Volatility in Emerging Stock Markets”, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 34, 1999.
- Ajayi, Richard A. ve Mbodja Mougoue, “On The Dynamic Relation Between Stock Prices And Exchange Rates”, **The Journal of Financial Research**, Cilt 19, No.2, Yaz 1996.

- Akgiray, Vedat, "Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts", **Journal of Business**, Cilt 62, No.1, 1989.
- Al-Khazali, Osamah M. ve Choong Soo Pyun, "Stock Prices and Inflation: New Evidence from the Pasific-Basin Countries", **Review of Quantitative Finance and Accounting**, 22, 2, Mart 2004.
- Amihud, Yakov ve Haim Mendelson, "Volatility, Efficiency, and Trading: Evidence from the Japanese Stock Market", **The Journal of Finance**, Cilt 46, No.5, Aralık 1991.
- Apergis, Nicholas ve Sophin Eleptheriou, "Stock Returns and Volatility: Evidence from the Athens Stock Market Index", **Journal of Economics and Finance**, 25, 1, 2001.
- Apergis, N. ve S. Eleftheriou, "Interest rates, inflation, and stock prices: the case of the Athens Stock Exchange", **Journal of Policy Modeling**, 24, 2002
- Baillie, Richard T., Tim Bollerslev ve Hans Ole Mikkelsen, "Fractionally integrated generalized autoregressive Conditional heteroscedasticity", **Journal of Econometrics** 74, 1996.
- Bailey, Warren ve Y. Peter Chung, "Exchange Rate Fluctuations, Political Risk, and Stock Returns: Some Evidence from an Emerging Market", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 30, No.4, Aralık 1995.
- Balaban, Ercan, H.Baturalp Candemir ve Kürşat Kunter, "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Aylık Dalgalanma Tahmini", **İktisat İşletme ve Finans**, Yayın No.4, Ankara, Kasım 1996.
- Balaban, Ercan, "Forecasting Stock Market Volatility: Evidence From Turkey", **The ISE Finance Award Series** Cilt 1, Tasarı Mat. Hizmetleri, Nisan 2000.
- Bali, Turan, "Testing the Empirical Performance of Stochastic Volatility Models of the Short-Term Interest Rate", **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 35, No.2, Haziran 2000.
- Barclay, Michael J., Robert H. Litzenberger ve Jerold B. Warner, " Private Information, Trading Volume, and Stock-Return Variances", **The Review of Financial Studies**, Cilt 3, No.2, 1990.
- Barry, B.C. ve M. Rodrigues, "Risk, Return and Performance of Latin America's Equity Markets, 1975-1995", **Texas Christian University Working Paper**, 1997.

- Bautista, C.C., “Stock market volatility in the Phillipines”, **Applied Economics Letters**, 10, 2003.
- Beckers, Stan, “Variances of Security Price Returns Based on High, Low, and Closing Prices”, **Journal of Business**, Cilt 56, No. 1, 1983.
- Bekaert, G. ve R. Hodrick, “Characterizing Predictable Components in Excess Returns on Equity and Foreign Exchange Markets”, **The Journal of Finance**, Cilt 47, No. 2, Haziran 1992.
- Bekaert, Geert ve Campbell R. Harvey, “Emerging Equity Market Volatility”, **NBER Working Paper Series**, No.5307, Ekim 1995.
- Bekaert, G., “Market Integration and Investment Barriers in Emerging Equity Markets”, **The World Bank Economic Review** 9, 1995.
- Bekçiođlu, Selim ve Erhan Ada, “Menkul Kıymetler Piyasası Etkin mi? **Muhasebe Enstitüsü Dergisi**, İ.Ü.İşletme Fakültesi, Yıl 11, Sayı 41, Ağustos 1985.
- Bera, Anil K. ve Matthew L. Higgins, “ARCH Models: Properties, Estimation and Testing”, **Journal of Economic Surveys**, Cilt 7, No:4, 1993.
- Berument, Hakan ve Halil Kıymaz, “The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility”, **Journal of Economics and Finance**, Cilt 25, No.2, Yaz 2001.
- Bildik, Recep ve Şükrü Elekdağ, “Effects of Price Limits on Volatility Evidence from the Istanbul Stock Exchange”, **Emerging Markets Finance and Trade**, Cilt 40, No.1, Ocak-Şubat 2004.
- Bollerslev,Tim, “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity”, **Journal of Econometrics** 31, Kuzey Hollanda, 1986.
- Bollerslev, Tim ve Hans Ole Mikkelsen, “Modeling and pricing long memory in stock market volatility”, **Journal of Econometrics** 73, 1996.
- Bordo, Michael D., Barry Eichengreen ve Douglas Irwin, “Is Globalization Today Really Different Than Globalization a Hundred Years Ago?” **NBER Working Paper** No. 7195, 1999.
- Booth, Geoffry G., Teppo Martikainen ve Yiuman Tse, “Price and volatility spillovers in Scandinavian stock markets”, **Journal of Banking and Finance** 21, 1997.
- Brailsford, Timothy J. ve Robert W. Faff, “Modelling Australian stock market volatility”, **Australian Journal of Management**, 18, 1993.

- Brailsford, Timothy J. ve Robert W. Faff, "An evaluation of volatility forecasting techniques", **Journal of Banking and Finance** 20, 1996.
- Butler, Kirt C. ve S.J.Malaikah, "Efficiency and Inefficiency in Thinly Traded Stock Markets: Kuwait and Saudi Arabia", **Journal of Banking and Finance**, Kuzey Hollanda, 1992.
- Chang, S. J. ve Daesung Da, "The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Market Performance: A Taxonomic Approach", **American Business Review**, Haziran 1997.
- Cho, D. Chinhyung ve Edward W. Frees, "Estimating the Volatility of Discreet Stock Prices", **The Journal of Finance**, Cilt 43, No. 2, Haziran 1988.
- Chortareas, Georgios E., John B. McDermott ve Titos E. Ritsatos, "Stock Market Volatility in an Emerging Market: Further Evidence from the Athens Stock Exchange", **Journal of Business Finance and Accounting**, 27(7) & (8), Eylül/Ekim 2000.
- Chowdhury, Abdur R., "Margin requirements and stock market volatility in Thailand", **Applied Economics Letters**, 4, 1997.
- Chu, Shin-Herng ve Steven Freund, "Volatility Estimation for Stock Index Options: A GARCH Approach", **The Quarterly Review of Economics and Finance**, Cilt 36, No.4, Kış 1996.
- Cihak, Martin ve Kamil Janacek, "Stock-Market Volatility and Real Processes in the Czech Economy", **Eastern European Economics**, Cilt 35, No.3, Mayıs-Haziran 1997.
- Claessens, S., S. Dasgupta ve J. Glen, "Return Behavior in Emerging Stock Markets", **The World Bank Economic Review** 9, 1995.
- Cochran, Steven J., Jean L. Heck ve David R. Shaffer, "Volatility in World Equity Markets", **Review of Pasific Basin Financial Markets and Policies**, Cilt 6, No.3, 2003.
- Cohen vd., "The Determinants of Common Stock Returns Volatility: An International Comparison", **The Journal of Finance**, Cilt 31, No.2, Mayıs 1976.
- Dahel, Riad, "Volatility in Arab Stock Markets", Arap Planlama Enstitüsü'nün düzenlediği "Arab Stock Markets: Recent Trends and Performance" isimli çalıştayda sunulan çalışma, Kuveyt, Mart 15-16, 1999.

- De Santis, Giorgio ve Selahattin İmrohorođlu, “Stock returns and volatility in emerging financial markets”, **Journal of International Money and Finance**, Cilt 16, No.4, 1997.
- De Santis, Giorgio ve Bruno Gerard, “International Asset Pricing and Portfolio Diversification with Time-Varying Risk”, **The Journal of Finance**, Cilt 52, No.5, Aralık 1997.
- Des Nicholls ve David Tonuri, “Modelling Stock Market Volatility In Australia”, **Journal of Business Finance and Accounting**, 22(3), Nisan 1995.
- Dickinson, John P. ve Kinandu Muragu: “Market Efficiency in Developing Countries: A Case Study of the Nairobi Stock Exchange”, **Journal of Business Finance and Accounting**, Cilt 21, 1994.
- Diebold, Francis X. ve Jose A. Lopez, “Modeling Volatility Dynamics”, Technical Working Paper Series, No.173, **National Bureau of Economic Research**, Şubat 1995.
- Diebold, Francis X. ve Roberto S. Mariano, “Comparing Predictive Accuracy”, **Journal of Business Economics Statistics**, 13, 1995
- Dimson, Elroy ve Paul Marsh, “Volatility Forecasting Without Data-Snooping”, **Journal of Banking and Finance**, Cilt 14, Sayı.2-3, 1990.
- Dockery, E. ve F. Vergari, “Testing the random walk hypothesis: evidence for the Budapest stock exchange”, **Applied Economics Letters**, 4, 1997.
- Dritsaki, M. ve C. Dritsaki, “Macroeconomic determinants of stock price movements: an empirical investigation of the Grek stock market”, Selected paper, **11th Annual Conference of Multinational Finance Society**, Istanbul, 2004.
- Du, Julan ve Shang-Jin Wei, “Does Insider Trading Raise Market Volatility?”, **NBER Working Paper Series**, Working Paper 9541, Mart 2003.
- Durukan, Banu M., “İstanbul Menkul Kıymetler Piyasasında Makroekonomik Deđişkenlerin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi”, **İMKB Dergisi**, 3, 11, Temmuz-Ađustos-Eylül 1999.
- Engle,Robert F., “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, **Econometrica**, Cilt 50, No. 4, Temmuz 1982.

- Engle, Robert F., David M. Lilien ve Russell P. Robins, "Estimating Time Varying Risk Premia In The Term Structure: The Arch-M Model", **Econometrica**, Cilt 55, No. 2, Mart 1987.
- Engle, Robert F. ve Victor K. Ng, "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", **The Journal of Finance**, Cilt 48, No.5, Aralık 1993.
- Engle, Robert F. ve Andrew Patton, "What good is a volatility model?", **Quantitative Finance**, Cilt 1, 2001.
- Erdem, Cumhuriyet, Meziyet Sema Erdem ve Cem Kaan Arslan, "Makroekonomik deęişkenler ve İMKB-100 endeksi arasındaki ilişkinin belirlenmesi", **İktisat İşletme ve Finans**, Yıl 21, Sayı 239, Şubat 2006.
- Errunza, Vihang ve Ked Hogan, "Macroeconomic determinants of European stock market volatility", **European Financial Market**, Cilt 4, No.3, 1998.
- Fama, Eugene F., "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", **The Journal of Finance**, Cilt 25, No. 2, Mayıs 1970.
- Fama, Eugene F., "Stock returns, real activity, inflation and money", **American Economic Review**, Cilt 71, No.4, 1981.
- Fama, Eugene ve K. French, "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", **Journal of Political Economy**, 96, 1988.
- Fama, Eugene F., "Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity", **The Journal of Finance**, Cilt 45, No.4, Eylül 1990.
- Ferson, Wayne E. ve Campbell R. Harvey, "The Risk and Predictability of International Equity Returns", **The Review of Financial Studies**, Cilt 6, No. 3, 1993.
- Flood, Robert P. ve Robert J. Hodrick, "Asset Price Volatility, Bubbles and Process Switching", **NBER Working Paper Series**, Working Paper No:1867, National Bureau of Economic Research, Mart 1986.
- Flores, R.G. ve A. Szafarz, "Testing the information structure of East European Markets: The Warsaw Stock Exchange", **Economics of Planning**, 30, 1997.
- Foster, F. Douglas ve S. Viswanathan, "Variations in Trading Volume, Return Volatility, and Trading Costs: Evidence on Recent Price Formation Models", **The Journal of Finance**, Cilt 48, No.1, Mart 1993.

- Gallant, A. Ronald, Peter E. Rossi ve George Tauchen, "Stock Prices and Volume", **The Review of Financial Studies**, Cilt 5, No.2, 1992.
- Garman, Mark B. ve Michael J. Klass, "On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data, **Journal of Business**, Cilt 53, No.1, 1980.
- Geske, Robert ve Richard Roll, "The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation", **Journal of Finance**, Cilt 38, No.1, Mart 1983.
- Geyer, Alois L.J., "Volatility estimates of the Vienna stock market", **Applied Financial Economics**, 1994, 4.
- Gjerde, Oystein vd., "The stock market and investment in the small and open Norwegian economy", **Empirical Economics**, 26, 2001.
- Glosten, Lawrence R., Ravi Jagannathan ve David E.Runkle, "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", **The Journal of Finance**, Cilt 48, No.5, Aralık 1993.
- Gonzales, Jorge G., Roger W. Spencer ve Daniel, T. Walz, "A contemporary analysis of Mexican stock market volatility", **Applied Financial Economics**, 13, 2003.
- Gökcan, Süleyman, "Forecasting Volatility of Emerging Stock Markets: Linear versus Non-linear GARCH Models," **Journal of Forecasting**, 19, 2000.
- Gökçe, Gökçe Alp ve Serra Eren Sarıoğlu, "Etkin Pazar Kuramı ve Zayıf Etkin Pazar Kuramının Geçerliliğinin İMKB'de Test Edilmesi", **İşletme Dergisi**, İ.Ü. İşletme Fakültesi, Cilt 32, Sayı 1, Nisan 2003.
- Gökçe, Gökçe Alp ve Serra Eren Sarıoğlu, "Trading Session Effect: The Evidence From İstanbul Stock Exchange", **11th Annual Conference of the Multinational Finance Society**, İstanbul, 3-8 Temmuz 2004.
- Grabel, Ilene, "Assessing the Impact of Financial Liberalisation on Stock Market Volatility in Selected Developing Countries", **The Journal of Development Studies**, Cilt 31, No.6, Ağustos 1995.
- Graham, Fred C., "Inflation, real stock returns, and monetary policy", **Applied Financial Economics**, 6, 1996.
- Gürsakal, Necmi, "Pay Senedi Fiyat Değişmeleri Birbirinden Bağımsız mı?", **Finansal Yönetim ve Yatırım Plânlaması Dergisi**, Yıl 4, Sayı 13, Mart 1982.

- Hamilton, James D. ve Gang Lin, "Stock Market Volatility and the Business Cycle", **Journal of Applied Econometrics**, Cilt 11, No.5, Özel Sayı: Ekonomik Tahminleme, Eylül-Ekim 1996.
- Hansen, Peter Reinhard, Asger Lunde ve James M. Nason, "Choosing the Best Volatility Models: The Model Confidence Set Approach", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics** 65, 0305-9049, Supplement 2003.
- Haque, Mahfuzul, M.Kabir Hassan ve Oscar Varela, "Stability, Volatility, Risk Premiums, and Predictability in Latin American Emerging Stock Markets", **Quarterly Journal of Business & Economics**, Cilt 40, No.3 ve 4, 1999.
- Hardouvelis, Gikas A., "Margin Requirements, Volatility, and the Transitory Component of Stock Prices", **The American Economic Review**, Cilt 80, No.4, Eylül 1990.
- Harvey, Andrew, Esther Ruiz ve Neil Shepard, "Multivariate Stochastic Variance Models", **Review of Economic Studies**, 61, 1994.
- Harvey, Campbell R., "Predictable Risk And Returns In Emerging Markets", **NBER Working Paper Series**, No.4621, Ocak 1994.
- Harvey, C.R., B.H. Solnik ve G. Zhou, "What Determines Expected International Asset Returns?", **NBER Working Paper** 4660, 1994.
- Harvey, David, Stephen Leybourne ve Paul Newbold, "Testing the equality of prediction mean squared errors", **International Journal of Forecasting** 13, 1997.
- Hashemzadeh, Nozar ve Philip Taylor, "Stock prices, money supply, and interest rates: the question of causality", **Applied Economics**, 20, 1988.
- Hassler, John, "Does Increased International Influence Cause Higher Stock Market Volatility", **Scand. J. Of Economics** 101(1), 1999.
- Haugen, Robert A., Eli Talmor ve Walter N. Torous, "The Effect of Volatility Changes on the Level of Stock Prices and Subsequent Expected Returns", **The Journal of Finance**, Cilt 46, No.3, 5.Yıllık Toplantı, Temmuz 1991.
- Hentschel, Ludger, "All in the family Nesting symmetric and asymmetric GARCH models", **Journal of Financial Economics**, 39, 1995
- Hickman, Kent ve Glenn H. Petry, "A Comparison of Stock Price Predictions Using Court Accepted Formulas, Dividend Discount, and P/E Models", **Financial Management**, Cilt 19, No.2, Yaz 1990.

- Hsieh, David A. ve Metron H. Miller, “Margin Regulation and Stock Market Volatility”, **The Journal of Finance**, Cilt 45, No.1, Mart 1990.
- Ibrahim, Mansor H. “Macroeconomic Variables and Stock Prices in Malaysia: An Empirical Analysis”, **Asian Economic Journal**, Cilt 13, No 2, 1999.
- Ito, Takatoshi ve Wen-Ling Lin, “Price Volatility and Volume Spillovers Between The Tokyo and New York Stock Markets”, **NBER Working Papers**, No.4592, Aralık 1993.
- Jegadeesh, Narasimhan, “Evidence of the Predictable Behavior of Security Returns”, **Journal of Finance**, 45, Temmuz 1990.
- Jegadeesh, Narasimhan ve Sheridan Titman, “Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency ”, **Journal of Finance**, 48, Mart 1993.
- Jones, Steven L. “Another Look at Time-Varying Risk and Return in a Long-Horizon Contrarian Strategy”, **Journal of Financial Economics**, 33, 1993.
- Jorge L. Urrutia, “Tests of Random Walk and Market Efficiency For Latin American Emerging Equity Markets”, **The Journal of Financial Research**, Cilt 18, No.3, 1995.
- Kargı, N. ve H. Terzi, “Türkiye’de İMKB, Enflasyon, Faiz Oranı ve Reel Sektör Arasındaki Nedensellik İlişkilerinin VAR Modeli ile Belirlenmesi”, **İMKB Dergisi**, 1, 4, Ekim-Aralık 1997.
- Karolyi, G. Andrew ve Rene M. Stulz, “Why Do Markets Move Together? An Investigation of U.S.-Japan Stock Return Comovements”, **The Journal of Finance**, Cilt 51, No.3, Temmuz 1996.
- Kasman, Saadet, “The Relationship Between Exchange Rates and Stock Prices: A Causality Analysis”, **Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, Cilt 5, Sayı 2, 2003.
- Kassimatis, Konstantinos, “Financial liberalization and stock market volatility in selected developing countries”, **Applied Financial Economics**, 12, 2002.
- Kaur, Harvinder, “Time Varying Volatility in the Indian Stock Market”, **Vikalpa**, Cilt 29, No. 4, Kasım-Aralık 2004.
- Kearns, P. ve A.R. Pagan, “Australian Stock Market Volatility: 1875-1987”, **The Economic Record**, Cilt 69, No.205, Haziran 1993.

- Kırbaş-Kasman, Saadet ve Adnan Kasman, “Volatility of ISE and Business Cycle”, **Central Bank Review** I, 2003.
- Kıyılar, Murat, **Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB’de İrdelenmesi- Test Edilmesi**, SPK Yayın No:86, Ağustos 1997
- Koutmos, Gregory, Christos Negakis ve Panayiotis Theodossiou, “Stochastic behaviour of the Athens stock exchange”, **Applied Financial Economics**, 3, 1993.
- Koutmos, Gregory, “Asymmetries in the Conditional Mean and the Conditional Variance: Evidence From Nine Stock Markets”, **Journal of Economics and Business**, 50 ,1998.
- Köse, Ahmet, “Etkin Pazar Kuramı ve İMKB’de Etkin Pazar Kuramının Zayıf Şeklini Test Etmeye Yönelik Bir Çalışma: Filtre Kuralı Testi”, **İ.Ü.İşletme Fakültesi Dergisi**, Cilt 22, Sayı 2, Kasım 1993.
- Kuen, Tse Yiu ve Tung Siew Hong, “Forecasting Volatility In The Singapore Stock Market”, **Asia Pasific Journal of Management**, Cilt 9, No.1, 1992.
- Kunitomo, Naoto, “Improving the Parkinson Method of Estimating Security Price Volatilities”, **The Journal of Business**, Cilt. 65, No. 2, 1992.
- Kwon, Chung S. ve Tai S. Shin, “Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns”, **Global Finance Journal** 10:1, 1999.
- Lamoureux, Christopher G. ve William D. Lastrapes, “Endogenous Trading Volume and Momentum in Stock-Return Volatility”, **Journal of Business and Economic Statistics**, Cilt 12, No.2, Nisan 1994.
- Lee, Bong-Soo, “Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation”, *The Journal of Finance*, Cilt 47, No. 4, Eylül 1992.
- Lee, Cheng F., Gong-meng Chen ve Oliver M. Rui, “Stock Returns and Volatility on China’s Stock Markets”, **The Journal of Financial Research**, Cilt 24, No.4, Kış 2001.
- Liljebloom, Eva ve Marianne Stenius, “Macroeconomic volatility and stock market volatility: empirical evidence on Finnish data”, **Applied Financial Economics**, 7, 1997.

- Lin, Wen-Ling, Robert F. Engle ve Takatoshi Ito, “Do Bulls and Bears Move Across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility”, **The Review of Financial Studies**, Cilt 7, No. 3, Sonbahar 1994.
- Lo, Andrew W. ve A. Craig MacKinlay, “Stock Prices do not Follow Random Walks: Evidence From a Simple Specification Test”, **Review of Financial Studies**, 1, 1988.
- Longin, Francois ve Bruno Solnik, “Extreme Correlation of International Equity Markets”, **The Journal of Finance**, Cilt 56, No.2, Nisan 2001.
- Malkiel, Burton G., “The Capital Formation Problem In The United States”, **Journal of Finance**, 34, Mayıs 1979.
- Mankiw, N.Gregory, David Romer ve Matthew D. Shapiro, “An Unbiased Reexamination of Stock Market Volatility”, **The Journal of Finance**, Cilt 40, No.3, Temmuz 1985.
- Marsh, Terry A. ve Eric F. Rosenfeld, “Non-trading market making and estimates of stock price volatility”, **Journal of Financial Economics** 15, 1986.
- Martinez, M.A. ve G.Rubio, “Arbitrage Pricing with Macroeconomic Variables: An Empirical Investigation Using Spanish Data”, Working Paper, **Universidad del Pais Vasco**, 1989
- McMillan, David, Alan Speight ve Owain Apgwilym, “Forecasting UK stock market volatility”, **Applied Financial Economics**, 10, 2000.
- McQueen, Grant “Long-Horizon Mean-Reverting Stock Prices Revisited”, **Journal of Financial and Quantitative Analysis** 27, Mart 1992.
- Mukherjee, Tarun K. ve Atsuyuki Naka, “Dynamic Relations Between Macroeconomic Variables And The Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model”, **The Journal of Financial Research**, Cilt 18, No. 2, Yaz 1995.
- Muradoğlu, Gülnur, Hakan Berument ve Kıvılcım Metin, “Financial Crises and Changes in Determinants of Risk and Return: An Empirical Investigation of an Emerging Market (ISE)”, **Multinational Finance Journal**, Cilt 3, No.4, 1999.
- Muradoğlu, Gülnur Fatma Taşkın ve İlke Bigan, “Causality Between Stock Returns and Macroeconomic Variables in Emerging Markets”, **Russian and East European Finance and Trade**, Cilt 36, No.6, Kasım-Aralık 2000.

- Muradođlu, Gülnur, Kıvılcım Metin ve Reha Argaç, “Are There Trends Toward Efficiency for Emerging Markets? Co-integration Between Stock Prices and Monetary Variables at Istanbul Stock Exchange”, **Applied Financial Economics** (fortcoming), 1998.
- Nelson, Daniel B., “Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach”, **Econometrica**, Cilt 59, No. 2, Mart 1991.
- Officer, R.R., “The Variability of the Market Factor of the New York Stock Exchange”, **Journal of Business**, 46, 1973.
- Ou, Jane A. ve Stephen H. Penman, “Accounting Measurement, Price-Earnings Ratio, and the Information Content of Security Prices”, **Journal of Accounting Research**, Cilt 27, No.3,1989 Supplement.
- Pagan, Adrian R. ve G. William Schwert, “Alternative Models For Conditional Stock Volatility”, **NBER Working Paper Series**, Mayıs 1989.
- Pagano, Marco, “Endogenous Market Thinnes and Stock Price Volatility”, **The Review of Economic Studies**, Cilt 56, No.2, Nisan 1989.
- Parkinson, Michael, “The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return”, **Journal of Business**, Cilt 53, No.1, 1980.
- Payaslıođlu, Cem, “Testing Volatility Asymmetry In Istanbul Stock Exchange”, **The ISE Review**, Cilt 5, No.18, Nisan/Mayıs/Haziran 2001.
- Phylaktis, Kate, Manolis Kavussanos ve Gikas Manalis, “Price limits and stick market volatility in the Athens Stock Exchange”, **European Financial Management**, Cilt 5, No.1, 1999.
- Pindyck, Robert S., “Risk, Inflation and the Stock Market”, **The American Economic Review**, 74, Haziran 1984.
- Poon, S. ve S.J. Taylor, “Macroeconomic Factors And The UK Stock Market”, **Journal of Business Finance and Accounting**, 18(5), Eylül 1991.
- Poon, Ser-Huang ve Stephen J. Taylor, “Stock returns and volatility: An empirical study of the UK stock market”, **Journal of Banking and Finance**, 16, Kuzey-Hollanda, 1992.
- Poon, Ser-Huang ve Clive W.J.Granger, “Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review”, **Journal of Economic Literature**, Cilt 41, Haziran 2003.

- Poshakwale, Sunil ve Victor Murinde, "Modelling the volatility in East European emerging stock markets: evidence on Hungary and Poland", **Applied Financial Economics**, 11, 2001.
- Poterba, James M. ve Lawrence H. Summers, "Mean reversion in stock returns: evidence and implications", **Journal of Financial Economics**, 22.
- Poterba, James M. ve Lawrence H. Summers, "The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations", **The American Economic Review**, Cilt 76, No.5, Aralık 1986.
- Rahman, Matiur ve Muhammad Mustafa, "Dynamic linkages and Granger causality between short-term US corporate bond and stock markets", **Applied Economic Letters**, 4, 1997.
- Ramchand, Latha ve Raul Susmel, "Volatility and cross correlation across major stock markets", **Journal of Empirical Finance** 5, 1998.
- Richardson, Matthew ve Tom Smith, "A Unified Approach to Testing for Serial Correlation in Stock Returns", **Journal of Business**, 67, Temmuz 1994.
- Rogers, L.C.G, S.E.Satchell ve Y.Yoon, "Estimating the volatility of stock prices: a comparison of methods that use high and low prices", **Applied Financial Economics** 4, 1994.
- Roll, Richard, "What Every CEO Should Know About Scientific Progress in Economics: What is Known and What Remains to be Resolved", **Financial Management**, 23, Yaz 1994.
- Saunders, Jr. ve M.Edwards, "Stock Prices and Wall Street Weather", **American Economic Review**, Cilt 83, No.5, 1993.
- Schwert, G. William, "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?", **The Journal of Finance**, Cilt 44, No.5, Aralık 1989.
- Sentana, Enrique, "Quadratic ARCH Models, **The Review of Economic Studies**, Cilt 62, No.4, Ekim 1995.
- Shiller, Robert J., "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?", **The American Economic Review**, Cilt 71, No.3, Haziran 1981.

- Siourounis, Gregorios D., "Modelling volatility and testing for efficiency in emerging capital markets: the case of the Athens stock Exchange", **Applied Financial Economics**, 12, 2002.
- Stoll, Hans R. ve Robert E. Whaley, "Stock Market Structure and Volatility", **The Review of Financial Studies**, Cilt 3, No.1, 1990.
- Summers, Lawrence H., "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?", **The Journal of Finance**, Cilt 41, No.3, Temmuz 1986.
- Şengül, Gülnur M. ve Dilek Önkal, "Türk Hisse Senedi Piyasasında Yarı Güçlü Etkinlik", **ODTÜ Gelişme Dergisi**, 19 (2), 1992.
- Telatar, Erdinç ve H. Soner Binay, "İMKB Endeksinin PARCH Modellemesi", **Akdeniz Üniversitesi İİBF Dergisi**, 2(3), 2002.
- Trombley, Mark A., "Stock Prices and Wall Street Weather: Additional Evidence", **Quarterly Journal of Business and Economics**, Cilt 36, No.3, 1997.
- Tse, Y.K., "Stock returns volatility in the Tokyo Stock Exchange", **Japan and The World Economy**, Cilt 3, Sayı 3, 1991.
- Turner, Andrew L. ve Eric J. Weigel, "Daily Stock Market Volatility: 1928-1989", **Management Science**, Cilt 38, No. 11, Kasım 1992.
- West, Kenneth D., "Bubbles, Fads and Stock Price Volatility Tests:A Partial Evaluation", **NBER Working Paper Series**, Working Paper No:2574, National Bureau of Economic Research, Mayıs 1988.
- West, Kenneth D. ve Dongchul Cho, "The predictive ability of several models of exchange rate volatility", **Journal of Econometrics** 69, 1995.
- White, Halbert, "A Reality Check for Data Snooping", **Econometrica**, Cilt 68, No.5, Eylül 2000.
- Wiggins, James B. "Empirical Tests of the Bias and Efficiency of the Extreme-Value Variance Estimator for Common Stocks", **Journal of Business**, Cilt 64, No. 3, 1991.
- Wongbangpo, Prapan ve Subhash C. Sharma, "Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions: ASEAN-5 countries", **Journal of Asian Economics**, 13, 2002.
- Yang, Dennis ve Qiang Zhang, "Drift-Independent Volatility Estimation Based on High, Low, Open, and Close Prices", **Journal of Business**, Cilt 73, No. 3, 2000.

- Yavan, Zafer A. ve C. Bülent Aybar, “İMKB’de Oynaklık”, **İMKB Dergisi**, Cilt 2, No. 6, Nisan-Haziran 1998.
- Yılmaz, Mustafa Kemal, “Stock Market Volatility and Its Term Structure: Empirical Evidence From the Turkish Market”, **ISE Review**, Cilt 1, No. 3, Temmuz-Eylül 1997.
- Yong, Othman, “Market Efficiency (Weak Form) Tests of the Malaysian Stock Exchange”. Haz. Eser: Klaus P.Fischer ve George J.Papaioannou, **Business Finance in Less Developed Capital Markets**, ISBN: 0313279721, Greenwood Publishing Group, Aralık 1992.
- Yu, Jun, “Forecasting volatility in the New Zeland stock market”, **Applied Financial Economics**, 12, 2002.
- Zakoian,J.M., “Threshold Heteroscedastic Models”, Yayınlanmamış Makale, (Institute National de la Statistique et des Etudes Economiques, Paris), 1991a.
- Zakoian, J.M. ve R. Rabemananjara, “Threshold Arch Models and Asymmetries In Volatility”, **Journal of Applied Econometrics**, Cilt 8, No.1, Ocak-Mart 1993.

TEZLER

- Badur, Bertan Yılmaz, “Common Volatility in Turkish Financial Markets”, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Boğaziçi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2000.
- Begeç, Salih, “The Effects of Macroeconomic Volatility, Foreign Equity Investments and Capital Market Development on Stock Market Volatility: The Case of Turkey”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Boğaziçi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 1999.
- Gökçe, Gökçe Alp “Risk, Çeşitlendirme ve İMKB- 30 Endeksinde İyi Çeşitlendirilmiş Bir Portföyün Büyüklüğünün Hesaplanması”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, İ.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2001.
- Güleryüz, Güldal, “Zaman Serilerinde Volatilitenin İncelenmesi”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Hacettepe Üniversitesi sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara, 1998.

- Kurtuluş, Bora, “İktisadi Zaman Serilerinin Tahmininde ARIMA Modellerinin Müdahale Analizi ile Birlikte Kullanılması”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2002.
- Öncel, Tuğrul Sıddık, “Filter Rule and Trading in The Istanbul Stock Exchange”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Boğaziçi Üniversitesi, İstanbul, 1993.
- Rüstemoğlu, Mehmet, “Stock Market Volatility and Macroeconomic Factors”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Boğaziçi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 1997.
- Salman, Ferhan, “Modeling The Volatility In The Central Bank Reserves”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, ODTÜ, Ekonomi Bölümü, Ankara, 1999.
- Tezölmez, Hande S., “Intraday Patterns in Istanbul Stock Exchange Index and Effect of Public Information on Return Volatility”, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Boğaziçi Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2000.
- Ünal, A.Tolga, “GARCH Models And An Application To Stock Return Volatility With The Effect Of Daily Trading Volume In Istanbul Securities Exchange”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Bilkent Üniversitesi, Ekonomi Bölümü ve Ekonomi ve Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara, 1995.

ÇEVİRİMSEL AĞ, SÜRELİ YAYINLAR ve DİĞER

- Balaban, Ercan, Aslı Bayar ve R. Faff, “Forecasting Stock Market Volatility: Evidence From Fourteen Countries”, Working Paper 02.04., Center for Financial Research, University of Edinburgh, İngiltere,
(Çevrimiçi): <http://joanes.opf.slu.cz/vvr/akce/turecko/pdf/Balaban.pdf>
- Balaban, Ercan, “Comparative Forecasting Performance of Symmetric and Asymmetric Conditional Volatility Models of an Exchange Rate”, Working Paper 02.06, Center For Financial Markets Research, University of Edinburgh, İngiltere,
(Çevrimiçi): http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=339521#PaperDownload

- Beltratti, A. ve C. Morana, “Breaks and Persistency: Macroeconomic Causes of Stock Market Volatility”, Bocconi University, Eylül 2002, (Çevrimiçi): http://www.icer.it/workshop/Beltratti_Morana.pdf.
- Chen, Nai-Fu, Richard Roll ve Stephen A.Ross, “Economic Forces and the Stock Market”, (Çevrimiçi): <http://0-web5.epnet.com.library.bilgi.edu.tr/>
- Engle III, Robert F., Risk And Volatility: Econometric Models And Financial Practice”, Nobel Lecture, 8 Aralık, 2003, (Çevrimiçi): <http://nobelprize.org/economics/laureates/2003/engle-lecture>.
- Hansen, Peter Reinhard, “A Test for Superior Predictive Ability”, Brown University, Economics Working Paper. 2001-06, (Çevrimiçi): http://www.econ.brown.edu/fac/Peter_Hansen.
- Henry, Olan T., Nilss Olekalns ve Jonathan Thong, “Do Stock Market Returns Predict Changes to Output”, (Çevrimiçi): <http://www.economics.unimelb.edu.au/research/workingpapers/wp03/868.pdf>.
- Huang, Roger D. ve Ronald W. Masulis, “Trading Activity and Stock Price Volatility: Evidence from the London Stock Exchange”, (Çevrimiçi): <http://mba.vanderbilt.edu/fmrc/>
- Humpe, Andreas ve Peter D. Macmillan, “Can macroeconomic variables explain long term stock market movements? A comparison of the US and Japan”, (Çevrimiçi): <http://www.st-andrews.ac.uk/crueff/papers/dp0511.pdf>.
- Karamustafa, Osman ve Yakup Küçükkale, “Long Run Relationships Between Stock Market Returns And Macroeconomic Performance: Evidence From Turkey”, (Çevrimiçi): <http://econwpa.wustl.edu/eps/fin/papers/0309/0309010.pdf>
- Kupiec, Paul, “Stock Market Volatility in OECD Countries: Recent Trends, Consequences For The Real Economy, And Proposals For Reform”, Economic Studies, No:17, Sonbahar 1991, (Çevrimiçi): <http://www.oecd.org/dataoecd/32/14/34254980.pdf>.
- Lo, Michael S., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic Time Series Models”, A project submitted in partial fulfillment of the requirements for the degree of master of science in the department of Statistics and Actuarial Science, Simon Fraser University, Nisan 2003.

(Çevrimiçi): www.stat.sfu.ca/people/alumni/Thesis/Lo.pdf

Pandey, Ajay, “Extreme Value Volatility Estimators and Their Empirical Performance in Indian Capital Markets”,

(Çevrimiçi):<http://www.nseindia.com/content/research/Paper52.pdf>

Thomas, Susan, “Heteroskedasticity Models on the Bombay Stock Exchange”, Ph. D. Dissertation at USC, Temmuz 1995, Çevrimiçi: www.usc.edu.

Global Financial Stability Report, IMF Reports,(Çevrimiçi): [http// www.imf.org](http://www.imf.org)

Global Development Finance 2005, (Çevrimiçi): [http// www.econ.worldbank.org](http://www.econ.worldbank.org).

Türk Sermaye Piyasası 2004, Sermaye Piyasasında Gelişmeler, Yatırımcı Analizi, Aracı Kuruluşlar, Türkiye Sermaye Piyasası Aracı Kuruluşları Birliği, Yayın No.23, İstanbul, Nisan 2005.

İMKB Dergileri.

[http// www.die.gov.tr](http://www.die.gov.tr)

www.tcmb.gov.tr

<http://www.nseindia.com/content/research/Paper52.pdf>.

http://en.wikipedia.org/wiki/Standard_deviation

[http// www.unstats.un.org](http://www.unstats.un.org)

<http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cbt.html>

Özkan Çevik ile görüşme, İMKB Eğitim Müdürlüğü, 8 Haziran 2005

Ek 1

Hata İstatistiklerinin Karşılaştırmalı Bir Tartışması

Burada hata istatistiklerinin farklı durumlarda farklı ve birbirleriyle çelişen sonuçlar vermesi durumu aydınlatılmaya çalışılmıştır.

Hata istatistiklerinin özellikleri incelenirken öncelikle akla gelen, veri setinin yapısından kaynaklanan bir özelliğin sonuçları nasıl değiştirebileceğidir. Dolayısıyla veri setinin yapısı ile ilgili değişik senaryolar üzerinde durulmuştur ve kriterlerin sonuçları karşılaştırılmıştır.

a) Veri Setinin Ölçeği

Çalışmanın içinde yer aldığı konu finans olduğu için veri setinin ölçeği de finansal veriler kullanılarak çeşitlendirilmeye çalışılmıştır. Üç ayrı ölçek oluşturulmuştur: Fiyat, getiri ve varyans. Hata istatistikleri (OMH, OHK ve OMHY) 30 dönemlik bir periyotta iki ayrı modelle hesaplanan tahmin değerleri için bulunmuştur. Her bir veri seti için ayrı ayrı hesaplamalar yapılmıştır. Kullanılan modeller Rassal Yürüyüş Modeli ve Üstel Düzgünleştirme Modeli'dir. Üstel Düzgünleştirme'de düzgünleştirme katsayısı tahmin değerlerinin birbirinden oldukça farklı sonuçlar vermelerini sağlamak için düşük bir sayı olarak alınmıştır (0.20). Gerçekleşen veriler arasındaki değişim oranı sabit tutulmuştur (%10). Öncelikle, ölçeklerin hata istatistiklerinin sonuçlarında yarattığı farklılıkları ortaya koyabilmek için sonuç tabloları Tablo 1, Tablo 2 ve Tablo 3 verilmiştir:

Tablo 1. Fiyat Veri Seti için Hata İstatistikleri – Rassal Yürüyüş Modeli

Dönem	Gerçek	Tahmin	OH	OMH	OHK	OMHY
1	100.00					
2	110.00	100.00	-10.00	10.00	100.00	0.090909
3	121.00	110.00	-11.00	11.00	121.00	0.090909
4	133.10	121.00	-12.10	12.10	146.41	0.090909
5	146.41	133.10	-13.31	13.31	177.16	0.090909
6	161.05	146.41	-14.64	14.64	214.36	0.090909
7	177.16	161.05	-16.11	16.11	259.37	0.090909
8	194.87	177.16	-17.72	17.72	313.84	0.090909
9	214.36	194.87	-19.49	19.49	379.75	0.090909
10	235.79	214.36	-21.44	21.44	459.50	0.090909
11	259.37	235.79	-23.58	23.58	555.99	0.090909
12	285.31	259.37	-25.94	25.94	672.75	0.090909
13	313.84	285.31	-28.53	28.53	814.03	0.090909
14	345.23	313.84	-31.38	31.38	984.97	0.090909
15	379.75	345.23	-34.52	34.52	1,191.82	0.090909
16	417.72	379.75	-37.97	37.97	1,442.10	0.090909
17	459.50	417.72	-41.77	41.77	1,744.94	0.090909
18	505.45	459.50	-45.95	45.95	2,111.38	0.090909
19	555.99	505.45	-50.54	50.54	2,554.77	0.090909
20	611.59	555.99	-55.60	55.60	3,091.27	0.090909
21	672.75	611.59	-61.16	61.16	3,740.43	0.090909
22	740.02	672.75	-67.27	67.27	4,525.93	0.090909
23	814.03	740.02	-74.00	74.00	5,476.37	0.090909
24	895.43	814.03	-81.40	81.40	6,626.41	0.090909
25	984.97	895.43	-89.54	89.54	8,017.95	0.090909
26	1,083.47	984.97	-98.50	98.50	9,701.72	0.090909
27	1,191.82	1,083.47	-108.35	108.35	11,739.09	0.090909
28	1,311.00	1,191.82	-119.18	119.18	14,204.29	0.090909
29	1,442.10	1,311.00	-131.10	131.10	17,187.19	0.090909
30	1,586.31	1,442.10	-144.21	144.21	20,796.51	0.090909

Tablo 2. Getiri Veri Seti için Hata İstatistikleri – Rassal Yürüyüş Modeli

Dönem	Gerçek	Tahmin	OH	OMH	OHK	OMHY
1	0.050000					
2	0.055000	0.050000	-0.005000	0.005000	0.000025	0.090909
3	0.060500	0.055000	-0.005500	0.005500	0.000030	0.090909
4	0.066550	0.060500	-0.006050	0.006050	0.000037	0.090909
5	0.073205	0.066550	-0.006655	0.006655	0.000044	0.090909
6	0.080526	0.073205	-0.007321	0.007321	0.000054	0.090909
7	0.088578	0.080526	-0.008053	0.008053	0.000065	0.090909
8	0.097436	0.088578	-0.008858	0.008858	0.000078	0.090909
9	0.107179	0.097436	-0.009744	0.009744	0.000095	0.090909
10	0.117897	0.107179	-0.010718	0.010718	0.000115	0.090909
11	0.129687	0.117897	-0.011790	0.011790	0.000139	0.090909
12	0.142656	0.129687	-0.012969	0.012969	0.000168	0.090909
13	0.156921	0.142656	-0.014266	0.014266	0.000204	0.090909
14	0.172614	0.156921	-0.015692	0.015692	0.000246	0.090909
15	0.189875	0.172614	-0.017261	0.017261	0.000298	0.090909
16	0.208862	0.189875	-0.018987	0.018987	0.000361	0.090909
17	0.229749	0.208862	-0.020886	0.020886	0.000436	0.090909
18	0.252724	0.229749	-0.022975	0.022975	0.000528	0.090909
19	0.277996	0.252724	-0.025272	0.025272	0.000639	0.090909
20	0.305795	0.277996	-0.027800	0.027800	0.000773	0.090909
21	0.336375	0.305795	-0.030580	0.030580	0.000935	0.090909
22	0.370012	0.336375	-0.033637	0.033637	0.001131	0.090909
23	0.407014	0.370012	-0.037001	0.037001	0.001369	0.090909
24	0.447715	0.407014	-0.040701	0.040701	0.001657	0.090909
25	0.492487	0.447715	-0.044772	0.044772	0.002004	0.090909
26	0.541735	0.492487	-0.049249	0.049249	0.002425	0.090909
27	0.595909	0.541735	-0.054174	0.054174	0.002935	0.090909
28	0.655500	0.595909	-0.059591	0.059591	0.003551	0.090909
29	0.721050	0.655500	-0.065550	0.065550	0.004297	0.090909
30	0.793155	0.721 50	-0.072105	0.072105	0.005199	0.090909

Tablo 3. Varyans Veri Seti için Hata İstatistikleri – Rassal Yürüyüş Modeli

Dönem	Gerçek	Tahmin	OH	OMH	OHK	OMHY
1	0.000500					0.000500
2	0.000550	0.000500	0.000050	0.000000	0.090909	0.000550
3	0.000605	0.000550	0.000055	0.000000	0.090909	0.000605
4	0.000666	0.000605	0.000061	0.000000	0.090909	0.000666
5	0.000732	0.000666	0.000067	0.000000	0.090909	0.000732
6	0.000805	0.000732	0.000073	0.000000	0.090909	0.000805
7	0.000886	0.000805	0.000081	0.000000	0.090909	0.000886
8	0.000974	0.000886	0.000089	0.000000	0.090909	0.000974
9	0.001072	0.000974	0.000097	0.000000	0.090909	0.001072
10	0.001179	0.001072	0.000107	0.000000	0.090909	0.001179
11	0.001297	0.001179	0.000118	0.000000	0.090909	0.001297
12	0.001427	0.001297	0.000130	0.000000	0.090909	0.001427
13	0.001569	0.001427	0.000143	0.000000	0.090909	0.001569
14	0.001726	0.001569	0.000157	0.000000	0.090909	0.001726
15	0.001899	0.001726	0.000173	0.000000	0.090909	0.001899
16	0.002089	0.001899	0.000190	0.000000	0.090909	0.002089
17	0.002297	0.002089	0.000209	0.000000	0.090909	0.002297
18	0.002527	0.002297	0.000230	0.000000	0.090909	0.002527
19	0.002780	0.002527	0.000253	0.000000	0.090909	0.002780
20	0.003058	0.002780	0.000278	0.000000	0.090909	0.003058
21	0.003364	0.003058	0.000306	0.000000	0.090909	0.003364
22	0.003700	0.003364	0.000336	0.000000	0.090909	0.003700
23	0.004070	0.003700	0.000370	0.000000	0.090909	0.004070
24	0.004477	0.004070	0.000407	0.000000	0.090909	0.004477
25	0.004925	0.004477	0.000448	0.000000	0.090909	0.004925
26	0.005417	0.004925	0.000492	0.000000	0.090909	0.005417
27	0.005959	0.005417	0.000542	0.000000	0.090909	0.005959
28	0.006555	0.005959	0.000596	0.000000	0.090909	0.006555
29	0.007210	0.006555	0.000655	0.000000	0.090909	0.007210
30	0.007932	0.007210	0.000721	0.000001	0.090909	0.007932

Örnekte kullanılan serilerin zaman içinde artan bir yapıya sahip oldukları varsayılmıştır. Seriler sermaye piyasalarından seçildikleri ve sermaye piyasalarının da zaman zaman artan zaman zaman da azalan bir yapıya, başka bir deyişle iniş çıkışlara sahip olmalarına rağmen genelde hep bir yükseliş eğimi içinde oldukları bilindiği için bu yapı kullanılmıştır. Kriterlerin ölçeklere göre sonuçları aşağıda verilmiştir:

Tablo 4. Kriterlerin Ölçeklere Göre Sonuçları

Ölçek/Kriter	OMH	OHK	OMHY
Fiyat	51.25204	4,115.562	0.090909
Getiri	0.025626	0.0010290	0.090909
Varyans	0.000256	0.0000001	0.090909

Tablo 4'ten de izlenebileceği gibi, OMH ve OHK'nın değerleri ölçeğin değerine bağlı olarak oluşur. Ölçek arttıkça hata değerleri de artar. Dolayısıyla, fiyat serisi ile getiri serisi arasında bir seçim yapmak söz konusu olduğunda, OMH ve OHK getiri serisinin hataları daha düşük olacağı için getiri serisinin kullanılmasını önereceklerdir. Oysa bu yanıt yanıltıcı olacaktır. Bu dezavantajı OMHY ortadan kaldırmaktadır.

İkinci olarak, ölçeklerin hata istatistiklerinin model seçimindeki sonuçlarında yarattığı farklılıkları ortaya koyabilmek için sonuç tabloları Tablo 5, Tablo 6 ve Tablo 7 verilmiştir. Bu tablolarda ise yukarıda 1, 2 ve 3 numaralı tablolarda hesaplanan Rassal Yürüyüş Modeli'ne alternatif olarak, tahminler Üstel Düzgünleştirme Modeli ile yapılmıştır.

Tablo 5. Fiyat Veri Seti için Hata İstatistikleri – Üstel Düzgünleştirme

Dönem	Gerçek	Tahmin	OH	OMH	OHK	OMHY
1	100.00					
2	110.00	100.00	-10.00	10.00	100.00	0.090909
3	121.00	102.00	-19.00	19.00	361.00	0.157025
4	133.10	105.80	-27.30	27.30	745.29	0.205109
5	146.41	111.26	-35.15	35.15	1,235.52	0.240079
6	161.05	118.29	-42.76	42.76	1,828.50	0.265512
7	177.16	126.84	-50.31	50.31	2,531.49	0.284009
8	194.87	136.90	-57.97	57.97	3,360.14	0.297461
9	214.36	148.50	-65.86	65.86	4,337.61	0.307244
10	235.79	161.67	-74.12	74.12	5,494.42	0.314360
11	259.37	176.50	-82.88	82.88	6,868.92	0.319534
12	285.31	193.07	-92.24	92.24	8,508.32	0.323298
13	313.84	211.52	-102.32	102.32	10,470.13	0.326035
14	345.23	231.98	-113.24	113.24	12,824.02	0.328025
15	379.75	254.63	-125.12	125.12	15,654.33	0.329473
16	417.72	279.66	-138.07	138.07	19,062.99	0.330526
17	459.50	307.27	-152.23	152.23	23,173.22	0.331291
18	505.45	337.72	-167.73	167.73	28,133.94	0.331848
19	555.99	371.26	-184.73	184.73	34,125.21	0.332253
20	611.59	408.21	-203.38	203.38	41,364.75	0.332548
21	672.75	448.88	-223.87	223.87	50,115.85	0.332762
22	740.02	493.66	-246.37	246.37	60,696.97	0.332918
23	814.03	542.93	-271.10	271.10	73,493.33	0.333031
24	895.43	597.15	-298.28	298.28	88,970.95	0.333114
25	984.97	656.81	-328.17	328.17	107,693.59	0.333174
26	1,083.47	722.44	-361.03	361.03	130,343.34	0.333217
27	1,191.82	794.65	-397.17	397.17	157,745.44	0.333249
28	1,311.00	874.08	-436.92	436.92	190,898.40	0.333272
29	1,442.10	961.46	-480.64	480.64	231,010.30	0.333289
30	1,586.31	1,057.59	-528.72	528.72	279,542.92	0.333301

Tablo 6. Getiri Veri Seti için Hata İstatistikleri – Üstel Düzgünleştirme

Dönem	Gerçek	Tahmin	OH	OMH	OHK	OMHY
1	0.050000					
2	0.055000	0.050000	-0.005000	0.005000	0.000025	0.090909
3	0.060500	0.051000	-0.009500	0.009500	0.000090	0.157025
4	0.066550	0.052900	-0.013650	0.013650	0.000186	0.205109
5	0.073205	0.055630	-0.017575	0.017575	0.000309	0.240079
6	0.080526	0.059145	-0.021381	0.021381	0.000457	0.265512
7	0.088578	0.063421	-0.025157	0.025157	0.000633	0.284009
8	0.097436	0.068452	-0.028983	0.028983	0.000840	0.297461
9	0.107179	0.074249	-0.032930	0.032930	0.001084	0.307244
10	0.117897	0.080835	-0.037062	0.037062	0.001374	0.314360
11	0.129687	0.088248	-0.041439	0.041439	0.001717	0.319534
12	0.142656	0.096536	-0.046120	0.046120	0.002127	0.323298
13	0.156921	0.105760	-0.051162	0.051162	0.002618	0.326035
14	0.172614	0.115992	-0.056622	0.056622	0.003206	0.328025
15	0.189875	0.127316	-0.062559	0.062559	0.003914	0.329473
16	0.208862	0.139828	-0.069034	0.069034	0.004766	0.330526
17	0.229749	0.153635	-0.076114	0.076114	0.005793	0.331291
18	0.252724	0.168858	-0.083866	0.083866	0.007033	0.331848
19	0.277996	0.185631	-0.092365	0.092365	0.008531	0.332253
20	0.305795	0.204104	-0.101692	0.101692	0.010341	0.332548
21	0.336375	0.224442	-0.111933	0.111933	0.012529	0.332762
22	0.370012	0.246829	-0.123184	0.123184	0.015174	0.332918
23	0.407014	0.271465	-0.135548	0.135548	0.018373	0.333031
24	0.447715	0.298575	-0.149140	0.149140	0.022243	0.333114
25	0.492487	0.328403	-0.164084	0.164084	0.026923	0.333174
26	0.541735	0.361220	-0.180515	0.180515	0.032586	0.333217
27	0.595909	0.397323	-0.198586	0.198586	0.039436	0.333249
28	0.655500	0.437040	-0.218460	0.218460	0.047725	0.333272
29	0.721050	0.480732	-0.240318	0.240318	0.057753	0.333289
30	0.793155	0.528796	-0.264359	0.264359	0.069886	0.333301

Tablo 7. Varyans Veri Seti için Hata İstatistikleri – Üstel Düzgünleştirme

Dönem	Gerçek	Tahmin	OH	OMH	OHK	OMHY
1	0.000500					0.000500
2	0.000550	0.000500	0.000050	0.000000	0.090909	0.000550
3	0.000605	0.000510	0.000095	0.000000	0.157025	0.000605
4	0.000666	0.000529	0.000137	0.000000	0.205109	0.000666
5	0.000732	0.000556	0.000176	0.000000	0.240079	0.000732
6	0.000805	0.000591	0.000214	0.000000	0.265512	0.000805
7	0.000886	0.000634	0.000252	0.000000	0.284009	0.000886
8	0.000974	0.000685	0.000290	0.000000	0.297461	0.000974
9	0.001072	0.000742	0.000329	0.000000	0.307244	0.001072
10	0.001179	0.000808	0.000371	0.000000	0.314360	0.001179
11	0.001297	0.000882	0.000414	0.000000	0.319534	0.001297
12	0.001427	0.000965	0.000461	0.000000	0.323298	0.001427
13	0.001569	0.001058	0.000512	0.000000	0.326035	0.001569
14	0.001726	0.001160	0.000566	0.000000	0.328025	0.001726
15	0.001899	0.001273	0.000626	0.000000	0.329473	0.001899
16	0.002089	0.001398	0.000690	0.000000	0.330526	0.002089
17	0.002297	0.001536	0.000761	0.000001	0.331291	0.002297
18	0.002527	0.001689	0.000839	0.000001	0.331848	0.002527
19	0.002780	0.001856	0.000924	0.000001	0.332253	0.002780
20	0.003058	0.002041	0.001017	0.000001	0.332548	0.003058
21	0.003364	0.002244	0.001119	0.000001	0.332762	0.003364
22	0.003700	0.002468	0.001232	0.000002	0.332918	0.003700
23	0.004070	0.002715	0.001355	0.000002	0.333031	0.004070
24	0.004477	0.002986	0.001491	0.000002	0.333114	0.004477
25	0.004925	0.003284	0.001641	0.000003	0.333174	0.004925
26	0.005417	0.003612	0.001805	0.000003	0.333217	0.005417
27	0.005959	0.003973	0.001986	0.000004	0.333249	0.005959
28	0.006555	0.004370	0.002185	0.000005	0.333272	0.006555
29	0.007210	0.004807	0.002403	0.000006	0.333289	0.007210
30	0.007932	0.005288	0.002644	0.000007	0.333301	0.007932

Tablo 8. Kriterlerin Farklı Ölçeklere Göre Model Seçimindeki Sonuçları

Ölçek/Kriter	OMH		OHK		OMHY	
	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel
Fiyat	51.2520	183.3336	4115.5619	54851.4097	0.090909	0.302685
Getiri	0.025626	0.091667	0.001029	0.013713	0.090909	0.302685
Varyans	0.000256	0.000917	0.000000	0.000001	0.090909	0.302685

İki modelin hataları karşılaştırılırken, tüm ölçeklerde modellerin hatalarının birbirlerinden farkları aynı orandadır. Diğer her şey aynı iken, tüm hatalar aynı modelin seçilmesini söylemektedirler. Bu örnek için Rassal Yürüyüş Modeli seçilmektedir.

b) Veri Sayısı

İkinci olarak, veri sayısının hata istatistiklerinin sonuçları üzerindeki etkisi incelenmiştir. Tahmin dönemi süresi olarak 10, 30, 50, 100 ve 500 dönemlik dilimler alınmıştır. Bu dönemlerin tahminleri her bir ölçek için ayrı ayrı yapılmıştır. Veriler arasındaki değişim oranı sabit tutulmuştur (%10). Bu gruptaki incelemelere ait tablolar, dönemlerin uzunluğu nedeniyle çalışmanın içine alınmamıştır. Aşağıda ise bu çalışmanın sonuçlarını özetleyen tablolar bulunmaktadır:

Tablo 9. Kriterlerin Farklı Veri Sayısına Göre Sonuçları- Fiyat Ölçeği ve Rassal Yürüyüş Modeli

Veri Sayısı/Kriter	OMH	OHK	OMHY
10	15.0883	241.2655	0.090909
30	51.2520	4,115.5619	0.090909
50	215.7530	110,669.9302	0.090909
100	12,653.3630	754913460.7	0.090909
500	9.0542E+19	1.94796E+41	0.090909

Tablo 9'dan da görüldüğü üzere OMH ve OHK'nın değerleri veri sayısına bağlı olarak oluşur. Veri sayısı arttıkça hata değerleri de artar. Dolayısıyla, veri sayısında bir seçim yapmak söz konusu olduğunda, OMH ve OHK en az sayıdaki veri setinin hataları daha düşük olacağı için bu serinin kullanılmasını önereceklerdir. Oysa bu yanıt yanıltıcı olacaktır. Bu dezavantajı yine OMHY ortadan kaldırmaktadır. Aynı sonucu getiri ve varyans serileri için de söyleyebiliriz. Sonuçlar Tablo 10 ve Tablo 11'de yer almaktadır.

Tablo 10. Kriterlerin Farklı Veri Sayısına Göre Sonuçları- Getiri Ölçeği ve Rassal Yürüyüş Modeli

Veri Sayısı/Kriter	OMH	OHK	OMHY
10	0.0075	0.0001	0.090909
30	0.0256	0.0010	0.090909
50	0.1079	0.0277	0.090909
100	6.3267	188.7283652	0.090909
500	4.5271E+16	4.8699E+34	0.090909

Tablo 11. Kriterlerin Farklı Veri Sayısına Göre Sonuçları- Varyans Ölçeği ve Rassal Yürüyüş Modeli

Veri Sayısı/Kriter	OMH	OHK	OMHY
10	0.000075	0.000000	0.090909
30	0.000256	0.000000	0.090909
50	0.001079	0.000003	0.090909
100	0.063267	0.018873	0.090909
500	4.5271E+14	4.8699E+30	0.090909

İkinci olarak, veri sayısının hata istatistiklerinin model seçimindeki sonuçlarında yarattığı farklılıkları ortaya koyabilmek için sonuç tabloları Tablo 12., Tablo 13. ve Tablo 14. verilmiştir.

Tablo 12. Kriterlerin Farklı Veri Sayısına Göre Model Seçimindeki Sonuçları- Fiyat Ölçeği

Veri Sayısı/Kriter	OMH		OHK		OMHY	
	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel
10	15.0883	42.497391	241.2655	2221.552806	0.090909	0.240190
30	51.252045	183.333577	4115.562	54851.409702	0.090909	0.302685
50	215.752974	788.3731974	110669.9	1487604.096	0.090909	0.315193
100	12653.363	46394.31764	7.55E+08	10149391938	0.090909	0.324355
500	9.0542E+19	3.31987E+20	1.95E+41	2.61892E+42	0.090909	0.331552

Bu tabloda dikkat çeken noktalardan ilki, OMHY kriterinin Rassal Yürüyüş Modeli için bulduğu hatalar her veri sayısı için aynı kalırken, bu durum model Üstel Düzgünleştirme olduğunda değişmekte, OMHY değerleri sayıyla birlikte artmaktadır. Dolayısıyla veri sayısı seçilirken bu üç kriterin dışında başka kriterlerden de faydalanmak yararlı olacaktır. İki modelin hataları karşılaştırılırken, diğer her şey aynı iken, tüm hatalar aynı modelin seçilmesini söyler. Veri sayısı arttıkça hatalar arasındaki fark da artar, fakat düşen bir oranda artar. Dolayısıyla daha fazla veri ile tahmin yapmak daha kesin sonuçlara götürürken bizi, veriyi arttırdıkça marjinal fayda azalmaktadır. Aynı durum aşağıda tabloları verilen getiri ve varyans ölçeği için de geçerlidir.

Tablo 13. Kriterlerin Farklı Veri Sayısına Göre Model Seçimindeki Sonuçları- Getiri Ölçeği

Veri Sayısı/Kriter	OMH		OHK		OMHY	
	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel
10	0.0075	0.021249	0.000060	0.000555388	0.0909	0.240190
30	0.025626	0.091666789	0.001029	0.013712852	0.090909	0.302685
50	0.107876	0.394186599	0.027667	0.371901024	0.090909	0.315193
100	6.32668152	23.19715882	188.7284	2537.347984	0.090909	0.324355
500	4.5271E+16	1.65993E+17	4.87E+34	6.54731E+35	0.090909	0.331552

Tablo 14. Kriterlerin Farklı Veri Sayısına Göre Model Seçimindeki Sonuçları- Varyans Ölçeği

Veri Sayısı/Kriter	OMH		OHK		OMHY	
	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel
10	0.0001	0.000212487	0.000000	5.55388E-08	0.090909	0.24019
30	0.000256	0.000916668	1.03E-07	1.37129E-06	0.090909	0.302685
50	0.001079	0.003941866	0.000003	3.71901E-05	0.090909	0.315193
100	0.063267	0.231971588	0.018873	0.253734798	0.090909	0.324355
500	4.5271E+14	1.65993E+15	4.87E+30	6.54731E+31	0.090909	0.331552

c) Değişim Oranının Farklılaşması

Değişim oranının farklılaşmasından kasıt, veri setindeki veriler arasındaki yüzdesel değişimin farklılaşmasıdır. Bundan önceki değerlendirmelerde değişim oranı % 10 alınmıştı (her bir veri arasında %10'luk bir artış varsayılmıştı). Bu bölümde ise % 10'un çok altında ve çok üstünde artış oranları ile veriler hesaplanmıştır. Diğer her şey aynı bırakılmıştır. Veri sayısı 30'dur. Yine fiyat, getiri ve varyans ölçekleri ile değerler oluşturulmuştur.

Tablo 15. Kriterlerin Farklı Değişim Oranlarına Göre Sonuçları- Fiyat Ölçeği ve Rassal Yürüyüş Modeli

Değişim Oranı/Kriter	OMH	OHK	OMHY
1%	1.1535	1.3397	0.00990099
10%	51.2520	4,115.5619	0.090909091
50%	440,804	1,127,002,872,481	0.333333333

Tablo 15.'ten de görüldüğü üzere, değişim oranı arttıkça hatalar da artmaktadır. Başka bir deyişle, değişimin büyük oranlarda olduğu durumlarda tüm

hatalar da (OMHY dahil) büyüyecektir. OMHY'nin büyümesinin nedeni payın büyümesidir. Değişim küçük olduğunda pay da küçük olacağından OMHY ufak değerler alacaktır. Aynı sonucu getiri ve varyans serileri için de söyleyebiliriz: Sonuçlar Tablo 16. ve Tablo 17.'de yer almaktadır.

Tablo 16. Kriterlerin Farklı Değişim Oranlarına Göre Sonuçları- Getiri Ölçeği ve Rassal Yürüyüş Modeli

Değişim Oranı/Kriter	OMH	OHK	OMHY
1%	0.0006	0.0000	0.009901
10%	0.0256	0.0010	0.090909
50%	220	281,751	0.333333

Tablo 17. Kriterlerin Farklı Değişim Oranlarına Göre Sonuçları- Varyans Ölçeği ve Rassal Yürüyüş Modeli

Değişim Oranı/Kriter	OMH	OHK	OMHY
1%	0.0000	0.0000	0.009901
10%	0.0003	0.0000	0.090909
50%	2.2040	28.1751	0.333333

İkinci olarak, değişim oranının farklılaşmasının hata istatistiklerinin model seçimindeki sonuçlarında yarattığı farklılıkları ortaya koyabilmek için sonuç tabloları Tablo 18., Tablo 19. ve Tablo 20. verilmiştir.

Tablo 18. Kriterlerin Değişim Oranının Farklılaşmasına Göre Model Seçimindeki Sonuçları- Fiyat Ölçeği

Değişim Oranı/Kriter	OMH		OHK		OMHY	
	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel
1%	1.1535	4.8918	1.3397	25.8114	0.009901	0.041371
10%	51.2520	183.3336	4115.5619	54851.4097	0.090909	0.302685
50%	440803.5844	944569.2726	1.127E+12	5.17501E+12	0.333333	0.686137

İki modelin hataları karşılaştırılırken: Diğer her şey aynı iken, tüm hatalar aynı modelin seçilmesini söyler. Fakat değişim oranı arttıkça hatalar birbirine daha yakın değerler vermeye başlarlar ve seçim zorlaşır. Bu durum diğer ölçekler için de geçerlidir. Ayrıca başka bir nokta, model ve ölçek ne olursa olsun aynı değişim

oranında ve aynı veri seti sayısında OMHY hep aynı sonucu vermektedir. Bu da OMHY'nin görelî yapısından kaynaklanmaktadır.

Tablo 19. Kriterlerin Değişim Oranının Farklılaşmasına Göre Model Seçimindeki Sonuçları- Getiri Ölçeği

Değişim Oranı/Kriter	OMH		OHK		OMHY	
	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel
1%	0.0006	0.0024	0.0000	6.453E-06	0.009901	0.041371
10%	0.0256	0.0917	0.0010	1.371E-02	0.090909	0.302685
50%	220	472.2846	281,751	1.294E+06	0.333333	0.686137

Tablo 20. Kriterlerin Değişim Oranının Farklılaşmasına Göre Model Seçimindeki Sonuçları- Varyans Skalası

Değişim Oranı/Kriter	OMH		OHK		OMHY	
	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel
1%	0.0000	2.45E-05	0.0000	6.45284E-10	0.009901	0.041371
10%	0.0003	9.17E-04	0.0000	1.37129E-06	0.090909	0.302685
50%	2.2040	4.72E+00	28.1751	129.3753194	0.333333	0.686137

d) Aşırı Değerler (Outliers)

Aslında bu bölüm değişim oranı ile bağlantılıdır. Veri setinin içinde aşırı değerlerin olması demek değişim oranının sabit olmaması, kimi zaman yüksek oranlarda artışlar, kimi zamansa yüksek oranlarda düşüşler olması demektir. Örnek veri setimizde veri seti sayısı yine 30 olsun. Daha sonra bu veri setinin içine üç farklı şekilde aşırı değerler koyalım. İlkinde veri seti sayısının % 10'u kadar aşırı değer, ikincide % 33'ü kadar ve üçüncüde de % 50'si kadar aşırı değer yerleştirelim.

Fiyat, getiri ve varyans ölçekleri için rassal yürüyüş modeliyle hesaplanan sonuçlar aşağıdaki tablolarda yer almaktadır:

Tablo 21. Kriterlerin Farklı Aşırı Değer Oluşumuna Göre Sonuçları- Fiyat Ölçeği ve Rassal Yürüyüş Modeli

Aşırı Değer Oranı/Kriter	OMH	OHK	OMHY
10%	137.52	63,873.24	0.145512
33%	204.98	207,586.29	0.451205
50%	105.66	28,762.98	0.639828

Tablo 21’de dikkat çeken nokta OMH ve OHK’nın aşırı değer oranı % 33’e çıkarıldığında artması, % 50’ye çıkarıldığında ise azalmasıdır. Bunun nedeni, aşırı değer oranı % 50 yapıldığında aslında serinin aşırı değerleri olan değil, yüksek artış oranlarına sahip olan verilerden oluşan bir seri olmasıdır. Bu seri % 33’lük seriye göre daha düzgünleştirilmiş bir seridir. OMHY ise aşırı değer oranı ile birlikte artmaktadır. Bu da yine bu istatistiğin yüzdesel bir istatistik olmasından kaynaklıdır. İçinde % 10 ve % 33 aşırı değer barındıran seriler arasında seçim yapmak gerektiğinde, tüm istatistikler daha az aşırı değeri tercih etmektedirler. % 33 ile % 50 arasında bir seçim yapmak gerektiğindeyse OMH ve OHK % 50 derken, OMHY % 33 aşırı değerli seriyi seçecektir. Bu durumda nasıl karar vermek gereklidir? Ayrıca % 10, % 33 ve % 50 arasında bir seçim yapmak gerektiğindeyse, OMH ve OHK en fazla aşırı değer bulunan seriyi seçecekken, OMHY en az aşırı değerli seri üzerinde duracaktır. Buradaki seçimler, analizi yapan kişinin amacına göre değişecektir. Eğer analizci aşırı yüksek hataları cezalandırmak istiyorsa OMH ve OHK’yı kullanmalıdır. Bu durumda % 50 aşırı değer barındıran seri seçilecektir. Eğer analizci hataların gerçekleşen değerlere oranına bakarak karar vermek istiyorsa, o zaman da seçeceği seri % 33 aşırı değere sahip olan seri olacaktır.

Yukarıda yer alan tablo fiyat ölçeği içindi. Aynı durum diğer ölçekler için de geçerlidir:

Tablo 22. Kriterlerin Farklı Aşırı Değer Oluşumuna Göre Sonuçları- Getiri Ölçeği ve Rassal Yürüyüş Modeli

Aşırı Değer Oranı/Kriter	OMH	OHK	OMHY
10%	0.0688	0.0160	0.145512
33%	0.1025	0.0519	0.451205
50%	0.0528	0.0072	0.639828

Tablo 23. Kriterlerin Farklı Aşırı Değer Oluşumuna Göre Sonuçları- Varyans Ölçeği ve Rassal Yürüyüş Modeli

Aşırı Değer Oranı/Kriter	OMH	OHK	OMHY
10%	0.000688	0.000002	0.145512
33%	0.001025	0.000005	0.451205
50%	0.000528	0.000001	0.639828

İkinci olarak, aşırı değer oluşumunun farklılaşmasının hata istatistiklerinin model seçimindeki sonuçlarında yarattığı farklılıkları ortaya koyabilmek için sonuç tabloları Tablo 24., Tablo 25. ve Tablo 26. verilmiştir.

Tablo 24. Kriterlerin Aşırı Değer Oluşumunun Farklılaşmasına Göre Model Seçimindeki Sonuçları- Fiyat Ölçeği

Aşırı Değer Oranı/Kriter	OMH		OHK		OMHY	
	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel
10%	137.52	309.63	63,873.24	166,198.07	0.145512	0.333772
33%	204.98	370.80	207,586.29	295,407.09	0.451205	0.721535
50%	105.66	176.20	28,762.98	49,155.20	0.639828	1.336046

İki modelin hataları karşılaştırılırken: Diğer her şey aynı iken, tüm hatalar aynı modelin seçilmesini söyler (Rassal Yürüyüş Modeli). Bu durum diğer ölçekler için de geçerlidir:

Tablo 25. Kriterlerin Aşırı Değer Oluşumunun Farklılaşmasına Göre Model Seçimindeki Sonuçları- Getiri Ölçeği

Aşırı Değer Oranı/Kriter	OMH		OHK		OMHY	
	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel
10%	0.0688	0.154817048	0.0160	0.041549519	0.145512	0.333772
33%	0.1025	0.185399482	0.0519	0.073851772	0.451205	0.721535
50%	0.0528	0.088101188	0.0072	0.012288799	0.639828	1.336046

Tablo 26. Kriterlerin Aşırı Değer Oluşumunun Farklılaşmasına Göre Model Seçimindeki Sonuçları- Varyans Ölçeği

Aşırı Değer Oranı/Kriter	OMH		OHK		OMHY	
	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel
10%	0.000688	0.00154817	0.000002	4.15495E-06	0.145512	0.333772
33%	0.001025	0.001853995	0.000005	7.38518E-06	0.451205	0.721535
50%	0.000528	0.000881012	0.000001	1.22888E-06	0.639828	1.336046

Fakat bazı durumlarda hata istatistikleri birbirleriyle çelişen sonuçlar verebilirler. Bir hata istatistiği bir modelin en düşük hatayı verdiğini söylerken, diğer hata istatistiği başka bir tahmin modelini önermektedir. Veri setinin yukarıda anlatılan özelliklerinin hiçbirisinde rastlanılmayan bu durum, aşırı değer oluşumunun

işin içine girmesiyle ortaya çıktığı aşikârdır. Örneklemimizde belli aralıklarla ve nispeten düşük oranlarda oluşturulan aşırı değerler, bu kez çok yüksek oranlarda veri setinin içine yerleştirilmiştir. Çalışma, varyans ölçeği için yapılmıştır. Sonuç tablosu aşağıda yer almaktadır:

Tablo 27. Kriterlerin Aşırı Değer Oluşumunun Farklılaşmasına Göre Model Seçimindeki Sonuçları 2- Varyans Ölçeği

Aşırı Değer Oranı/Kriter	OMH		OHK		OMHY	
	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel	Rassal	Üstel
	0.011456	0.011298541	0.0004342	0.000263892	4.747479	6.764522

OMH ve OHK kriterleri Üstel Düzgünleştirme Modeli'ni seçerken, OMHY Rassal Yürüyüş Modeli'ni önermektedir. Eğer analizci aşırı yüksek hataları cezalandırmak istiyorsa OMH ve OHK'yı kullanmalıdır. Eğer analizci büyük hataları ihmal edebilecek durumdaysa ve hataların gerçekleşen değerlere oranına bakarak karar vermek istiyorsa, o zaman da OMHY doğru yanıtı verecektir.

Hata istatistiklerinin birbirleriyle karşılaştırılmalarını örnekler yardımıyla inceleyen bu bölümde elde edilen sonuçları madde madde özetlenecek olursa:

1. Hata istatistiklerinden OMH ve OHK veri setinin ölçeğinden etkilenir bir yapıya sahiptirler. OMHY'nin değeri ise veri setinin ölçeğinden bağımsız olmaktadır.

2. Her üç istatistik de veri sayısından etkilenmektedirler. Veri sayısı arttıkça test edilen modellerin hataları arasındaki fark da azalan oranda artmaktadır. Dolayısıyla veri sayısını arttırmanın marjinal faydayı azaltıcı bir etkisi bulunmaktadır.

3. Başka bir nokta OMH, OHK ve OMHY'nin değişim oranındaki farklılaşmadan etkilenmesidir.

4. Veri setinde aşırı değerlerin olması ise analiz sonuçlarını büyük ölçüde etkilemektedir. Yüksek düzeylerde oluşan aşırı değerler, hata istatistiklerinin birbirleriyle çelişen sonuçlar vermesine bile neden olabilmektedir. Bu gibi durumlarda, analizcinin amacı, analizin konusu ve niçin yapıldığı, veri setinin

özellikleri ile birlikte büyük önem taşımaktadır. Varılacak sonuçlar bu bağlamda ayrıntılı bir şekilde değerlendirilmelidir.

Hata İstatistiklerinin Karşılaştırılmaları ile İlgili Yapılmış Çalışmalar

Hata istatistiklerinin farklı tahmin modellerini seçebildiği durumların oluşması, bazı araştırmacıların ilgisini çekmiştir ve bu konuda birtakım çalışmalar yapılmıştır. 1990'lı yılların başlarında gerçekleştirilen bu çalışmalar, hata istatistiklerini belli kriterlere göre incelemek, istatistiklerin aralarındaki ilişkiye bakmak veya bir hata istatistiği grubunu eleştirmek yönünde olmuştur. Bu çalışmalardan birisi 1992 yılında Armstrong ve Collopy tarafından gerçekleştirilmiştir.¹ Araştırmacılar hata istatistiklerini ampirik olarak belli kriterlere göre değerlendirmişlerdir. Kullandıkları veri seti, birçok ülkeye ait ekonomik zaman serileridir. İlk olarak üç teknik konuda hata istatistiklerinin kullanımından bahsetmişlerdir. Bunlardan birisi veri setinin yapısı ve ölçeği diyebileceğimiz konudur. Hata istatistikleri ilk kullanılmaya başlandığında Karekök Ortalama Hata Karesi en popüler istatistikken, veri setinin yapısından kaynaklanan farklılıkları ortadan kaldırmak için veri setinin biriminden bağımsız istatistikler kullanılmaya başlanmıştır (örnek: Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi). İkinci bir konu, veri setindeki değişimlerin miktarıdır. Değişimin büyük olduğu serilerde tahmin yapmak daha zordur. Burada da yine görece hata istatistiklerinin kullanımı önerilmektedir. Son olarak da veri setinde oluşan aşırı değerler üzerinde durulmuştur.

Araştırmacılar Karekök Ortalama Hata Karesi ve Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi istatistiklerinin de içinde olduğu yedi hata istatistiğini dört farklı kritere göre değerlendirmişlerdir. Güvenilirlik, kesinlik, aşırı değerlere karşı korunma ve hassaslık kriterlerine göre yapılan çalışmada, Karekök Ortalama Hata Karesi güvenilirlik ve aşırı değerlere karşı korunma kriterlerinde zayıf, hassaslık kriterinde iyi ve kesinlik kriterinde de çok iyi bulunmuştur. Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi aşırı değerlere karşı korunma kriterinde zayıf, hassaslık ve kesinlik kriterlerinde iyi

¹ J. Scott Armstrong ve Fred Collopy, "Error Measures For Generalizing About Forecasting Methods", **International Journal of Forecasting**, 8, 1992, s.1-20

ve güvenilirlik kriterinde de çok iyi bulunmuştur. Sonuç olarak araştırmacılar, tahmin edenin yüksek tahmini değerler beklentisi içinde olması durumunda Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi istatistiğinin kullanılmasını önermemektedirler.

Başka bir çalışma 1994 yılında Mathews ve Diamantopoulos tarafından yapılmıştır.² Her hata istatistiğinin belli konularda zorlukları olduğunu belirten araştırmacılar, içlerinde Ortalama Hata, Ortalama Hata Karesi, Karekök Ortalama Hata Karesi, Ortalama Mutlak Hata ve Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi'nin de yer aldığı 14 istatistik için temel bileşen analizi yapmışlardır. Veri seti olarak sanayi sektöründen bir firmanın satış rakamlarını almışlardır. Aslında makroekonomik veriler değil de mikro ekonomik verilerin kullanıldığı bu çalışmanın sonuçlarına ihtiyatla yaklaşmak doğru olacaktır. Çünkü verilerin özellikleri ekonomik verilerin özelliklerinden farklıdır. Sonuç olarak araştırmacılar, yönetsel açıdan, çoklu ürünlerin olduğu bir tahmin sürecinde tek bir istatistiğe bakarak karar vermenin doğru olmayacağını vurgulamışlardır.

Ortalama Hata Karesi istatistiğine yapılan bir eleştiri çalışması ve bu çalışmaya gelen 12 yorumun yer aldığı makaleler 1993 yılında yayımlanmıştır.³ Clements ve Hendry, makalelerinde Ortalama Hata Karesi'nin kısıtları üzerinde durmuşlar ve bu istatistik yerine Genelleştirilmiş İkinci Moment Tahmin Hatası istatistiğini önermişlerdir. Daha sonra bu çalışmaya getirilen öneri çalışmalarında çeşitli yazarların en çok üzerinde durdukları nokta, Clements ve Hendry'nin tek-adım tahmin yöntemini önermelerini yanlış bulmalarındır. Eleştiren yazarların bir kısmı, tek bir istatistiğe göre seçim yapmanın yanlışlığından, seçimin çeşitli durumlara göre değişeceğinden bahsetmişlerdir.

² Brian P. Mathews ve Adamantios Diamantopoulos, "Towards a Taxonomy of Forecast Error Measures", **Journal of Forecasting**, 13, 4, Ağustos 1994, s.409-416

³ Michael P. Clements ve David F. Hendry, "On the Limitations of Comparing Mean Square Forecast Errors", **Journal of Forecasting**, Cilt:12, No:8, 1993, s. 617-637

Ek 2

2004 Aralık Ayı İtibariyle İMKB-100 İşlem Hacmi

<u>İMKB-100 Sirketleri</u>	<u>İşlem Hacmi</u>	<u>İMKB-100 Sirketleri</u>	<u>İşlem Hacmi</u>	<u>İMKB-100 Sirketleri</u>	<u>İşlem Hacmi</u>
ADNAC	61,772,259,442,720	FINBN	250,037,859,462,950	TIRE	12,422,553,597,940
AKENR	77,446,940,502,500	FROTO	79,086,567,054,000	TOASO	326,061,331,156,720
AKBNK	636,400,137,061,350	GARAN	750,309,593,737,680	TRKCM	21,781,095,364,800
AKCNS	15,524,038,280,140	GRGYO	24,134,526,203,930	TRCAS	47,220,606,581,750
AKSA	67,383,849,804,200	GIMA	42,443,251,965,350	TCELL	657,562,205,558,150
AKGRT	124,935,775,590,570	GLMDE	72,474,225,888,280	TUPRS	120,789,934,295,100
ALGYO	23,696,912,454,000	GOLDS	252,287,112,038,260	THYAO	798,596,770,190,800
ALARK	57,557,616,246,000	GSDHO	77,089,566,519,310	UZEL	12,378,232,526,290
ALCTL	27,314,953,861,960	HEKTS	13,790,035,269,530	ULKER	169,606,429,345,240
ALKA	5,435,287,546,910	HURGZ	101,400,686,646,200	VESTL	244,356,554,622,260
ALKIM	4,869,807,352,960	IHEVA	30,165,407,299,960	YKGYO	38,809,541,107,000
ANACM	9,606,295,508,780	IHGYO	27,933,369,332,670	YKBNK	1,260,735,316,263,880
AEFES	57,269,190,029,650	IHLAS	541,359,816,532,790	YAZIC	69,792,355,584,100
ANHYT	13,524,772,497,100	ISCTR	1,511,394,267,880,700	ZOREN	27,738,145,183,010
ASUZU	12,058,198,712,700	ISFIN	109,997,892,566,460		
ANSGR	21,561,143,771,860	ISGYO	198,121,900,750,465	İMKB-100 İşlem Hacmi	17,969,432,737,036,900
ARCLK	145,591,283,704,850	IZMDC	248,194,489,019,120	ULUSAL PAZAR İşlem Hacmi	20,895,211,155,835,400
ASELS	95,783,703,259,900	KRDMD	429,339,929,462,000	İMKB-100/ULUSAL	85.998%
AGYO	38,401,405,823,230	KCHOL	962,005,847,952,550		
AYGAZ	30,985,074,499,160	KORDS	15,277,372,719,380		
BANVT	9,237,523,042,560	KRSTL	41,631,729,333,840		
BEKO	94,048,524,801,240	MMART	91,454,327,292,485		
BOLUC	16,186,568,859,180	MNDRS	33,936,791,804,810		
BRSAN	30,201,546,925,400	MIGRS	164,741,764,709,900		
BRYAT	15,023,626,086,000	MIPAZ	49,185,270,273,920		
BOSSA	7,177,288,586,210	NTHOL	346,595,566,956,860		
CARSI	64,934,292,982,260	NTTUR	119,405,972,715,230		
CYTAS	139,894,377,748,220	NETAS	61,549,048,284,750		
CIMSA	15,976,422,645,560	OTKAR	21,728,807,050,550		
DEVA	64,480,671,534,930	PRKTE	344,644,660,311,000		
DISBA	233,418,458,257,500	PETKM	32,297,286,389,800		
MILYT	56,407,841,228,510	PTOFS	34,177,841,750,960		
DOHOL	1,794,346,107,552,150	PNSUT	17,433,402,975,420		
DYHOL	173,940,431,969,350	SAHOL	1,068,786,095,271,020		
DOKTS	61,190,672,669,530	SANKO	19,577,047,390,940		
ECILC	109,120,059,259,380	SASA	6,056,098,746,040		
ECYAP	21,014,128,923,030	SODA	11,158,997,734,580		
ECZYT	41,979,340,439,750	SKBNK	572,306,334,288,810		
EFES	54,020,328,741,850	SISE	115,937,930,089,660		
EGSER	16,699,439,262,960	TUDDF	25,205,588,261,000		
ENKAI	56,704,133,992,000	TNSAS	148,757,162,301,430		
EREGL	444,217,750,599,350	TATKS	25,786,119,997,030		
FENER	17,759,893,763,800	KIPA	7,286,027,607,000		

Ek 3

San.Üretim Endeksindeki Aylık Değişimin Değişiminin Varyanstaki Değişime Etkisi

<u>Tarih</u>	<u>dM2Y</u>	<u>ABS(dM2Y)</u>	<u>Varvansdaki Değişim</u>	<u>Tarih</u>	<u>dM2Y</u>	<u>ABS(dM2Y)</u>	<u>Varvansdaki Değişim</u>
1/31/2003	0.000973236	0.000973236	-0.000013	5/31/2002	0.039259212	0.039259212	-0.000537
6/29/2001	0.001070091	0.001070091	-0.000014	11/30/2004	-0.044415195	0.044415195	-0.000612
3/31/2000	-0.001074691	0.001074691	-0.000014	11/28/1997	-0.046182946	0.046182946	-0.000638
11/30/2000	0.003493453	0.003493453	-0.000046	10/31/2002	0.047209136	0.047209136	-0.000653
8/29/1997	-0.003944778	0.003944778	-0.000051	12/27/1996	-0.048488095	0.048488095	-0.000672
11/30/2001	-0.005078731	0.005078731	-0.000066	11/30/1998	-0.049152221	0.049152221	-0.000682
12/28/1999	-0.006812678	0.006812678	-0.000089	10/31/2003	0.049279281	0.049279281	-0.000684
1/31/2002	-0.007782140	0.007782140	-0.000102	4/30/2003	-0.049486786	0.049486786	-0.000687
7/31/1998	0.007889587	0.007889587	-0.000104	5/30/2003	0.049486786	0.049486786	-0.000687
7/31/2002	0.007944431	0.007944431	-0.000104	9/30/2004	0.053345981	0.053345981	-0.000744
10/28/2004	0.008888947	0.008888947	-0.000117	2/26/1999	0.058038785	0.058038785	-0.000815
6/30/2000	0.009652585	0.009652585	-0.000127	5/31/2004	0.058525146	0.058525146	-0.000823
7/31/2003	0.009959340	0.009959340	-0.000131	12/31/1998	-0.059733859	0.059733859	-0.000841
6/30/2004	0.010354533	0.010354533	-0.000136	2/28/2002	-0.060973455	0.060973455	-0.000860
6/30/1999	0.010832208	0.010832208	-0.000143	3/26/1999	0.062450612	0.062450612	-0.000883
7/30/2004	-0.011957097	0.011957097	-0.000158	1/31/1997	-0.064397587	0.064397587	-0.000913
9/29/2000	0.013435903	0.013435903	-0.000178	8/31/2004	-0.065447782	0.065447782	-0.000929
4/28/2001	0.013889112	0.013889112	-0.000184	9/30/2002	0.065613348	0.065613348	-0.000931
8/31/1998	-0.014844409	0.014844409	-0.000197	5/31/2000	0.067193189	0.067193189	-0.000956
12/31/1997	0.015632502	0.015632502	-0.000207	5/31/1999	0.068639327	0.068639327	-0.000979
4/30/1999	0.019272545	0.019272545	-0.000257	5/31/2001	0.070983227	0.070983227	-0.001015
10/28/1998	0.020110367	0.020110367	-0.000268	1/31/2001	-0.071760737	0.071760737	-0.001028
6/30/2003	0.020221277	0.020221277	-0.000270	9/30/1998	0.076739459	0.076739459	-0.001107
6/30/1997	-0.020990276	0.020990276	-0.000280	9/30/2003	0.079258198	0.079258198	-0.001147
10/28/1999	0.022089252	0.022089252	-0.000295	9/30/1997	0.082472105	0.082472105	-0.001200
8/31/2000	0.022472856	0.022472856	-0.000301	12/28/2001	-0.083868755	0.083868755	-0.001222
8/29/2002	-0.023012521	0.023012521	-0.000308	12/29/2004	0.085398077	0.085398077	-0.001247
11/30/1999	0.023553591	0.023553591	-0.000316	10/31/2000	0.085819055	0.085819055	-0.001254
8/31/2001	0.024123977	0.024123977	-0.000323	2/29/2000	0.091022928	0.091022928	-0.001341
4/30/2002	-0.025693113	0.025693113	-0.000345	2/27/2004	-0.091453780	0.091453780	-0.001348
7/31/1997	0.025923685	0.025923685	-0.000348	2/28/1997	-0.095761240	0.095761240	-0.001420
10/31/1997	0.027816957	0.027816957	-0.000375	8/31/1999	-0.107399252	0.107399252	-0.001621
7/31/2000	-0.028253219	0.028253219	-0.000381	9/30/1999	0.110449585	0.110449585	-0.001675
8/29/2003	-0.028325329	0.028325329	-0.000382	4/30/1997	-0.114379743	0.114379743	-0.001745
3/30/2001	-0.029852963	0.029852963	-0.000403	3/31/1998	0.117901864	0.117901864	-0.001808
9/28/2001	0.030935800	0.030935800	-0.000419	11/20/2003	-0.120231017	0.120231017	-0.001850
2/27/1998	0.031507223	0.031507223	-0.000427	12/31/2003	0.128347945	0.128347945	-0.002000
4/30/2004	-0.032570729	0.032570729	-0.000442	1/30/2004	-0.129267485	0.129267485	-0.002017
2/28/2001	-0.033373509	0.033373509	-0.000453	5/30/1997	0.135370018	0.135370018	-0.002133
6/28/2002	-0.035263203	0.035263203	-0.000480	12/22/2000	-0.155313809	0.155313809	-0.002527
12/31/2002	-0.035393460	0.035393460	-0.000482	5/29/1998	0.157489581	0.157489581	-0.002571
4/28/2000	0.035906708	0.035906708	-0.000489	4/30/1998	-0.159392531	0.159392531	-0.002610
10/31/2001	0.036105005	0.036105005	-0.000492	2/28/2003	-0.177275942	0.177275942	-0.002991
7/31/2001	-0.037041272	0.037041272	-0.000505	1/31/2000	-0.186235456	0.186235456	-0.003190
11/29/2002	-0.038714512	0.038714512	-0.000529	1/29/1999	-0.189410194	0.189410194	-0.003262
6/30/1998	-0.038839833	0.038839833	-0.000531	1/28/1998	-0.190383161	0.190383161	-0.003285
7/30/1999	-0.038946510	0.038946510	-0.000533	3/29/2002	0.195480934	0.195480934	-0.003403
				3/31/2004	0.204420986	0.204420986	-0.003614
				3/31/1997	0.205621201	0.205621201	-0.003643
				3/31/2003	0.223840173	0.223840173	-0.004098

Ek 4

Para Arzı Aylık Değişimin Değişiminin Varyanstaki Değişime Etkisi

<u>Tarih</u>	<u>dM2Y</u>	<u>ABS(dM2Y)</u>	<u>Varyansdaki</u> <u>Değişim</u>	<u>Tarih</u>	<u>dM2Y</u>	<u>ABS(dM2Y)</u>	<u>Varyansdaki</u> <u>Değişim</u>
1/31/2001	0.000591053	0.000591053	0.0000248	10/28/2004	0.021417369	0.021417369	0.000825595
8/31/1998	0.001064709	0.001064709	0.0000445	11/30/2004	0.02156067	0.02156067	0.00083066
10/28/1999	0.001315618	0.001315618	0.0000550	12/29/2004	0.023307443	0.023307443	0.000891955
3/31/1997	0.001428307	0.001428307	0.0000597	8/29/2003	-0.024618621	0.024618621	0.000937429
9/30/1999	-0.001496553	0.001496553	0.0000625	12/31/2002	0.024790084	0.024790084	0.000943342
2/29/2000	0.001548022	0.001548022	0.0000646	7/30/2004	-0.026740364	0.026740364	0.00101006
5/31/2004	-0.001590756	0.001590756	0.0000664	6/29/2001	-0.027476632	0.027476632	0.001034993
7/30/1999	0.001883007	0.001883007	0.0000785	3/31/2000	0.027663347	0.027663347	0.001041293
2/28/2003	-0.002223316	0.002223316	0.0000926	8/31/1999	0.0279565	0.0279565	0.001051168
6/30/2004	0.002423913	0.002423913	0.0001008	2/27/2004	0.028321957	0.028321957	0.001063448
1/28/1998	0.003059364	0.003059364	0.0001269	12/31/2003	0.028452968	0.028452968	0.001067842
10/31/1997	-0.003229558	0.003229558	0.0001339	5/31/1999	0.028581232	0.028581232	0.00107214
9/30/2002	-0.003276538	0.003276538	0.0001358	5/31/2002	-0.028918863	0.028918863	0.001083433
8/29/1997	-0.003626239	0.003626239	0.0001501	8/31/2001	0.02892209	0.02892209	0.001083541
7/31/2002	0.003813384	0.003813384	0.0001577	3/29/2002	-0.02926313	0.02926313	0.001094918
2/27/1998	-0.004023965	0.004023965	0.0001663	7/31/2000	-0.030407598	0.030407598	0.001132889
1/30/2004	0.004096478	0.004096478	0.0001692	5/30/2003	0.031734316	0.031734316	0.001176503
2/28/1997	0.00413369	0.00413369	0.0001707	4/30/1997	0.032134067	0.032134067	0.00118956
4/30/1999	0.004228645	0.004228645	0.0001746	4/30/2003	-0.032693209	0.032693209	0.001207759
10/31/2000	-0.004469573	0.004469573	0.0001843	2/28/2002	0.032797587	0.032797587	0.001211148
2/26/1999	0.004518714	0.004518714	0.0001863	6/30/1999	0.03295401	0.03295401	0.001216222
4/30/2004	-0.00496713	0.00496713	0.0002044	12/27/1996	0.032996653	0.032996653	0.001217604
7/31/1997	-0.005727927	0.005727927	0.0002350	6/30/2000	-0.033156707	0.033156707	0.001222788
8/31/2000	0.00605988	0.00605988	0.0002483	1/31/2003	-0.033166665	0.033166665	0.00122311
12/28/2001	-0.006141518	0.006141518	0.0002516	5/31/2000	0.033445171	0.033445171	0.001232115
4/28/2001	0.006159581	0.006159581	0.0002523	11/30/1999	0.033542824	0.033542824	0.001235268
4/28/2000	0.006461263	0.006461263	0.0002643	6/30/1998	0.033838005	0.033838005	0.001244786
8/31/2004	-0.007450114	0.007450114	0.0003035	5/31/2001	0.034228546	0.034228546	0.001257346
1/29/1999	-0.008476451	0.008476451	0.0003439	12/22/2000	0.03616232	0.03616232	0.001319011
6/30/1997	0.008762383	0.008762383	0.0003551	10/28/1998	0.037607063	0.037607063	0.001364517
3/31/2003	-0.008960977	0.008960977	0.0003628	9/30/2003	-0.041551771	0.041551771	0.001486371
9/30/1997	-0.010242776	0.010242776	0.0004126	1/31/2002	0.04268205	0.04268205	0.001520655
2/28/2001	0.010373302	0.010373302	0.0004176	10/31/2002	0.042750857	0.042750857	0.001522733
9/29/2000	0.012154192	0.012154192	0.0004859	1/31/1997	0.046356136	0.046356136	0.001630214
3/30/2001	-0.012920702	0.012920702	0.0005149	11/30/2000	0.046888767	0.046888767	0.001645862
3/26/1999	0.013627589	0.013627589	0.0005416	11/20/2003	0.046890592	0.046890592	0.001645916
4/30/1998	-0.0138442	0.0138442	0.0005497	7/31/2003	-0.046930394	0.046930394	0.001647083
9/30/1998	0.01481496	0.01481496	0.0005860	5/30/1997	0.047574934	0.047574934	0.001665935
12/31/1997	0.015277339	0.015277339	0.0006032	11/30/1998	0.048445439	0.048445439	0.001691262
10/31/2003	-0.015966457	0.015966457	0.0006287	6/30/2003	-0.049265716	0.049265716	0.001714988
9/30/2004	0.016113592	0.016113592	0.0006341	11/29/2002	0.053016076	0.053016076	0.001821758
1/31/2000	0.016513996	0.016513996	0.0006488	12/28/1999	0.053564128	0.053564128	0.00183713
5/29/1998	0.016561248	0.016561248	0.0006506	10/31/2001	-0.056483706	0.056483706	0.001918059
7/31/1998	-0.017839555	0.017839555	0.0006973	12/31/1998	0.057702113	0.057702113	0.00195136
8/29/2002	-0.019354146	0.019354146	0.0007520	3/31/2004	0.061105453	0.061105453	0.00204294
11/28/1997	0.019453061	0.019453061	0.0007556	4/30/2002	-0.061542484	0.061542484	0.002054549
3/31/1998	0.020480734	0.020480734	0.0007924	7/31/2001	0.077321284	0.077321284	0.002452143
				6/28/2002	-0.077783913	0.077783913	0.002463201
				11/30/2001	0.080181282	0.080181282	0.002519987
				9/28/2001	-0.086870548	0.086870548	0.002674005

Ek 5

Bağımsız Değişkenlerde Meydana Gelen Değişimlerin Aşırı Değerleri ile Varyansta Meydana Gelen Değişimlerin Aşırı Değerlerinin Zamanlamaları

<u>Tarih</u>	<u>Varyanstaki Değişim</u>	<u>Faizdeki Değişim</u>	<u>dSÜE'deki Değişim</u>	<u>dM2Y'deki Değişim</u>	<u>Kukla</u>
12/27/1996					0
1/31/1997	4.80104743	-0.16395568	0.328111297	0.404873898	0
2/28/1997	-0.66170227	-0.126408958	0.487031497	-0.910827558	0
3/31/1997	1.22549594	0.156332423	-3.147227845	-0.65447154	1
4/30/1997	-0.82550146	-0.105406117	-1.556264345	21.49800372	0
5/30/1997	1.77971783	0.133387839	-2.183513929	0.480513936	0
6/30/1997	0.24540301	0.06006394	-1.155058529	-0.81581933	0
7/31/1997	-0.65229654	0.074994963	-2.235033076	-1.653695134	0
8/29/1997	-0.30391322	-0.020480147	-1.152168887	-0.366919491	0
9/30/1997	-0.15808154	0.063210649	-21.90665139	1.82462797	0
10/31/1997	9.83399829	-0.051626614	-0.662710713	-0.684698927	1
11/28/1997	-0.09876923	-0.005716569	-2.660244359	-7.023443164	1
12/31/1997	-0.634344	0.154666001	-1.338490795	-0.214656315	0
1/28/1998	1.6597208	-0.220594637	-13.17867482	-0.799744996	0
2/27/1998	0.12203116	0.171752044	-1.16549375	-2.315294682	0
3/31/1998	-0.86196379	0.080987151	2.742058229	-6.089690327	0
4/30/1998	3.64491728	-0.341402203	-2.351908493	-1.67596213	0
5/29/1998	-0.42201694	0.267873867	-1.988061234	-2.196258908	0
6/30/1998	0.14718974	-0.26125392	-1.246618431	1.043203769	0
7/31/1998	-0.49309055	0.142266361	-1.203131337	-1.527204708	0
8/31/1998	4.67983567	0.277176793	-2.8815191	-1.059682494	1
9/30/1998	0.86480739	0.088223036	-6.169586628	12.91456021	1
10/28/1998	-0.48188308	-0.056615332	-0.737939683	1.538451955	0
11/30/1998	0.61105671	0.012100463	-3.44412351	0.288200525	0
12/31/1998	-0.78446018	0.097960444	0.215283016	0.191074218	0
1/29/1999	0.95983158	-0.266621718	2.170901685	-1.146900191	0
2/26/1999	-0.4623983	0.157181365	-1.306418487	-1.533090239	0
3/26/1999	-0.11879128	-0.01653566	0.076015155	2.015811634	1
4/30/1999	2.08722711	-0.091835309	-0.691395417	-0.689699656	0
5/31/1999	-0.63840534	0.057071591	2.561508185	5.758956859	0
6/30/1999	0.24551612	0.106665884	-0.84218656	0.152994718	0
7/30/1999	0.32162809	-0.074819167	-4.595435818	-0.942859538	0
8/31/1999	-0.03089989	-0.060050227	1.757609164	13.84672903	0
9/30/1999	-0.58078437	0.051096092	-2.028401807	-1.053531495	0
10/28/1999	-0.17643328	-0.061527751	-0.800006025	-1.879098389	0
11/30/1999	0.72340105	0.107119955	0.066291959	24.49587795	0
12/28/1999	1.76975377	0.002797974	-1.289241599	0.596887835	0
1/31/2000	0.47999162	-0.538578265	26.33659872	-0.691696735	1
2/29/2000	-0.52400187	0.445811842	-1.488751872	-0.906260004	0
3/31/2000	-0.10839934	-0.208437689	-1.011806818	16.87012671	0
4/28/2000	-0.23970899	-0.11983496	-34.41118901	-0.766432333	1
5/31/2000	-0.30917927	0.259008876	0.871326899	4.176258606	0
6/30/2000	-0.37481466	0.017554318	-0.856345789	-1.991375046	0
7/31/2000	1.02227718	-0.412754021	-3.927010738	-0.082912626	0
8/31/2000	-0.50957814	0.521288415	-1.795408694	-1.199288343	0
9/29/2000	1.23646535	0.175921036	-0.402127492	1.005682037	0
10/31/2000	-0.15829046	-0.130384416	5.387293607	-1.367739235	0
11/30/2000	0.66581439	1.091722515	-0.959292801	-11.4906586	0

<u>Tarih</u>	<u>Varvanstaki</u> <u>Değişim</u>	<u>Faizdeki</u> <u>Değişim</u>	<u>dSÜF'deki</u> <u>Değişim</u>	<u>dM2Y'deki</u> <u>Değişim</u>	<u>Kukla</u>
12/22/2000	3.92062886	1.091264821	-45.45853255	-0.228763699	1
1/31/2001	-0.77859479	-0.748811623	-0.537962932	-0.98365555	0
2/28/2001	2.46349359	9.10537999	-0.534933583	16.55053831	0
3/30/2001	-0.47057066	-0.841635947	-0.105489228	-2.245572677	1
4/28/2001	-0.44089832	0.096308464	-1.465250705	-1.476721862	0
5/31/2001	-0.22250352	0.016073412	4.110710156	4.556960213	0
6/29/2001	-0.15249195	-0.195707856	-0.984924733	-1.802740274	1
7/31/2001	0.80684384	0.085524594	-35.61506508	-3.81407428	0
8/31/2001	-0.75102795	-0.044724258	-1.651272913	-0.625949178	0
9/28/2001	1.23913571	-0.140765847	0.282367349	-4.003605465	0
10/31/2001	-0.12706818	0.099707561	0.167094573	-0.349794523	0
11/30/2001	0.39492456	0.000996103	-1.140665571	-2.419547113	0
12/28/2001	-0.60236571	-0.138464954	15.51372235	-1.076595414	0
1/31/2002	0.53655685	0.160727982	-0.907210493	-7.94975519	0
2/28/2002	-0.13337197	-0.192261582	6.835049422	-0.231583609	0
3/29/2002	0.04642728	0.106128225	-4.206000606	-1.892234255	0
4/30/2002	-0.08374528	-0.068819901	-1.131435391	1.103072484	0
5/31/2002	-0.23688376	0.019736333	-2.528005289	-0.530099184	0
6/28/2002	0.45172413	-0.13215533	-1.898214736	1.689729272	0
7/31/2002	0.59768485	0.153116467	-1.225289547	-1.049025356	1
8/29/2002	-0.71714524	-0.123435188	-3.89668588	-6.075320441	1
9/30/2002	-0.01072545	-0.004300185	-3.851202065	-0.83070614	0
10/31/2002	0.63735052	0.048278512	-0.280494937	-14.0475692	0
11/29/2002	3.14733718	-0.075761894	-1.820063982	0.240117268	1
12/31/2002	-0.51275733	-0.06090033	-0.085783135	-0.532404391	0
1/31/2003	-0.40475103	0.101331622	-1.027497625	-2.337900431	0
2/28/2003	-0.22523491	-0.275361073	-183.1510156	-0.932965354	0
3/31/2003	4.88581646	0.316473785	-2.262665259	3.030456378	1
4/30/2003	-0.83378681	-0.013142453	-1.221080894	2.648398014	0
5/30/2003	-0.43578193	-0.056550513	-2	-1.970669967	0
6/30/2003	-0.14519299	-0.066898509	-0.591380264	-2.552442952	0
7/31/2003	-0.19965826	0.042801809	-0.507482155	-0.047402571	0
8/29/2003	0.69548335	-0.189056687	-3.844097031	-0.475422669	0
9/30/2003	0.06854156	-0.005906093	-3.798138655	0.68781878	0
10/31/2003	1.93566899	-0.111656586	-0.378243734	-0.615745457	0
11/20/2003	0.05504447	-0.267360185	-3.439788367	-3.936818902	0
12/31/2003	-0.42770338	0.355810478	-2.067511095	-0.393205185	0
1/30/2004	0.20384849	-0.087608142	-2.007164433	-0.856026353	0
2/27/2004	-0.19533459	-0.254140563	-0.292522945	5.913734187	0
3/31/2004	-0.57152508	0.301212714	-3.235238238	1.157529348	0
4/30/2004	0.63146497	-0.12910204	-1.15933163	-1.081287827	1
5/31/2004	0.35181176	-0.047906527	-2.796863261	-0.679743443	0
6/30/2004	-0.46905667	0.100664412	-0.823075486	-2.523749499	0
7/30/2004	-0.58139766	0	-2.15476936	-12.03189772	1
8/31/2004	0.69239111	-0.045742707	4.473550979	-0.721390701	0
9/30/2004	0.81913638	-0.026114137	-1.815092259	-3.162865128	0
10/28/2004	-0.36041398	-0.111714761	-0.83337175	0.329149264	0
11/30/2004	-0.00284756	-0.05026063	-5.996676517	0.006690859	0
12/29/2004	-0.20563545	0.158861405	-2.922722118	0.081016633	0

Ek 6

Gerçekleşen Varyans Serisindeki Aşırı Değerler

<u>Gerçekleşen</u> <u>Avlık Varyans</u>	<u>Değişim</u>	<u>Gerçekleşen</u> <u>Avlık Varyans</u>	<u>Değişim</u>
0.00062239		0.00098832	1.2391357
0.00165539	1.6597208	0.00086274	-0.1270682
0.00185740	0.1220312	0.00120345	0.3949246
0.00025639	-0.8619638	0.00047853	-0.6023657
0.00119090	3.6449173	0.00073530	0.5365568
0.00068832	-0.4220169	0.00063723	-0.133372
0.00078964	0.1471897	0.00066681	0.0464273
0.00040027	-0.4930906	0.00061097	-0.0837453
0.00227349	4.6798357	0.00046624	-0.2368838
0.00423962	0.8648074	0.00067685	0.4517241
0.00219662	-0.4818831	0.00108140	0.5976848
0.00353888	0.6110567	0.00030588	-0.7171452
0.00076277	-0.7844602	0.00030260	-0.0107254
0.00149490	0.9598316	0.00049546	0.6373505
0.00080366	-0.4623983	0.00205484	3.1473372
0.00070819	-0.1187913	0.00100120	-0.5127573
0.00218635	2.0872271	0.00059597	-0.404751
0.00079057	-0.6384053	0.00046173	-0.2252349
0.00098467	0.2455161	0.00271768	4.8858165
0.00130137	0.3216281	0.00045171	-0.8337868
0.00126116	-0.0308999	0.00025487	-0.4357819
0.00052870	-0.5807844	0.00021786	-0.145193
0.00043542	-0.1764333	0.00017436	-0.1996583
0.00075040	0.723401	0.00029563	0.6954834
0.00207842	1.7697538	0.00031589	0.0685416
0.00307604	0.4799916	0.00092736	1.935669
0.00146419	-0.5240019	0.00097840	0.0550445
0.00130547	-0.1083993	0.00055994	-0.4277034
0.00099254	-0.239709	0.00067408	0.2038485
0.00068567	-0.3091793	0.00054241	-0.1953346
0.00042867	-0.3748147	0.00023241	-0.5715251
0.00086689	1.0222772	0.00037917	0.631465
0.00042514	-0.5095781	0.00051256	0.3518118
0.00095081	1.2364654	0.00027214	-0.4690567
0.00080031	-0.1582905	0.00011392	-0.5813977
0.00133316	0.6658144	0.00019279	0.6923911
0.00656000	3.9206289	0.00035072	0.8191364
0.00145242	-0.7785948	0.00022432	-0.360414
0.00503044	2.4634936	0.00022368	-0.0028476
0.00266326	-0.4705707	0.00017768	-0.2056354
0.00148903	-0.4408983		
0.00115772	-0.2225035		
0.00098118	-0.152492		
0.00177283	0.8068438		
0.00044139	-0.7510279		

Ek 7

Rassal Yürüyüş ve Üstel Düzgünleştirme Modellerinin Değiştirilmiş Varyans Serisine Uygulanması

Rassal	Gerçekleşen				Üst.Yum, 0.206	Gerçekleşen			
	Varyans	Tahmin	OMH	OMHY		Varyans	Tahmin	OMH	OMHY
	0.00062239					0.00062239			
	0.00165539	0.00062239	0.001033	0.624021		0.00165539	0.001544	0.000111	0.067289
	0.00185740	0.00165539	0.000202	0.108759		0.0018574	0.001567	0.000290	0.156347
	0.00025639	0.00185740	0.001601	6.244476		0.00025639	0.001627	0.001371	5.345841
	0.00119090	0.00025639	0.000935	0.784711		0.0011909	0.001344	0.000153	0.128556
	0.00068832	0.00119090	0.000503	0.730155		0.00068832	0.001313	0.000625	0.907538
	0.00078964	0.00068832	0.000101	0.128305		0.00078964	0.001184	0.000394	0.499426
	0.00040027	0.00078964	0.000389	0.972739		0.00040027	0.001103	0.000703	1.755614
	0.00227349	0.00040027	0.001873	0.823939		0.00227349	0.000958	0.001315	0.578621
	0.00423962	0.00227349	0.001966	0.463752		0.00423962	0.001229	0.003011	0.710115
	0.00219662	0.00423962	0.002043	0.930066		0.00219662	0.001849	0.000348	0.158252
	0.00353888	0.00219662	0.001342	0.379289		0.00353888	0.001921	0.001618	0.457172
	0.00076277	0.00353888	0.002776	3.639514		0.00076277	0.002254	0.001491	1.955024
	0.00149490	0.00076277	0.000732	0.489752		0.0014949	0.001947	0.000452	0.302430
	0.00080366	0.00149490	0.000691	0.860113		0.00080366	0.001854	0.001050	1.306946
	0.00070819	0.00080366	0.000095	0.134805		0.00070819	0.001637	0.000929	1.311519
	0.00218635	0.00070819	0.001478	0.676085		0.00218635	0.001446	0.000740	0.338624
	0.00079057	0.00218635	0.001396	1.765528		0.00079057	0.001599	0.000808	1.022585
	0.00098467	0.00079057	0.000194	0.197120		0.00098467	0.001432	0.000447	0.454293
	0.00130137	0.00098467	0.000317	0.243357		0.00130137	0.00134	0.000039	0.029685
	0.00126116	0.00130137	0.000040	0.031885		0.00126116	0.001332	0.000071	0.056173
	0.00052870	0.00126116	0.000732	1.385407		0.0005287	0.001317	0.000788	1.491032
	0.00043542	0.00052870	0.000093	0.214231		0.00043542	0.001155	0.000720	1.652630
	0.00075040	0.00043542	0.000315	0.419752		0.0007504	0.001007	0.000257	0.341955
	0.00207842	0.00075040	0.001328	0.638957		0.00207842	0.000954	0.001124	0.540997
	0.00307604	0.00207842	0.000998	0.324321		0.00307604	0.001186	0.001890	0.614439
	0.00146419	0.00307604	0.001612	1.100849		0.00146419	0.001575	0.000111	0.075681
	0.00130547	0.00146419	0.000159	0.121578		0.00130547	0.001552	0.000247	0.188842
	0.00099254	0.00130547	0.000313	0.315286		0.00099254	0.001501	0.000508	0.512283
	0.00068567	0.00099254	0.000307	0.447554		0.00068567	0.001397	0.000711	1.037434
	0.00042867	0.00068567	0.000257	0.599526		0.00042867	0.001125	0.000821	1.916006
	0.00086689	0.00042867	0.000438	0.505508		0.00086689	0.001081	0.000214	0.246991
	0.00042514	0.00086689	0.000442	1.039061		0.00042514	0.001037	0.000612	1.439196
	0.00095081	0.00042514	0.000526	0.552866		0.00095081	0.000911	0.000040	0.041871
	0.00080031	0.00095081	0.000151	0.188058		0.00080031	0.000919	0.000119	0.148309
	0.00133316	0.00080031	0.000533	0.399693		0.00133316	0.000895	0.000438	0.328664
	0.00656000	0.00133316	0.005227	0.796774		0.00656	0.000985	0.005575	0.849848
	0.00145242	0.00656000	0.005108	3.516606		0.00145242	0.002133	0.000681	0.468586
	0.00503044	0.00145242	0.003578	0.711274		0.00503044	0.001993	0.003037	0.603812
	0.00266326	0.00503044	0.002367	0.888826		0.00266326	0.002619	0.000044	0.016620
	0.00148903	0.00266326	0.001174	0.788583		0.00148903	0.002628	0.001139	0.764902
	0.00115772	0.00148903	0.000331	0.286179		0.00115772	0.002393	0.001235	1.066995
	0.00098118	0.00115772	0.000177	0.179930		0.00098118	0.002139	0.001158	1.180036
	0.00177283	0.00098118	0.000792	0.446549		0.00177283	0.0019	0.000127	0.071731
	0.00044139	0.00177283	0.001331	3.016515		0.00044139	0.001874	0.001433	3.245720
	0.00098832	0.00044139	0.000547	0.553399		0.00098832	0.001579	0.000591	0.597657
	0.00086274	0.00098832	0.000126	0.145565		0.00086274	0.001457	0.000594	0.688809

Rassal	Gerçekleşen				Üst.Yum, 0.206	Gerçekleşen			
	Varyans	Tahmin	OMH	OMHY		Varyans	Tahmin	OMH	OMHY
	0.00120345	0.00086274	0.000341	0.283115		0.00120345	0.001335	0.000132	0.109306
	0.00047853	0.00120345	0.000725	1.514874		0.00047853	0.001308	0.000829	1.733343
	0.00073530	0.00047853	0.000257	0.349194		0.0007353	0.001137	0.000402	0.546316
	0.00063723	0.00073530	0.000098	0.153898		0.00063723	0.001054	0.000417	0.654039
	0.00066681	0.00063723	0.000030	0.044367		0.00066681	0.000968	0.000301	0.451682
	0.00061097	0.00066681	0.000056	0.091400		0.00061097	0.000906	0.000295	0.482887
	0.00046624	0.00061097	0.000145	0.310416		0.00046624	0.000845	0.000379	0.812366
	0.00067685	0.00046624	0.000211	0.311164		0.00067685	0.000767	0.000090	0.133184
	0.00108140	0.00067685	0.000405	0.374094		0.0010814	0.000749	0.000332	0.307379
	0.00030588	0.00108140	0.000776	2.535383		0.00030588	0.000817	0.000511	1.670991
	0.00030260	0.00030588	0.000003	0.010842		0.0003026	0.000712	0.000409	1.352955
	0.00049546	0.00030260	0.000193	0.389257		0.00049546	0.000628	0.000133	0.267510
	0.00205484	0.00049546	0.001559	0.758881		0.00205484	0.0006	0.001455	0.708006
	0.00100120	0.00205484	0.001054	1.052365		0.0010012	0.0009	0.000101	0.101083
	0.00059597	0.00100120	0.000405	0.679969		0.00059597	0.000921	0.000325	0.545390
	0.00046173	0.00059597	0.000134	0.290714		0.00046173	0.000854	0.000392	0.849551
	0.00271768	0.00046173	0.002256	0.830100		0.00271768	0.000773	0.001945	0.715566
	0.00045171	0.00271768	0.002266	5.016370		0.00045171	0.001174	0.000722	1.598989
	0.00025487	0.00045171	0.000197	0.772364		0.00025487	0.001025	0.000770	3.021733
	0.00021786	0.00025487	0.000037	0.169855		0.00021786	0.000866	0.000648	2.975018
	0.00017436	0.00021786	0.000043	0.249466		0.00017436	0.000733	0.000559	3.203875
	0.00029563	0.00017436	0.000121	0.410198		0.00029563	0.000618	0.000322	1.090455
	0.00031589	0.00029563	0.000020	0.064145		0.00031589	0.000551	0.000235	0.744265
	0.00092736	0.00031589	0.000611	0.659362		0.00092736	0.000503	0.000424	0.457597
	0.00097840	0.00092736	0.000051	0.052173		0.0009784	0.00059	0.000388	0.396975
	0.00055994	0.00097840	0.000418	0.747346		0.00055994	0.00067	0.000110	0.196566
	0.00067408	0.00055994	0.000114	0.169331		0.00067408	0.000648	0.000026	0.038687
	0.00054241	0.00067408	0.000132	0.242753		0.00054241	0.000653	0.000111	0.203893
	0.00023241	0.00054241	0.000310	1.333859		0.00023241	0.00063	0.000398	1.710752
	0.00037917	0.00023241	0.000147	0.387054		0.00037917	0.000548	0.000169	0.445280
	0.00051256	0.00037917	0.000133	0.260252		0.00051256	0.000513	0.000000	0.000858
	0.00027214	0.00051256	0.000240	0.883440		0.00027214	0.000513	0.000241	0.885057
	0.00011392	0.00027214	0.000158	1.388902		0.00011392	0.000464	0.000350	3.073085
	0.00019279	0.00011392	0.000079	0.409120		0.00019279	0.000392	0.000199	1.033250
	0.00035072	0.00019279	0.000158	0.450289		0.00035072	0.000351	0.000000	0.000798
	0.00022432	0.00035072	0.000126	0.563511		0.00022432	0.000351	0.000127	0.564760
	0.00022368	0.00022432	0.000001	0.002856		0.00022368	0.000325	0.000101	0.452989
	0.00017768	0.00022368	0.000046	0.258868		0.00017768	0.000304	0.000126	0.710932
				64.282762					71.920463
		Ortalama	0.000747	0.765271			Ortalama	0.000651	0.856196

Rassal	Düzeltilmiş Varyans	Tahmin	OMH	OMHY	Üst.Yum, 0.206	Düzeltilmiş Varyans	Tahmin	OMH	OMHY
	0.00062239					0.00062239			
	0.00065539	0.00062239	0.000033	0.050348		0.00065539	0.00062239	0.000033	0.050348
	0.00068574	0.00065539	0.000030	0.044258		0.00068574	0.000629	0.000057	0.082466
	0.00025639	0.00068574	0.000429	1.674614		0.00025639	0.000641	0.000384	1.499487
	0.00011909	0.00025639	0.000137	1.152891		0.00011909	0.000562	0.000443	3.716106
	0.00068832	0.00011909	0.000569	0.826985		0.00068832	0.000470	0.000218	0.316487
	0.00078964	0.00068832	0.000101	0.128305		0.00078964	0.000515	0.000274	0.347354
	0.00040027	0.00078964	0.000389	0.972739		0.00040027	0.000572	0.000172	0.428660
	0.00022735	0.00040027	0.000173	0.760614		0.00022735	0.000537	0.000309	1.359850
	0.00042396	0.00022735	0.000197	0.463752		0.00042396	0.000473	0.000049	0.115247
	0.00021966	0.00042396	0.000204	0.930066		0.00021966	0.000463	0.000243	1.106679
	0.00035389	0.00021966	0.000134	0.379289		0.00035389	0.000413	0.000059	0.166131
	0.00076277	0.00035389	0.000409	0.536049		0.00076277	0.000401	0.000362	0.474850
	0.00014949	0.00076277	0.000613	4.102479		0.00014949	0.000475	0.000326	2.178688
	0.00080366	0.00014949	0.000654	0.813989		0.00080366	0.000408	0.000396	0.492212
	0.00070819	0.00080366	0.000095	0.134805		0.00070819	0.000490	0.000219	0.308695
	0.00021864	0.00070819	0.000490	2.239153		0.00021864	0.000535	0.000316	1.445224
	0.00079057	0.00021864	0.000572	0.723447		0.00079057	0.000470	0.000321	0.406101
	0.00098467	0.00079057	0.000194	0.197120		0.00098467	0.000536	0.000449	0.456004
	0.00013014	0.00098467	0.000855	6.566425		0.00013014	0.000628	0.000498	3.826872
	0.00012612	0.00013014	0.000004	0.031885		0.00012612	0.000526	0.000399	3.167305
	0.00052870	0.00012612	0.000403	0.761459		0.00052870	0.000443	0.000085	0.161567
	0.00043542	0.00052870	0.000093	0.214231		0.00043542	0.000461	0.000025	0.058464
	0.00075040	0.00043542	0.000315	0.419752		0.00075040	0.000456	0.000295	0.392817
	0.00020784	0.00075040	0.000543	2.610429		0.00020784	0.000516	0.000309	1.484349
	0.00030760	0.00020784	0.000100	0.324321		0.00030760	0.000453	0.000145	0.472017
	0.00014642	0.00030760	0.000161	1.100849		0.00014642	0.000423	0.000276	1.888208
	0.00013055	0.00014642	0.000016	0.121578		0.00013055	0.000366	0.000235	1.803090
	0.00099254	0.00013055	0.000862	0.868471		0.00099254	0.000317	0.000675	0.680168
	0.00068567	0.00099254	0.000307	0.447554		0.00068567	0.000457	0.000229	0.334203
	0.00042867	0.00068567	0.000257	0.599526		0.00042867	0.000504	0.000075	0.175080
	0.00086689	0.00042867	0.000438	0.505508		0.00086689	0.000488	0.000379	0.436767
	0.00042514	0.00086689	0.000442	1.039061		0.00042514	0.000566	0.000141	0.331929
	0.00095081	0.00042514	0.000526	0.552866		0.00095081	0.000537	0.000414	0.435023
	0.00080031	0.00095081	0.000151	0.188058		0.00080031	0.000622	0.000178	0.222307
	0.00013332	0.00080031	0.000667	5.003070		0.00013332	0.000659	0.000526	3.943459
	0.00065600	0.00013332	0.000523	0.796774		0.00065600	0.000551	0.000105	0.160452
	0.00014524	0.00065600	0.000511	3.516606		0.00014524	0.000572	0.000427	2.941197
	0.00050304	0.00014524	0.000358	0.711274		0.00050304	0.000484	0.000019	0.037010
	0.00026633	0.00050304	0.000237	0.888826		0.00026633	0.000488	0.000222	0.833321
	0.00014890	0.00026633	0.000117	0.788583		0.00014890	0.000443	0.000294	1.972013
	0.00011577	0.00014890	0.000033	0.286179		0.00011577	0.000382	0.000266	2.300051
	0.00098118	0.00011577	0.000865	0.882007		0.00098118	0.000327	0.000654	0.666523
	0.00017728	0.00098118	0.000804	4.534513		0.00017728	0.000462	0.000285	1.605540
	0.00044139	0.00017728	0.000264	0.598348		0.00044139	0.000403	0.000038	0.086324
	0.00098832	0.00044139	0.000547	0.553399		0.00098832	0.000411	0.000577	0.584010
	0.00086274	0.00098832	0.000126	0.145565		0.00086274	0.000530	0.000333	0.385638
	0.00012035	0.00086274	0.000742	6.168846		0.00012035	0.000599	0.000478	3.973772
	0.00047853	0.00012035	0.000358	0.748513		0.00047853	0.000500	0.000022	0.044974
	0.00073530	0.00047853	0.000257	0.349194		0.00073530	0.000496	0.000240	0.325954
	0.00063723	0.00073530	0.000098	0.153898		0.00063723	0.000545	0.000092	0.144740
	0.00066681	0.00063723	0.000030	0.044367		0.00066681	0.000564	0.000103	0.154192
	0.00061097	0.00066681	0.000056	0.091400		0.00061097	0.000585	0.000026	0.042219
	0.00046624	0.00061097	0.000145	0.310416		0.00046624	0.000590	0.000124	0.266489

Rassal	Düzeltilmiş Varyans	Tahmin	OMH	OMHY	Üst.Yum, 0.206	Düzeltilmiş Varyans	Tahmin	OMH	OMHY
	0.00067685	0.00046624	0.000211	0.311164		0.00067685	0.000565	0.000112	0.165412
	0.00010814	0.00067685	0.000569	5.259057		0.00010814	0.000588	0.000480	4.437012
	0.00030588	0.00010814	0.000198	0.646462		0.00030588	0.000489	0.000183	0.599049
	0.00030260	0.00030588	0.000003	0.010842		0.00030260	0.000451	0.000149	0.491644
	0.00049546	0.00030260	0.000193	0.389257		0.00049546	0.000421	0.000075	0.150845
	0.00020548	0.00049546	0.000290	1.411186		0.00020548	0.000436	0.000231	1.122397
	0.00010012	0.00020548	0.000105	1.052365		0.00010012	0.000389	0.000288	2.881398
	0.00059597	0.00010012	0.000496	0.832003		0.00059597	0.000329	0.000267	0.447655
	0.00046173	0.00059597	0.000134	0.290714		0.00046173	0.000384	0.000078	0.168055
	0.00027177	0.00046173	0.000190	0.699000		0.00027177	0.000400	0.000128	0.472293
	0.00045171	0.00027177	0.000180	0.398363		0.00045171	0.000374	0.000078	0.172749
	0.00025487	0.00045171	0.000197	0.772364		0.00025487	0.000390	0.000135	0.529262
	0.00021786	0.00025487	0.000037	0.169855		0.00021786	0.000362	0.000144	0.661468
	0.00017436	0.00021786	0.000043	0.249466		0.00017436	0.000332	0.000158	0.905693
	0.00029563	0.00017436	0.000121	0.410198		0.00029563	0.000300	0.000004	0.013941
	0.00031589	0.00029563	0.000020	0.064145		0.00031589	0.000299	0.000017	0.053786
	0.00092736	0.00031589	0.000611	0.659362		0.00092736	0.000302	0.000625	0.673909
	0.00097840	0.00092736	0.000051	0.052173		0.00097840	0.000431	0.000547	0.559340
	0.00055994	0.00097840	0.000418	0.747346		0.00055994	0.000544	0.000016	0.028678
	0.00067408	0.00055994	0.000114	0.169331		0.00067408	0.000547	0.000127	0.188246
	0.00054241	0.00067408	0.000132	0.242753		0.00054241	0.000573	0.000031	0.057002
	0.00023241	0.00054241	0.000310	1.333859		0.00023241	0.000567	0.000335	1.439489
	0.00037917	0.00023241	0.000147	0.387054		0.00037917	0.000498	0.000119	0.313515
	0.00051256	0.00037917	0.000133	0.260252		0.00051256	0.000474	0.000039	0.076106
	0.00027214	0.00051256	0.000240	0.883440		0.00027214	0.000482	0.000209	0.769628
	0.00011392	0.00027214	0.000158	1.388902		0.00011392	0.000438	0.000325	2.848723
	0.00019279	0.00011392	0.000079	0.409120		0.00019279	0.000372	0.000179	0.927383
	0.00035072	0.00019279	0.000158	0.450289		0.00035072	0.000335	0.000016	0.045513
	0.00022432	0.00035072	0.000126	0.563511		0.00022432	0.000338	0.000114	0.507010
	0.00022368	0.00022432	0.000001	0.002856		0.00022368	0.000315	0.000091	0.406571
	0.00017768	0.00022368	0.000046	0.258868		0.00017768	0.000296	0.000118	0.665253
				79.830208					74.067652
		Ortalama	0.000278	0.950360			Ortalama	0.000229	0.881758