

AKDENİZ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

Ayça AKYATAN

TÜRKİYE SERMAYE PİYASASINDA YAPISAL KIRILMALARIN VE DEĞİŞEN
KOVARYANSLARIN SOSYO-EKONOMİK OLAYLARLA ANALİZİ VE ZAMANA
BAĞLI DEĞİŞEN BETALARLA GETİRİ TAHMİNİ

İşletme Ana Bilim Dalı
Doktora Tezi

Antalya, 2017

AKDENİZ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

Ayça AKYATAN

TÜRKİYE SERMAYE PİYASASINDA YAPISAL KIRILMALARIN VE DEĞİŞEN
KOVARYANSLARIN SOSYO-EKONOMİK OLAYLARLA ANALİZİ VE ZAMANA
BAĞLI DEĞİŞEN BETALARLA GETİRİ TAHMİNİ

Danışman

Doç. Dr. M. Koray ÇETİN

İşletme Ana Bilim Dalı

Doktora Tezi

Antalya, 2017

T.C.
Akdeniz Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğüne,

Ayça AKYATAN'ın bu çalışması, jürimiz tarafından İşletme Ana Bilim Dalı Doktora Programı tezi olarak kabul edilmiştir.

Başkan : Prof. Dr. Jale ORAN (İmza)

Üye (Danışmanı) :Doç. Dr. M. Koray ÇETİN (İmza)

Üye : Prof. Dr. Ayşegül ATEŞ (İmza)

Üye :Doç. Dr. Aslıhan ERSOY BOZCUK (İmza)

Üye :Yrd. Doç. Dr. İsmail ÇELİK (İmza)

Tez Başlığı: Türkiye Sermaye Piyasasında Yapısal Kırılımların ve Değişen Kovaryansların Sosyo-Ekonomik Olaylarla Analizi ve Zamana Bağlı Betalarla Getiri Tahmini

Onay: Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim üyelerine ait olduğunu onaylarım.

Tez Savunma Tarihi : 18/09/2017

Mezuniyet Tarihi : 19/10/2017

(İmza)

Prof. Dr. İhsan BULUT

Müdür

AKADEMİK BEYAN

Doktora Tezi olarak sunduđum “Türkiye Sermaye Piyasasında Yapısal Kırılmaların ve Deđişen Kovaryansların Sosyo-Ekonomik Olaylarla Analizi ve Zamana Bađlı Deđişen Betalarla Getiri Tahmini” adlı bu çalıřmanın, akademik kural ve etik deđerlere uygun bir biçimde tarafımca yazıldıđını, yararlandıđım bütün eserlerin kaynakçada gösterildiđini ve çalıřma içerisinde bu eserlere atıf yapıldıđını belirtir; bunu řerefimle dođrularım.

(İmza)

Ayça AKYATAN



T.C.
AKDENİZ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
TEZ ÇALIŞMASI ORJİNALLİK RAPORU
BEYAN BELGESİ



SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜ'NE

ÖĞRENCİ BİLGİLERİ	
Adı-Soyadı	Ayça AKYATAN
Öğrenci Numarası	20108604104
Enstitü Ana Bilim Dalı	İŞLETME
Programı	DOKTORA
Programın Türü	() Tezli Yüksek Lisans (X) Doktora () Tezsiz Yüksek Lisans
Danışmanın Unvanı, Adı-Soyadı	Doç. Dr. M. Koray ÇETİN
Tez Başlığı	Türkiye Sermaye piyasasında Yapısal Kırımların ve Değişen Kovaryansların Sosyo-ekonomik Olaylarla Analizi ve Zamana Bağlı Değişen Betalarla Getiri Tahmini
Turnitin Ödev Numarası	860291504

Yukarıda başlığı belirtilen tez çalışmasının a) Kapak sayfası, b) Giriş, c) Ana Bölümler ve d) Sonuç kısımlarından oluşan toplam 185 sayfalık kısmına ilişkin olarak, 10/10/2017 tarihinde tarafımdan Turnitin adlı intihal tespit programından Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Çalışması Orijinallik Raporu Alınması ve Kullanılması Uygulama Esasları'nda belirlenen filtrelemeler uygulanarak alınmış olan ve ekte sunulan rapora göre, tezin/dönem projesinin benzerlik oranı;

alıntılar hariç % 10

alıntılar dahil % 13 'dir.

Danışman tarafından uygun olan seçenek işaretlenmelidir:

(X) Benzerlik oranları belirlenen limitleri aşmıyor ise;

Yukarıda yer alan beyanın ve ekte sunulan Tez Çalışması Orijinallik Raporu'nun doğruluğunu onaylarım.

() Benzerlik oranları belirlenen limitleri aşıyor, ancak tez/dönem projesi danışmanı intihal yapılmadığı kanısında ise;

Yukarıda yer alan beyanın ve ekte sunulan Tez Çalışması Orijinallik Raporu'nun doğruluğunu onaylar ve Uygulama Esasları'nda öngörülen yüzdeler sınırlarının aşılmasına karşın, aşağıda belirtilen gerekçe ile intihal yapılmadığı kanısında olduğumu beyan ederim.

Gerekçe:

Benzerlik taraması yukarıda verilen ölçütlerin ışığı altında tarafımca yapılmıştır. İlgili tezin orijinallik raporunun uygun olduğunu beyan ederim.

10/10/2017

(imzası)
Danışmanın Unvanı-Adı-Soyadı
Doç.Dr. M. Koray ÇETİN

İÇİNDEKİLER

ŞEKİLLER LİSTESİ.....	v
TABLolar LİSTESİ.....	vii
KISALTMALAR LİSTESİ.....	viii
ÖZET	x
SUMMARY.....	xii
ÖNSÖZ.....	xiv
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM

RİSK KAVRAMI ve FİNANSAL VARLIK FİYATLAMA MODELİ

1.1. Risk Kavramı.....	4
1.1.1. Risk Sınıflandırması.....	4
1.1.1.1. Sistematik Riskler.....	4
1.1.1.1.1. Piyasa Riski.....	4
1.1.1.1.2. Politik Risk.....	5
1.1.1.1.3. Enflasyon Riski.....	5
1.1.1.1.4. Faiz Oranı Riski.....	5
1.1.1.1.5. Kur Riski	6
1.1.1.2. Sistematik Olmayan Riskler.....	6
1.1.2. Risk Tercihleri ve Kayıtsızlık Eğrileri.....	7
1.1.3. Yatırımcının Optimum Portföyünün Belirlenmesi ve Etkin Sınır.....	8
1.2. Finansal Varlık Fiyatlama Modeli (FVFM).....	9
1.2.1. Finansal Varlık Fiyatlama Modelinin Varsayımları.....	9
1.2.2. Finansal Varlık Fiyatlama Modelinin Türetilmesi.....	11
1.2.3. Finansal Varlık Fiyatlama Modeline İlişkin Ampirik Testler.....	13
1.2.4. Finansal Varlık Fiyatlama Modeli Üzerine Eleştiriler.....	14
1.2.4.1. Dönemler Arası Finansal Varlık Fiyatlama Modeli.....	16
1.2.4.2. Arbitraj Fiyatlama Teorisi.....	17
1.2.4.3. Tüketim Finansal Varlık Fiyatlama Modeli.....	19
1.2.4.4. Zamana Bağlı Değişen Finansal Varlık Fiyatlama Modeli.....	20

İKİNCİ BÖLÜM

POLİTİK, EKONOMİK VE SOSYAL OLAYLARIN PİYASA GETİRİSİ VE RİSKİNE ETKİSİ

2.1. Türkiye’deki Ekonomik, Sosyal ve Siyasal Gelişmeler-2000 Sonrası	34
2.2. Yapısal Kırılma Testleri.....	35
2.2.1. Yapısal Kırılma Modelleri.....	36
2.2.2. Dünyada ve Türkiye’de Finansal Serilere Uygulanmış Başlıca Finansal Kırılma Testi Çalışmaları.....	37
2.3. Politik, Sosyal ve Ekonomik Olayların Oynaklık ve Kovaryans Üzerine Etkisi.....	40

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

ARAŞTIRMANIN VERİLERİ VE YÖNTEMİ

3.1. Araştırmanın Verileri.....	47
3.1.1. Temettü Ödemelerinde Teorik Fiyatın Belirlenmesi.....	48
3.1.2. Sermaye Artırımlarında Teorik Fiyatın Belirlenmesi.....	49
3.1.3. Sermaye Azaltımlarında Teorik Fiyatın Belirlenmesi.....	49
3.1.4. Tanımlayıcı İstatistikler.....	50
3.2. Araştırmanın Yöntemi.....	51
3.2.1. Yapısal Kırılma Teorisi (Bai-Perron, 1998-2003).....	51
3.2.2. Koşullu Varyans ve Kovaryansların Zamana Bağlı Değişiminin Araştırma Yöntemi.....	53
3.2.3. Zamana Bağlı Değişen Finansal Varlık Fiyatlama Modeli Getiri Tahmini Araştırma Yöntemi.....	54
3.2.3.1. Çok Değişkenli GARCH Yöntemi.....	59
3.2.3.1.1. Direkt Koşullu Kovaryans Modellemesi.....	59
3.2.3.1.1.1. VECH ve DVECH Modelleri.....	59
3.2.3.1.1.2. BEKK ve DBEKK Modelleri.....	63
3.2.3.1.2. Dolaylı Koşullu Kovaryans Modellemesi.....	65
3.2.3.1.2.1. Sabit Koşullu Korelasyon Yöntemi (MGARCH CCC)	65
3.2.3.1.2.2. Dinamik Koşullu Korelasyon Yöntemi (MGARCH DCC).....	68

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

4.1. Giriş.....	71
4.2. Yapısal Kırılma Testi.....	74
4.3. Koşullu Varyans ve Kovaryansların Zamana Bağlı Analizi.....	83
4.4. Geleneksel FVFM ile Dinamik FVFM Getiri Tahmini Karşılaştırması.....	101
4.4.1. Geleneksel Finansal Varlık Fiyatlama Modeli (FVFM) Uygulama Sonuçları.....	101
4.4.2. Dinamik Finansal Varlık Fiyatlama Modeli (FVFM) Uygulama Sonuçları.....	103
4.4.2.1. Yuvarlanan Regresyon ile Hesaplanan Beta.....	103
4.4.2.2. Çok Değişkenli Genelleştirilmiş Otokoregresif Koşullu Heteroskedisite (MGARCH) Süreci ile Hesaplanan Beta.....	105
4.4.2.2.1. DBEKK Yöntemine Göre Hesaplanan Koşullu Varyans, Koşullu Kovaryans ve Beta.....	107
4.4.2.2.2. Sabit Koşullu Korelasyon (CCC) Yöntemine Göre Hesaplanan Koşullu Varyans, Koşullu Kovaryans ve Beta.....	114
4.4.2.2.3. Dinamik Koşullu Korelasyon (DCC) Yöntemine Göre Hesaplanan Koşullu Varyans, Koşullu Kovaryans ve Beta.....	124
4.4.3. Geleneksel ve Dinamik Finansal Varlık Fiyatlama Modellerinin Performans Karşılaştırmaları.....	131
4.4.3.1. Hata Kareleri Ortalamalarını Karekökü (HKOK) Yöntemine Göre Performans Karşılaştırması.....	131
4.4.3.2. Mutlak Hata Ortalamaları (MHO) Yöntemine Göre Performans Karşılaştırması.....	134
4.4.3.3. Mutlak Hata Yüzdesi Ortalamaları (MHYO) Yöntemine Göre Performans Karşılaştırması.....	138
4.5. Bulgular.....	142
SONUÇ.....	144
KAYNAKÇA.....	147
EK 1 - Portföylerin Otokoregresif Süreçleri.....	167
EK 2 - MGARCH CCC Yöntemine Göre Portföyler ile Piyasa Portföyü Standardize Hata Terimleri Analizi.....	159
EK 3 - Örneklem Setinde Yer Alan Hisse Senetlerinin Listesi.....	167
ÖZGEÇMİŞ.....	168

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1.1 Yatırımcının Risk Üstlenme Durumuna Göre Kayıtsızlık Eğrisi.....	7
Şekil 1.2 Etkin Sınır.....	8
Şekil 1.3 Etkin Sınır ve Kayıtsızlık Eğrisi.....	9
Şekil 1.4 Sermaye Piyasası Doğrusu.....	10
Şekil 1.5 Finansal Varlık Piyasa Doğrusu.....	12
Şekil 4.1 02.01.2003 – 29.08.2013 Tarihleri Arasında Gerçekleşen PM Getiri Grafiği.....	72
Şekil 4.2 02.01.2003 – 29.08.2013 Tarihleri Arasında Gerçekleşen P1 Getiri Grafiği.....	72
Şekil 4.3 02.01.2003 – 29.08.2013 Tarihleri Arasında Gerçekleşen PM Kırılmaları.....	80
Şekil 4.4 02.01.2003 – 29.08.2013 Tarihleri Arasında Gerçekleşen Portföy Kırılmaları.....	82
Şekil 4.5 02.01.2003 – 29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans - 2003.....	83
Şekil 4.6 02.01.2003 – 31.12.2003 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans.....	84
Şekil 4.7 02.01.2003 – 29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans - 2005	87
Şekil 4.8 02.01.2005 – 31.12.2005 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans.....	87
Şekil 4.9 02.01.2003 – 29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans - 2006.....	89
Şekil 4.10 02.01.2006 – 31.12.2006 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans.....	89
Şekil 4.11 02.01.2003 – 29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans - 2007.....	91
Şekil 4.12 02.01.2007 – 31.12.2007 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans.....	91
Şekil 4.13 02.01.2003 – 29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans - 2008.....	93
Şekil 4.14 02.01.2008 – 31.12.2008 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans.....	93
Şekil 4.15 02.01.2003 – 29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans - 2010.....	96
Şekil 4.16 02.01.2010 – 31.12.2010 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans.....	97
Şekil 4.17 02.01.2003 – 29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans - 2011.....	98
Şekil 4.18 02.01.2011 – 31.12.2011 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans.....	98
Şekil 4.19 02.01.2003 – 29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans – 2013.....	100
Şekil 4.20 02.01.2013 – 29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans.....	100
Şekil 4.21 120 Günlük Pencere ile Yuvarlanan Betalar.....	105
Şekil 4.22 DBEKK Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Varyansları.....	110
Şekil 4.23 DBEKK Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Kovaryansları.....	111
Şekil 4.24 DBEKK Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Betaları.....	113
Şekil 4.25 CCC Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Varyansları.....	118

Şekil 4.26 CCC Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Kovaryansları.....	120
Şekil 4.27 CCC Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Betaları.....	122
Şekil 4.28 Portföylerin Gerçekleşen Getirileri ve CCC Yöntemine Göre Beklenen Getirileri.....	123
Şekil 4.29 DCC Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Varyansları.....	127
Şekil 4.30 DCC Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Kovaryansları.....	129
Şekil 4.31 DCC Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Betaları.....	131

TABLOLAR LİSTESİ

Tablo 2.1 Kim ve Mei (2001) Yüksek Getiri Değişimleri.....	43
Tablo 3.1 Portföylerin Tanımlayıcı İstatistikleri.....	50
Tablo 4.1 Portföylerin Durağanlık Testi Sonuçları.....	74
Tablo 4.2 Yapısal Kırılma Portföylerinin Durağanlık Testi Sonuçları.....	75
Tablo 4.3 Yapısal Kırılma Testi Sonuçları.....	76
Tablo 4.4 2003 Yılında Ortalama Kovaryansların Yüksek Olduğu Tarihler.....	85
Tablo 4.5 2005 Yılında Ortalama Kovaryansların Yüksek Olduğu Tarihler.....	88
Tablo 4.6 2006 Yılında Ortalama Kovaryansların Yüksek Olduğu Tarihler.....	90
Tablo 4.7 2007 Yılında Ortalama Kovaryansların Yüksek Olduğu Tarihler.....	92
Tablo 4.8 2008 Yılında Ortalama Kovaryansların Yüksek Olduğu Tarihler.....	94
Tablo 4.9 2010 Yılında Ortalama Kovaryansların Yüksek Olduğu Tarihler.....	97
Tablo 4.10 2011 Yılında Ortalama Kovaryansların Yüksek Olduğu Tarihler.....	99
Tablo 4.11 2013 Yılında Ortalama Kovaryansların Yüksek Olduğu Tarihler.....	101
Tablo 4.12 Portföylerin Geleneksel Beta Katsayıları.....	102
Tablo 4.13 DVECH Yöntemine Göre Koşullu Varyans ve Koşullu Kovaryans Parametreleri.....	106
Tablo 4.14 DBEKK Yöntemine Göre Koşullu Varyans ve Koşullu Kovaryans Parametreleri.....	107
Tablo 4.15 CCC Yöntemine Göre Koşullu Varyans ve Koşullu Kovaryans Parametreleri.....	115
Tablo 4.16 DCC Yöntemine Göre Koşullu Varyans ve Koşullu Kovaryans Parametreleri.....	124
Tablo 4.17 Örneklem İçinde Yöntemler İtibariyle HKOK Karşılaştırması.....	132
Tablo 4.18 Örneklem Dışında Yöntemler İtibariyle HKOK Karşılaştırması.....	134
Tablo 4.19 Örneklem İçinde Yöntemler İtibariyle MHO Karşılaştırması.....	135
Tablo 4.20 Örneklem Dışında Yöntemler İtibariyle MHO Karşılaştırması.....	137
Tablo 4.21 Örneklem İçinde Yöntemler İtibariyle MHYO Karşılaştırması.....	139
Tablo 4.22 Örneklem Dışında Yöntemler İtibariyle MHYO Karşılaştırması.....	141

KISALTMALAR LİSTESİ

ABD	Amerika Birleşik Devletleri
AFT	Arbitraj Fiyatlama Teorisi
ARCH	Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
BDDK	Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurulu
BIST	Borsa İstanbul
BIST 100	Borsa İstanbul 100
BIST TUM	Borsa İstanbul TUM
CCAPM	Consumption CAPM
CCC	Constant conditional correlation
BEKK	Baba – Engle-Kraft-Kroner
DBEKK	Diagonal BEKK
DCC	Dynamic Conditional Correlation
DVECH	Diagonal VECH
EPDK	Enerji Piyasaları Denetleme Kurulu
FVFM	Finansal Varlık Fiyatlama Modeli
FTSE	Financial Times Stock Exchange
FVPD	Finansal Varlık Piyasa Doğrusu
GARCH	Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
GARCH-M	Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Mean
GJR	Glosten LR, Jaganathan R, Runkle DE
GMM	Generalized Method of Moments
GJR	Glosten LR, Jaganathan R, Runkle DE
HKOK	Hata Kareleri Ortalamalarının Karekökü
MGARCH	Çok Değişkenli GARCH

MHO	Mutlak Hata Ortalaması
MHYO	Mutlak Hata Yüzdesi Ortalaması
NATO	North Atlantic Treaty Organisation
PM	Piyasa Portföyü
TBMM	Türkiye Büyük Millet Meclisi
TCMB	Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası
VECH	Yarı Vektörleştirme

ÖZET

Risk ve getiri, finans literatüründe en çok incelenen konuların başında gelmektedir. Mevcut çalışmada, risk algısının belirleyici göstergelerinden olan değişen varyans ve değişen kovaryans üzerinde durulmuştur. Risk algısının hangi toplumsal, ekonomik ve politik olaylarla örtüşmüş olabileceği araştırılmıştır. Bundan sonra, yatırım araçlarının risk ölçüsü olan betanın dinamik varyasyonları ile getiri tahmini yapılmış ve geleneksel betadan getiri hesaplama yöntemiyle performans karşılaştırması yapılmıştır. Çalışmada, BIST TİM Endeksinde işlem gören 154 adet firmanın hisse senetlerinin, 02.01.2003 – 29.08.2013 tarihleri arasında gerçekleşen fiyatlarından oluşturulmuş günlük getiri serileri kullanılmıştır. 154 adet şirketten, her biri 15 adet hisse senedi içeren 30 adet rassal portföy oluşturulmuştur. Piyasa portföyü olarak, BIST 100 Endeks fiyatları kullanılmıştır. İlk aşamada, 10 yıllık dönemde portföylerin ve piyasa endeksinin yapısal kırılmaları tespit edilmiştir. Yöntem olarak Bai-Perron'un önerdiği çift maksimum testleri uygulanmıştır. Piyasa portföyünde ve diğer 30 portföyde 5 adet kırılma tespit edilmiş ve bu kırılmaların hangi ekonomik süreçlerden kaynaklandığı araştırılmıştır. İkinci aşamada, piyasa getirileri ve portföy getirileri arasındaki değişen kovaryans mgarch ccc yöntemiyle hesaplanmış ve kovaryanslarda ani yükseliş görülen tarihlerdeki önemli ekonomik, sosyal ve politik olaylar tespit edilmiştir. Uygulamanın üçüncü aşamasında, farklı yöntemlerle riske bağlı getiri tahmini yapılmıştır. Getiri tahminleri yuvarlanan regresyon yöntemiyle ve mgarch yöntemleriyle hesaplanan dinamik betalar ile yapılmıştır. mgarch yöntemi ile getiri tahmini yapmak için öncelikle veri seti eğitim periyodu ve test periyodu olmak üzere ikiye ayrılmış ve eğitim periyodunda hesaplanan parametrelerle test periyodunda getiri tahmini yapılmıştır. Dinamik betalar ile yapılan getiri tahminlerinin performansı, geleneksel beta ile hesaplanan getiri tahminlerinin performansı ile karşılaştırılmıştır. Yuvarlanan regresyon yöntemi ile yapılan getiri tahmininde 30, 60, 120, 240 ve 360 günlük pencereler kullanılmıştır. 120 günlük pencerelerle uygulanan yöntem, geleneksel betaya göre en iyi performans gösteren pencere olmuştur. Dinamik betalar ise, mgarch dveh, mgarch dbekk, mgarch ccc ve mgarch dcc yöntemleriyle hesaplanmıştır. CCC yöntemiyle hesaplanan getiri tahminleri, diğer mgarch yöntemleri ile hesaplanan getiri tahminlerine kıyasla geleneksel betanın tahminlerine daha çok üstünlük göstermiştir. Çalışmada, dinamik betalarla yapılan getiri tahminin geleneksel beta ile yapılan getiri tahmininden daha iyi performans gösterdiği tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Risk, Getiri Tahmini, Koşullu Kovaryans, Yuvarlanan Regresyon, MGARCH, Dinamik Beta

SUMMARY

**ANALYSIS OF STRUCTURAL BREAKS AND CONDITIONAL COVARIANCES BY
SOCIO – ECONOMIC ENVIRONMENT AND RETURN FORECASTING WITH
CONDITIONAL BETAS IN TURKISH CAPITAL MARKET**

Risk and return are the primary issues examined in finance literature. Conditional variance and conditional covariance, the identifying indicators of risk perception are reviewed in the present study. It has been investigated which social, economic and political events might have associated with risk perception. Thereafter, dynamic versions of beta, which is the risk measure of investment instruments, have been employed to predict return. The performance of predictions has been compared to the return prediction made with traditional beta. Data consist of daily returns of 154 stocks transacted in BIST TUM transacted between dates 02.01.2003 and 29.08.2013. 30 random portfolios have been derived, each of which consists of 15 stock returns. BIST 100 Index has been employed as market portfolio. At first stage, structural breaks of 30 portfolios and market portfolio have been identified. Double maximum tests have been applied as suggested by Bai-Perron. 5 structural breaks have been identified in both market portfolio and each of 30 portfolios. The probable economic processes that might have caused the breaks have been discussed. At the second stage, the conditional covariance between market return and portfolio returns have been estimated by mgarch ccc method and the important economic, social and political events have been identified at the jump dates of those. At the third stage, different methods have been applied to predict return dependent on risk. The predictions have been made with rolling regression and mgarch methods. For making prediction with mgarch methods, first the data have been parted into two sections as training period and testing period. The return in the testing period has been estimated with the parameters estimated in the training period. The performance of return predictions that were made with dynamic betas have been compared to the performance of return predictions made with traditional beta. In rolling regression method, the rolling windows were 30, 60, 120, 240 and 360 days. The best performing window has been the 120 days rolling window. Dynamic betas have been estimated with mgarch dvech, mgarch dbekk, mgarch ccc and mgarch dcc methods. The return predictions made with ccc betas have been superior to other dynamic betas in terms of beating the performance of traditional beta. In the study, it has been identified that the return prediction made with dynamic betas performed better than the predictions made with the traditional beta.

Keywords: Risk, Return Prediction, Conditional Covariance, Rolling Regression, MGARCH, Dynamic Beta

ÖNSÖZ

Çalışmamda büyük emeği geçen Danışmanım Doç Dr. Koray Çetin'e çok büyük bir teşekkürü borç bilirim. Yorumları ve bilgileriyle tez sürecime büyük katkıları olan jüri üyeleri Hocalarım Prof. Dr. Ayşegül Ateş ve Doç. Dr. Aslıhan Ersoy Bozcuk'a; öğretici dersleri ile kendimize çok şey kattığımız Prof. Dr. Mehmet Şen, Prof. Dr. Kemal Türkcan ve Prof. Dr. Ayşe Anafarta'ya, birlikte çalışma fırsatı bulduğum Hocam Doç. Dr. Filiz Angay Kutluk'a ve yol göstericiliği, bize kattığı vizyon ve akademik serüvenimizde karşılaştığımız tüm zorluklarda bize desteğini veren Prof. Dr. Hakan Er Hocam'a en içten teşekkürlerimi sunarım. Ders ve tez aşamasında bana büyük desteklerini sunan annem Sevil Akyatan ve kendisi de benimle benzer süreçlerden geçtiği için beni çok iyi anlayıp destek olan babam Dr. Adil Akyatan'a teşekkür ederim.

Ayça AKYATAN

Antalya, 2017

GİRİŞ

Galilei, Leibniz, Bernoulli'den başlayan risk tahmini çalışmaları 20. yüzyılda Louis Bachelier'nin riske karşı koruma amaçlı opsiyon stratejilerini geliştirmesi, Markowitz'in yine riski minimize etme amaçlı çeşitlendirilmiş portföy düşüncesi üzerine temellendirdiği modern portföy teorisi bu alanda en etkili çalışmaların başlangıcı olmuştur. Markowitz çalışmasında, çeşitli menkul değerlerden oluşan bir portföyün tek tek sahip olunan varlıklardan tümüyle farklı olduğunu ortaya koyuyordu (Bernstein, 2010: s.281). Markowitz insanların akılcı davrandıklarını varsayıyordu. Markowitz'in portföy yönetimindeki amacı, birbirleri ile kovaryansları eksi olan veya düşük olan hisse senetlerini aynı portföyeye koymasındı. Getiri ile varyansı sistematik olarak bağlayan ilk çalışma idi. Markowitz, risk kavramını sayısallaştırmıştı ancak varyansı risk anlamında almış olsa bile risk sözcüğünü kullanmamıştır. Bundan sonra, risk ve varyans eşanlamı olmuştur. Markowitz'in çalışmaları, gerek yatırımcıların akılcılığı gerekse teknik konularda eleştirilere maruz kalmıştır. Yöneltilen eleştirilere rağmen, Markowitz'in portföy teorisi büyük katkılar sağlamış ve daha sonra geliştirilen Finansal Varlık Fiyatlama Modeli'ne temel oluşturmuştur. Markowitz tarafından oluşturulan modern portföy teorisinin üzerine geliştirilen finansal varlık fiyatlama modeli, halen en geçerli finansal varlık fiyatlama modeli olarak kabul görmektedir. Modelde, risk ölçüsü olarak hesaplanan beta ile getiri tahmini gerçekleştirilmektedir. Klasik finansal varlık fiyatlama modeli uygulamalarında beta belirli bir dönemde test edilmiş ve sonrasında da değerini koruduğu varsayılmıştır. Ancak ilerleyen zamanlarda zamana bağlı beta konusunda çalışmalar yapılmıştır. Gibbons ve Ferson (1985), zamana bağlı değişen betanın ilk uygulayıcılarından. Tek bir risk primli varlık fiyatlama modelini ele alarak oluşturdukları yaklaşımı, çoklu risk primi modeli oluşturacak şekilde geliştirdiler. Testlerin sonucuna göre, getiriler zamana bağlı değişen tek bir risk primi ile tutarlı idi. Zamana bağlı değişen koşullu kovaryanslar Ferson vd. (1987) tarafından geliştirildi. Ng (1991), beklenen piyasa risk priminin piyasa varyansına oranının, beklenen fazla getirilerin ve riskin zamanla değişmesine izin veren bir FVFM modeli geliştirdi. Bollerslev vd. (1988), tahvil, bono ve hisse senetleri için bir GARCH süreci hesapladılar. Koşullu değişen varyansların zamana bağlı değiştiğini ve bunların zamana bağlı değişen risk priminin belirlenmesinde önemli bir rolü olduğunu ortaya koydular. Çalışmada, ele alınan betalar da zamana bağlı olarak değişiyordu ve tahmin edilebiliyordu. De Santis ve Gerard (1997), dünyanın en büyük sekiz sermaye piyasasından elde ettiği verileri kullanarak yaptığı çalışmada, GARCH parametresini

kullanarak FVFM modelini test etti. Bulunan kanıtlar, koşullu FVFM fiyatlandırma kısıtlarının çoğunluğunu destekliyordu. Piyasa riskinde zaman varyasyonuna izin vermek, modelin sonuçlarını iyileştirmişti. Finansal varlık fiyatlandırma modeli üzerine yapılmış yurtiçi ve yurtdışı çalışmalarında ortaya çıkan ortak hipotez ve sadece piyasa bağımsız değişkenini almak gibi eksiklikler FVFM'nin çeşitli varyasyonları ile giderilmeye çalışılmıştır. Öte yandan, finansal varlık fiyatlandırma modeli, risk getiri tahmini açısından halen en geçerli yöntem olarak kabul edilmektedir.

Risk algısının getiriye etkilemesinin yanında literatürde araştırılan diğer bir konu da, toplumsal, ekonomik ve politik olayların risk algısına etkisidir. Bittlingmayer (1992), politik belirsizlik ve piyasa riski arasında bir belirsizlik olduğunu belirtmiştir. Bailey ve Chung (1995), dış ticaretin yoğun olduğu piyasalarda politik riskin piyasa üzerinde etkili olduğunu savunmuş; Bekaert ve Harvey, (1997); Aggarwaal vd. (1999), gelişmekte olan piyasalardaki oynaklığa neden olan olayların yerel ekonomik ve sosyal olaylar olduğunu belirtmiştir. Kim ve Mei (2001), olumsuz haberlerin olumlu haberlere göre piyasa riskini (varyansını) daha çok arttırdığını öne sürmüştür. Bu görüş, risk algısında asimetri kavramını destekleyen bir görüştür. Capiello vd. (2006), eksi yönlü sistematik piyasa şokunun hisse senetlerinin getirilerini düşüreceğini ve varyanslarını yükselteceğini öne sürmüştür. Betalar sabit kaldığında ise kovaryanslar yükselecektir. Ang ve Chen (2002), piyasalar eksi yönlü olduğunda, hisse senedi getirileri ve piyasa getirisi arasındaki korelasyonun yükseldiğini öne sürmüşlerdir. Benzer şekilde Geoj ve Marquering (2004), hisse senedi ve tahvil getirisi arasındaki ilişkiyi araştırdığında, kovaryansın heteroskedastik özellik gösterdiğini dolayısıyla koşullu olduğunu öne sürmüşlerdir. Kovaryansdaki değişimin ana nedeni, hisse senedindeki kötü bir haberin iyi bir habere göre kovaryansda yükselmeye sebep olmasıydı. Bu nedenle yazarlar, dinamik varlık yönetiminin pasif varlık yönetimine göre daha iyi sonuç vereceğini öne sürmüşlerdir. Kaplanis (1998), Longin ve Solnik (1995), ise çalışmalarında, piyasalar arasındaki korelasyonun sabitliği sorunsalını araştırmışlardır Kaplanis (1998) piyasalar arasında sabit korelasyon olduğu hipotezini reddemezken, Longin ve Solnik (1995) yüksek risk ortamında piyasalar arasındaki korelasyonun sabit kalmadığını, arttığını öne sürmüşlerdir.

Mevcut çalışmada, çalışmaya konu olan dönemdeki yapısal kırılmalar tespit edilmiş, risk algısına etki eden sosyal, ekonomik ve politik olaylar analiz edilmiş daha sonra risk ölçüsü olarak betanın zamana bağlı değişen varyasyonları ile getiri tahmini yapılarak yöntemler arasında performans karşılaştırması yapılmıştır.

Birinci bölümde, risk kavramı ve riskin sınıflandırması, risk tercihleri, etkin sınır, finansal varlık fiyatlama modeli ve modelin statik ve dinamik varyasyonları anlatılmıştır. İkinci bölümde, yapısal kırılma testlerinin tarihsel gelişimi, Türkiye’de 2000 sonrası ekonomik, sosyal ve siyasi gelişmeler, Dünya’da ve Türkiye’de finansal serilere uygulanmış başlıca finansal kırılma testi çalışmaları, politik, sosyal ve ekonomik olayların oynaklık ve kovaryans üzerine etkisini araştıran literatür incelenmiştir. Üçüncü bölümde, araştırmanın verileri ve yöntemi anlatılmıştır. Üç alt bölümden oluşan uygulamanın her bir alt bölümünde uygulanan metodoloji üçüncü bölümde detaylı olarak anlatılmıştır. Dördüncü bölüm olan uygulamanın birinci ve ikinci kısımlarında, çalışmaya konu olan dönemde Türkiye Sermaye Piyasası’ndaki yapısal kırılmalar belirlenmiş, piyasa portföyü ve oluşturulmuş portföyler arasında değişen kovaryansların zıplama yaptığı tarihlerin sosyal ekonomik ve politik olayların gerçekleştiği tarihlerle çakıştığı görülmüş ve olumsuz olarak algılanan toplumsal ve ekonomik gelişmelerin piyasadaki risk algısını belirgin olarak arttırdığı şeklinde yorumlanmıştır. Uygulamanın son kısmında, risk ölçüsü olarak betanın dinamik varyasyonlarıyla getiri tahmini yapılmış ve yöntemlerden bir veya birkaçının geleneksel finansal varlık fiyatlama modeline göre daha iyi getiri tahmini gerçekleştirebildiği tespit edilmiştir. Dinamik betalar, yuvarlanan regresyon yöntemi ve çok değişkenli GARCH yöntemleri olmak üzere iki ana kısımda uygulanmıştır. Çok değişkenli GARCH yöntemlerinden DVECH, DBEKK, CCC ve DCC yöntemleri uygulanmıştır. Uygulamanın bu kısmında, Bodurtha ve Mark (1991), Brooks vd. (1998), Choudhry ve Wu (2008) tarafından kullanılan yöntemler Türkiye Piyasası için test edilmiştir.

Çalışmadan beklendiği üzere, portföyler ve piyasa kovaryansında ani yükseliş görülen dönemler sosyal, ekonomik ve politik olaylarda artış ve olumsuz değişimin görüldüğü dönemlerdir. Yapısal kırılmaların gerçekleştiği tarihler ise global ekonomik süreçlerle ilgili bulunmuştur. Öte yandan, piyasa ve portföy arasındaki ilişki üzerinden hesaplanan risk ölçüsü beta ile getiri tahmini yapılmaya çalışıldığında, dinamik yöntemlerin statik betadan daha iyi performans gösterdiği, CCC yönteminin ise dinamik yöntemlerin içerisinde en düşük hata üreten getiri tahmin performansını gerçekleştirdiği tespit edilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

RİSK KAVRAMI ve FİNANSAL VARLIK FİYATLAMA MODELİ

1.1. Risk Kavramı

Risk genel olarak beklenen değerden olumlu ya da olumsuz sapmadır. Finans piyasalarında kullanılma amacı ise daha çok beklenen değerden olumsuz sapmayı göstermektir. Belirsizlik, riskin ölçülemediği ve öngörü yapılamadığı durumdur. Risk ise gelecekteki olayların alternatif sonuçlarının ortaya çıkma olasılığı bilinebildiğinde, ölçülebilir olan bir olgudur.

1.1.1. Risk Sınıflandırması

Risk, yatırımcının riski kontrol edebilme ve sınırlandırma imkanına göre ikiye ayrılır. Tüm yatırımcıları etkileyen yatırımcı tarafından sınırlandırılmayan risk, sistematik risk; yatırımcı tarafından sınıflandırılabilen ve kontrol altına alınabilen risk ise sistematik olmayan risktir. (Üstünel, 2000: 4; Dalgıç, 2013: s.4). Sistematik riskler tüm ekonomiyi ilgilendirir. Sistematik olmayan risk ise bir şirketin içinde bulunduğu endüstriye özgü veya şirkete özgü faktörlerden kaynaklanır. Bu nedenle, yatırımcı farklı endüstri ve şirket kağıtlarına yatırım yaparak çeşitlendirme yoluyla riskini azaltabilir.

1.1.1.1. Sistematik Riskler

Sistematik risk, çeşitlendirilemeyen genel piyasa ve ekonomik koşullardan doğmaktadır. Pazarın taşıdığı ve pazarda işlem gören tüm finansal araçlar sistematik riskten etkilenmektedir (Dalgıç, 2013: 7). Sistematik riskler; piyasa riski, politik risk, enflasyon riski, faiz oranı riski ve kur riski olarak sınıflandırılır.

1.1.1.1.1. Piyasa Riski

Piyasa riski, hisse senedi fiyatlarındaki dalgalanmalara bağlı olarak yatırımcının yatırmış olduğu anaparasının en azından bir kısmını kaybetme olasılığıdır (Konuralp, 2001, s.9). Piyasa riskinden kaynaklanan değişimlere şirketler müdahale edemez. Bunlar, bir savaşın başlaması, seçim yapılması, piyasada spekülasyon faaliyetlerinin artması, politik kararlar gibi çok çeşitli psikolojik faktörler olabilir (Dalgıç, 2013: 8).

Hisse senetlerinin geçmişteki fiyat dalgalanmaları aralığı ne kadar genişse piyasa riski de o derece yüksektir. Standart sapma, fiyat dalgalanma aralığının geniş ya da dar olduğu konusunda yatırımcıya bir ölçü teşkil etmektedir. Standart sapmanın yüksek çıkması, fiyat

dalgalanmalarının trend doğrusundan sapmalarının yüksek olduğu ve dolayısıyla pazar riskinin yüksek olduğu anlamını taşır. Beta analizi de yatırımcının kullanabileceği yöntemlerden biridir. Bu analiz, hisse senedinin belli bir dönemdeki fiyatının veya getirisinin piyasa endeksinin aynı dönemdeki değeri veya getirisi ile ilişkili olduğunu varsayar. Bir hisse senedinin betasının yüksek olması piyasaya göre söz konusu hisse senedinin daha riskli olduğunu, düşük olması ise daha az riskli olduğunu ifade eder (Konuralp, 2001: 10)

1.1.1.1.2. Politik Risk

Yatırımın yapıldığı ülkede veya dünyada oluşan siyasi bunalımlar, ekonomik krizler yatırım kararlarında etkilidir. Yerli sermayeyi koruma girişimleri, kotalar, yabancı para politikaları da politik riskin öğelerindedir. Politik risk, uluslararası siyasi gelişmelerin bir yansıması olarak da ortaya çıkabilir. Politik risk, piyasa riskinin en önemli yapıcılarında olduğu için piyasa riskinin içerisinde incelenir (Dalgıç, 2013: 10).

1.1.1.1.3. Enflasyon Riski

Enflasyon riski, yatırıma tahsis edilmiş paranın enflasyon etkisi ile satın alma gücünün azalmasıdır. Borçlanmayı temsil eden finansal varlıklar sabit getirili oldukları için enflasyonun en çok onların getirileri ve verimleri üzerinde etkili olduğu söylenebilir (Sarıkamış, 2000: 178). Enflasyon riskinin hisse senedi yatırımcılarını ise daha az etkilediği düşünülür çünkü enflasyon dönemlerinde işletmelerin satışları, karlılıkları ve dağıttıkları karlar arttığından bu durum hisse senedi fiyatlarını yükseltir ve böylece hisse senedi yatırımcıları zarara uğramaktan kurtulabilirler. Bu nedenle hisse senetleri enflasyon riskinden en az etkilenen varlıklar olarak değerlendirilirler (Dalgıç, 2013: 11).

1.1.1.1.4. Faiz Oranı Riski

Faiz oranındaki değişimler, sabit getirili menkul kıymetlerin piyasa fiyatını olumlu veya olumsuz yönde değiştirir. Bir başka deyişle, belirli bir faiz oranından alınan menkul kıymetin sabit getirisi, piyasa faiz oranı yükseldikçe piyasaya göre düşer. Piyasa faiz oranı düştükçe menkul kıymetin sabit getirisi piyasanın üzerinde kalır. Burada bir faiz oranı riski vardır. Bu risk, hisse senetlerini de etkileyebilmektedir çünkü artan faiz oranı hisse senedinin bugünkü değerini azaltır.

1.1.1.1.5. Kur Riski

Döviz kuru riski, yatırımcının borçlarının, varlıklarının ve gelirlerinin yerli para cinsinden değerinin yabancı para karşısında düşmesidir (Dalgıç, 2013: s.13). Yatırımcıların hem finans hem de mal piyasalarında pozisyon almaları birden fazla ülkenin finans piyasasına yatırım yapmaları ve türev ürün veya piyasaları kullanmaları kur riskinden korunma yöntemleridir (<http://muhasebeturkorg/ecopedia>, erişim tarihi:13.05.2015) .

1.1.1.2. Sistemik Olmayan Riskler

Sistemik olmayan riskler ise finansal risk, sektör riski, yönetim riski ve faaliyet riski olarak sınıflandırılır.

Finansal risk, firma gelirlerinin borçlanma sonucu likiditesini kaybetmesi ve ekonomik değişikliklere ayak uyduramayarak faiz ve kar payı ödemelerini gerçekleştirebileceği gelir düzeyinin altına düşmesi tehlikesidir (Sarıkamış, 2000: 180).

Faaliyet riski, firmanın toplam aktifleri içinde sabit aktiflerinin payının yüksek olmasıdır. Çünkü yüksek sabit aktif oranı, sabit maliyetlerin değişken maliyetlere göre payını artırır ve firmanın karlılık başabaş noktasını yukarı çeker (Sarıkamış, 2000: 180). Aynı zamanda faaliyet kaldıraç derecesini de yükseltir. Faaliyet kaldıraç derecesinin yüksek olması, firmanın faaliyet karındaki değişmelerin satışlardaki değişmelere olan duyarlılığını arttırmaktadır. Dolayısıyla satışlardaki küçük değişmeler firmanın karında, o da firmanın çıkardığı hisse senedi getirilerinde büyük değişmelere neden olacaktır (Dalgıç, 2013: 17).

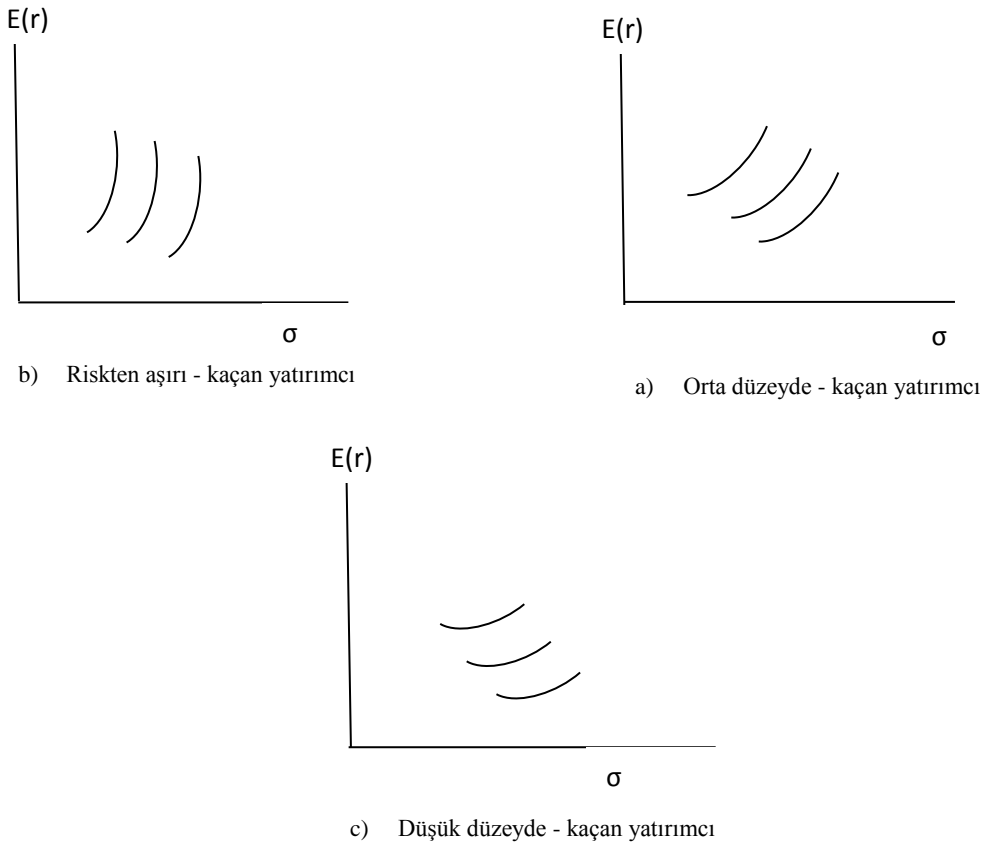
Yönetim riski, ortaklık yönetiminin yönetim kararları alırken ve/veya uygularken yapabilecekleri olası hataların finansal varlıkların verimlerinin olumsuz yönde etkileme riskidir. Bu da sistemik olmayan ve firmaya has bir risk türüdür. Hatalı yönetim kararları, firmanın karı üzerinde olumsuz etkide bulunabilir hatta firmanın tasfiyesine dahi yol açabilir. Örneğin hatalı bir reel varlık yatırım kararı, firmanın sabit giderlerini arttırarak faaliyet riskinin yükselmesine yol açar. Toplu iş sözleşmelerinde yönetimin hatalı bir davranışı grev ve lokavtla sonuçlanabilir. Finansal kaynak seçiminde hatalı davranıldığında firmanın finansal riski gereksiz bir biçimde artar (Sarıkamış, 2000: 181). Yatırımcılar, yatırım yapacakları işletmelerin yönetim anlayışını ve kadro değişikliklerini yakından izlemektedir. Yönetim riski düşük olan şirketlerin portföye alınmasıyla sistemik olmayan risk azaltılabilir (Dalgıç, 2013: 16).

Sektör riski, söz konusu firmanın faaliyet gösterdiği sektörün tamamının etkilenebileceği ekonomik sosyal ve yapısal değişmelerdir. Örneğin hammadde kaynakları dışa bağımlı bir sektörün riski, yerli hammaddenin kullanıldığı bir sektöre göre daha

yüksektir (Sarıkamış, 2000: 181). Buna benzer şekilde, şiddetlenen dış rekabet, iş kolunda yaygın grevler ve tüketici tercihlerinin değişmesi gibi faktörler sektörleri olumsuz etkiler. Örneğin şeker, un, süt gibi temel tüketim malları ve demir, çelik gibi hammaddeleri üreten firmaların talepleri sürekli olduğundan ve dolayısıyla fazla dalgalanmadığından riskleri diğer sektörlerle oranla daha az olacaktır (Dalgıç, 2013: 16).

1.1.2. Risk Tercihleri ve Kayıtsızlık Eğrileri

Yatırımcıların genel olarak riskten kaçındığı varsayılsa bile, her yatırımcı tipi riskten kaçınmamaktadır. Bazı yatırımcılar aşırı ölçüde riskten kaçınırken diğer bazı yatırımcılar daha düşük ölçülerde riskten kaçınmaktadırlar (Konuralp, 2001: 254). Her yatırımcının riskten kaçınma davranışı farklı olacağından kayıtsızlık eğrileri de farklılık gösterecektir.



Şekil 1.1 Yatırımcının Risk Ustlenme Durumuna Göre Kayıtsızlık Eğrileri

Kaynak: Konuralp, 2001: 254

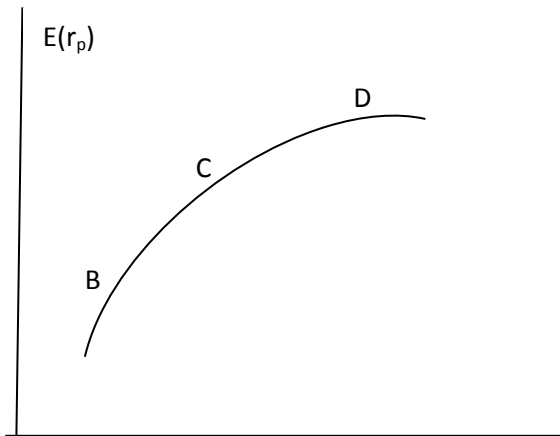
Şekil 1.1 de görüldüğü gibi, riskten aşırı ölçüde kaçan yatırımcının kayıtsızlık eğrileri daha dik, riskten düşük düzeyde kaçan yatırımcının kayıtsızlık eğrileri ise daha yataydır. Bunun nedeni, riskten kaçma düzeyi arttıkça yatırımcının birim risk karşılığında daha yüksek getiri istemesidir.

1.1.3. Yatırımcının Optimum Portföyünün Belirlenmesi ve Etkin Sınır

Yatırımcı için optimum portföy, kendi risk profilinde en üst düzeydeki kayıtsızlık eğrisi üzerindeki portföydür. Ancak mümkün portföyler seti içinde hangi portföyün yatırımcı için optimum olduğu Markowitz'in ortaya attığı "etkin sınır" teorisi ile cevap bulur. Markowitz'in sunduğu etkin sınır teorisi yatırımcıya sadece belli bir olası portföyler alt setine bakarak kendi optimum portföyünü seçme şansı tanır. Yatırımcının kendi portföyünü belirlemede yatan anafikir

- Değişen her risk seviyesinde en yüksek getiriyi sağlayan
- Değişen her getiri seviyesinde en düşük riski sunan

portföyleri yatırımcının değerlendirmeye alacağıdır (Konuralp, 2001: 255). Markowitz, menkul kıymetlerle ilgili beklenen getirileri, standartları ve kovaryansları kullanarak karesel programlama aracılığıyla optimum portföyleri hesaplamıştır (Özçam, 1997: 16). Etkin sınır olarak adlandırılan bu portföyler Şekil 1.2 de gösterilmiştir. Etkin sınır üzerinde, belirgin bir risk karşılığında mümkün olan en yüksek getiriyi sağlayan portföyler bulunur (Copeland vd., 2005: 123). Etkin sınır üzerinde bulunan portföylerin tamamı optimumdur

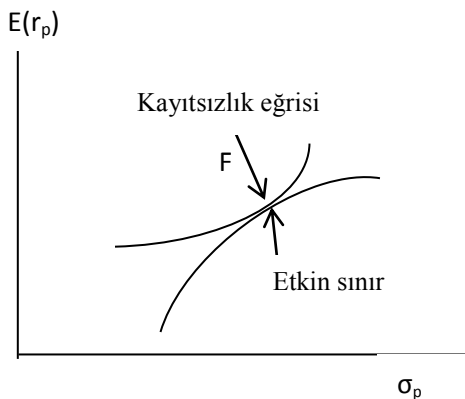


Şekil 1.2 Etkin Sınır

σ_p

Kaynak: Özçam, 1997: 17

Her bir yatırımcının optimum portföyü, kendi kayıtsızlık eğrisinin etkin sınıra teğet olduğu noktadır. Bu nokta Şekil 1.3 de gösterilen F noktasıdır.



Şekil 1.3 Etkin Sınır ve Kayıtsızlık Eğrisi

Kaynak: Özçam, 1997: 17

Markowitz'in (1952) etkin sınır ve optimum portföy teorisinin üzerine temellenmiş olan Finansal varlık fiyatlama modeli, riskin piyasa fiyatını ve tek bir finansal varlığın riskini doğru olarak ölçebilmek amacıyla piyasa dengesi kavramı üzerine kurulmuştur. Bir çok eleştiri almasına ve karışık sonuçlar üretmesine rağmen halen en geçerli yöntemdir.

1.2. Finansal Varlık Fiyatlama Modeli (FVFM)

Finansal Varlık Fiyatlama Modeli, Sharpe (1963, 1964), Lintner (1965) ve Mossin (1966) tarafından neredeyse eş zamanlı olarak geliştirilmiş ve Black (1972) tarafından modifiye edilmiştir (Copeland vd., 2005: 147). Model, riskli bir varlığın β ile gösterilen sistematik riskinin doğrusal bir fonksiyonudur (Clark, 1991: 276). Riskin beklenen getiri ile ilişkisi ele alındığından, riskin kullanımı ile getiri tahmin modellerine bizi ulaştırmıştır.

1.2.1. Finansal Varlık Fiyatlama Modelinin Varsayımları

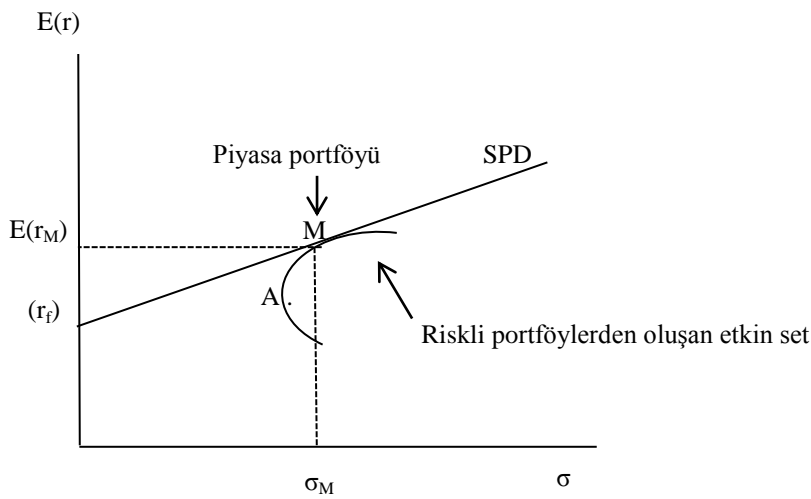
Finansal varlık fiyatlama modelinin varsayımları aşağıda verilmiştir:

1. Yatırımcılar, servetlerinden beklenen faydayı maksimize etmeye çalışırlar ancak bunu yaparken riskten kaçınırlar
2. Finansal varlık getirileri normal dağılım sergilemektedir ve varlıkların getirilerine ilişkin beklentiler homojendir.
3. Yatırımcılar, risksiz faiz oranı üzerinden sınırsız bir şekilde borç alıp borç verebilirler.
4. Varlıkların miktarları sabittir. Tüm varlıklar piyasada işlem görebilir ve mükemmel bir şekilde bölünebilirler.

5. Piyasalarda sürtünmesiz ortam mevcuttur. Tüm bilgiler maliyetsizdir ve yatırımcıların tamamına aynı anda ulaşmaktadır.

6. Piyasa etkinliğini azaltan vergi, yasal düzenlemeler veya kısa satışı kısıtlayan uygulamalar mevcut değildir.

Söz konusu varsayımlar, tam etkin, hipotetik bir piyasa üzerinden yapılmıştır. Sürtünmesiz bir piyasada borç almaya uygulanan faiz oranı verilen borca uygulanan faiz oranı ile eşit olduğunda “sermaye piyasası doğrusu” olarak adlandırdığımız doğrusal bir portföy doğrusu çizebiliriz (Şekil 1.4). Etkin sınır, borç alma veya borç vermeden oluşturulmuş olan optimum portföy setidir. Ancak, borç alma ve borç verme imkanı olduğunda, sermaye piyasası doğrusu çizebiliriz (Clark, 1991: 251). Yatırımcıların tamamının piyasaya ilişkin homojen beklentileri varsa, sermaye piyasası doğrusu (SPD) tüm yatırımcılar için aynıdır. Başka bir deyişle, karşılanan risk karşılığında elde edilen gelir her yatırımcı için aynı olmalıdır. Sermaye piyasası doğrusunun etkin sınıra teğet olduğu nokta, M noktası, piyasa portföyüdür (Özçam, 1997).



Şekil 1.4 Sermaye Piyasası Doğrusu

Kaynak: Copeland vd., 2005: 150

Şekil 1.4 de gösterilen r_f , risksiz getiridir. $E(R)$, portföyün beklenen getirisi, $E(R_M)$ ise beklenen piyasa getirisidir. SPD'nun etkin sınır eğrisine teğet olduğu nokta (M noktası) piyasa portföyü olacaktır. M noktası ile gösterilen piyasa portföyünün getirisi $E(R_M)$ ve riski de σ_M 'dir. Piyasa portföyü, mevcut oranlarına göre tüm varlıkları içeren portföydür (Clark, 1991: 254).

Rasyonel bir yatırımcı, A ve M noktaları arasında portföy oluşturur. A noktasında minimum risk portföyü oluşturur. Ancak risk-getiri ilişkisi açısından en etkin portföy M denge noktasındaki portföy olacaktır (Bkz Şekil 1.4). Etkin set üzerinde M noktasından daha ileride bir noktada gelir elde etmek isteyen yatırımcı piyasanın üzerinde risk almak zorunda olacaktır.

Tüm yatırımcıların homojen beklentilerinin olduğu bir piyasada yatırımcılar, risksiz yatırım ve M portföyünün bir kombinasyonunu kullanacaklardır.

1.2.2. Finansal Varlık Fiyatlama Modelinin Türetilmesi

Yatırımcı portföyünün a yüzdesini i varlığına geri kalanını da piyasa portföyüne koyarsa, i varlığının ağırlığının % değişimi portföyün getirisini de etkiler. a yüzdesi riskli bir i varlığı, (1-a) yüzdesi ise piyasa portföyünden oluşan herhangi bir portföy düşünelim. Söz konusu portföyün getirisi ve standart sapması aşağıdaki gibidir:

$$E(R_p) = aE(R_i) + (1 - a)E(R_M)$$

$$\sigma(R_p) = [a^2\sigma_i^2 + (1 - a)^2\sigma_M^2 + 2a(1 - a)\sigma_{iM}]^{1/2}$$

σ_i^2 : riskli i varlığının varyansı

σ_m^2 : piyasa portföyünün varyansı

σ_{im} : riskli i varlığı ve piyasa portföyünün kovaryansı

Piyasa getirisi ve i varlığından oluşan portföy getirisinin a'ya göre türevi bize $E(R_i) - E(R_m)$ yani risk primini verir. Portföy getirisinin standart sapmasının a'ya göre türevi ise aşağıda gösterilmiştir.

$$\frac{\partial \sigma(R_p)}{\partial a} = \frac{\sigma_{iM} - \sigma_M^2}{\sigma_M}$$

Getirinin varlığın portföydeki ağırlığının değişimine duyarlılığının, getirinin standart sapmasının varlığın portföydeki ağırlığının değişimine duyarlılığına oranı bize aşağıdaki dönüşümü verir. Burada "a" ağırlığına sahip portföyün ağırlığındaki değişiminin portföy getirisi ve riskine olan etkisi, denge halinde iken yani Şekil 1.4'de görünen M noktasında formüle edilmiştir. Bu noktada risk getiri eğrisinin eğimi,

$$\frac{\partial(R_p)/\partial a}{\partial\sigma(R_p)/\partial a} = \frac{E(R_i)-E(R_M)}{(\sigma_{iM}-\sigma_M^2)/\sigma_M} \quad \text{şeklinde ifade edilmektedir.}$$

Şekil 1.4’de gösterilen AM eğrisi, M denge noktasında sermaye piyasası doğrusunun eğimine teğettir (Copeland vd., 2005:150). Sermaye piyasa doğrusunun eğiminin $\frac{E(R_m-R_f)}{\sigma_M}$ olduğu görüldüğünde aşağıdaki eşitliğin varlığı söylenebilir:

$$\frac{E(R_i)-E(R_M)}{\frac{\sigma_{iM}-\sigma_M^2}{\sigma_M}} = \frac{E(R_M)-R_f}{\sigma_M}$$

Tekrar düzenlendiğinde aşağıdaki formül elde edilir:

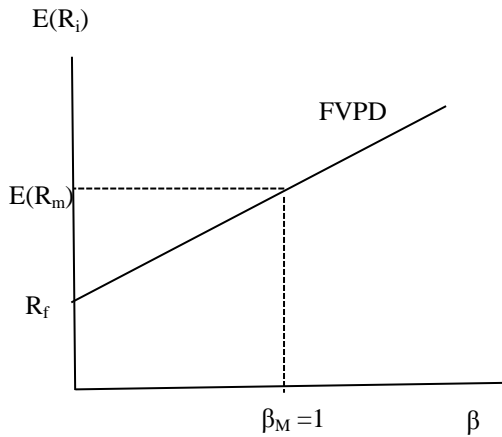
$$E(R_i) - R_f = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} [E(R_i) - E(R_M)]$$

ve

$$\frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} = \beta \text{ denirse,}$$

Finansal varlık fiyatlama modeli $E(R_i) = R_f + \beta(R_M - R_f)$ oluşturulur.

Grafikte de standart sapmanın yerini beta, ‘sermaye piyasası doğrusu’nun yerini ise finansal varlık piyasa doğrusu (FVPD) almıştır (Bkz Şekil 1.5)



Şekil 1.5 Finansal Varlık Piyasa Doğrusu

Kaynak: Copeland vd., 2005: 151

Beta değerleri, FVFM ile finansal varlıkları piyasa portföyüne bağladığından, bir tür sistematik risk endeksini oluşturur. Bunlar, farklı varlıkların sistematik risklerini derecelendirmek için kullanılır. Beta değeri 1’den büyük olan varlığın getiri oynaklığı

piyasaya göre yüksektir ve “agresif varlık” olarak tanımlanır. Beta değeri 1’den küçük olan varlık ise piyasaya göre daha az oynaktır ve “defansif varlık” olarak tanımlanır (Clark, 1991: 273).

Finansal varlık fiyatlama modelinin tanıtılmasıyla birlikte araştırmacılar modele ilişkin ampirik testler gerçekleştirmişlerdir.

1.2.3. Finansal Varlık Fiyatlama Modeline İlişkin Ampirik Testler

Finansal varlık fiyatlama modeline ilişkin yapılan çalışmalarda öncelikle standart form test edilmiştir. Finansal varlık fiyatlama modelinin standart formu,

$E(R_i) = R_f + \beta[E(R_M) - R_f]$ olarak yazılabilir. $E(R_i)$, i varlığının beklenen getirisidir. R_f , risksiz varlığın getirisi, $E(R_M)$ beklenen piyasa getirisi, β ise, i hisse senedinin piyasa riskidir. $E(.)$ terimleri beklenen değerleri ifade eder. Dolayısıyla gerçekte modelin bütün değişkenleri gelecekteki değerleri temsil etmektedir. Ancak gelecekteki beklentilerle ilgili geniş kapsamlı sistematik veri setleri bulunmadığı için bütün testler gerçekleşmiş veri üzerinden yapılmıştır. Bu uygulamanın geçerliliği ile ilgili öne sürülen düşünce ise piyasadaki beklentilerin genelde gerçekleştiği böylece uzun dönemde gerçekleştirmelerin beklentiler olarak ele alınmasının önemli bir sakınca yaratmadığıdır. Bu uygulama, FVFM’nin ele alınan zaman aralığındaki her dönem için geçerli ve β ’ların da sabit olduğunu varsaymaktadır (Özcam, 1997: 24-25). FVFM’nin ilk testlerinde β ’ları tahmin etmek için zaman serisi regresyonu kullanılmıştır. Elde edilen betalar ise kesit regresyonda kullanılarak R_f ve $R_m - R_f$ değerleri tahmin edilmeye çalışılmıştır. Lintner’in (1965) orijinal modeline göre, regresyonun sabit teriminin R_f kadar, regresyon katsayısının ise $(R_m - R_f)$ kadar olması bekleniyor. Ancak Black, Jensen ve Scholes (1972), Blume ve Friend (1973) ve Fama ve Mc Beth (1973), Stambaugh (1982), Fama ve French (1992) tarafından çalışmalarda söz konusu sonuçlara ulaşılamamıştır. Çalışmalarda, risksiz faiz oranı (R_f) bir aylık vadeli mevduat getirisi, piyasa getirisi (R_m) ise ABD hisse senetlerinden oluşturulmuş bir portföyün ortalama getirisidir. Beta ve beklenen getiri arasında pozitif bir ilişki olsa da, regresyon eğrisi yatay olmaya çok yakındır (Fama ve French, 2004: 32). Sabit terim ise, risksiz faiz oranı olan R_f den daha büyüktür (Fama ve French, 2004: 32). Diğer bir deyişle, tespit edilen R_f , gerçekleşenden daha yüksek, $R_m - R_f$ değerleri tahminlerin dışında gerçekleşmiştir. Önceki çalışmaları doğrular şekilde Fama ve French (2004), 1928 – 2003 yılları arasında işlem gören ABD hisse senetlerinden oluşturduğu ağırlıklandırılmış portföyü Sharpe-Lintner modeline göre test ettiğinde, beta değeri ve portföylerin beklenen getirilerinin arasındaki ilişkiyi temsil eden getiri çizgisinin modelin tahmin ettiği çizgiye göre oldukça yatay olduğunu; düşük

betalı hisse senetlerinin hesaplanan getirilerinin gerçekleşen getirilerden daha düşük olduğunu, yüksek betalı hisse senetlerinin hesaplanan getirilerinin ise gerçekleşen getirilerden daha yüksek olduğunu görmüştür (Fama ve French, 2004: s.33). Lintner'in modelinin ampirik çalışmalarda başarılı sonuç vermemesi üzerine, Black (1972), risksiz borç alma ve borç vermenin olmadığı bir versiyon geliştirdi. Çalışmasında, piyasa portföyünün risk-getiri yönünden etkinliğini risksiz faiz oranından borç alıp verme yerine riskli varlıkların sınırsız olarak kısa satışı mümkün olduğunda, portföylerin etkin olacağını belirtmiştir. Black versiyonuna göre, orijinal modelde risksiz faiz getirisi kadar olması beklenen sabit terimin piyasa getirisinden küçük olması ve betanın katsayısının pozitif olması modelin geçerliliği için yeterli olacaktır (Fama ve French 2004: 30). Söz konusu versiyon, Lintner'in orijinal modeli ile kıyaslandığında, ampirik çalışmalarda daha başarılı sonuçlar üretmiştir (Sharpe ve Cooper, 1972).

1.2.4. Finansal Varlık Fiyatlama Modeli Üzerine Eleştiriler

Finansal varlık fiyatlama modeli uygulamalarda geniş ölçüde kullanılmaktadır. Popüleriği, uygulamasının kolaylığından ileri gelmektedir. Etkin bir piyasada, tüm piyasa fiyatlarının her zaman gerçek değerinde olduğu söylenir ancak gerçek fiyat nedir? Finansal varlık fiyatlama modeli ile gerçek değer elde edildiği varsayılır. Ancak model test edildiğinde gerçekleşen fiyatlardan anlamlı sapmalar olursa modelin mi hatalı olduğu ya da piyasanın mı etkin olmadığı kestirilemez. Bu ikilem "ortak hipotez problemi" olarak adlandırılır. Bunun yanında, piyasa getirisini belirlerken piyasadaki mevcut tüm yatırım araçlarının getirilerini ağırlıklandırarak bir piyasa portföyü oluşturulması gerekir ki bu imkansıza yakındır. Fama ve French (2004), modelin değişkenlerinden biri olan tüm piyasanın bir örnek ile temsil edilebileceğini çünkü var olan tüm piyasanın ölçülemeyeceğini, bu nedenle de modelin testinin yapılamadığı ancak temsilcinin etkin piyasa eğrisi üzerinde olup olmadığının test edilebildiğini öne sürmüştür (2004, s. 34).

Finansal varlık fiyatlama modeli, sadece piyasa riskini göz önünde bulundurduğu için de eleştiri almıştır. Bu nedenle bir takım varyasyonları geliştirilmiştir. Merton (1973) Dönemler arası FVFM (ICAPM) ve Breeden (1979) Tüketim FVFM (CCAPM)'i geliştirmişlerdir. Yapılan bir takım çalışmalara göre, piyasa getirisi haricindeki faktörler, getiriyi piyasa getirisinden daha iyi tahmin etmektedir. Fama ve French, 3 faktör modeli çalışmasında (1992) şirket büyüklüğü ve defter değeri /piyasa değeri (dd/pd) oranını da modele eklemiştir. Üç faktör modeli,

$$E(R_i) - R_f = \beta_{im} [E(R_m) - R_f] + \beta_{is} E(SMB) + \beta_{ih} E(HML)$$

şeklinde ifade edilmektedir. SMB, küçük ve büyük hisse senetleri arasındaki getiri farkıdır. HML ise, yüksek ve düşük dd/pd olan hisse senetlerinin getirileri arasındaki farktır. Bu model, sadece piyasa riski yerine şirkete ait özellikleri de modele dahil etmekte ve böylece modelin tahmin gücünü arttırmaktadır. Ancak Fama ve French (2015) tarafından 3 faktör modeline ilave edilen karlılık ve yatırım faktörleri modelin gücünü daha da arttırmaktadır. Karlılık, gelirden satışların maliyeti, operasyon giderleri ve faiz giderleri düşüldüğünde kalan karlıdır. Yatırım ise, toplam varlıklardaki yıllık değişimdir (Fama ve French, 2015: 3). Söz konusu iki faktör eklendiğinde, dd/pd faktörü önemini yitirmektedir (Fama ve French, 2015: 2).

Basu (1977) düşük fiyat/kazanç (f/k) oranının piyasa getirisinden dahi iyi bir tahminci olduğunu öne sürmüştür. Banz (1981), firma büyüklüğünün önemli olduğunu iddia etmiştir. Banz (1981)'e göre, küçük firmalar anormal getiriler sağlayabiliyorlardı. Bhandari (1988), borç/özkaynak oranının hisse senedi getirilerine anlamlı pozitif etki yaptığı sonucunu elde etmiştir. Statman (1980), yüksek dd/pd oranına sahip firmaların piyasa getirisinin tahmin ettiğinden daha yüksek getiri elde ettiğini öngörmüştür. Chan vd. (1991) dd/pd ile Japon hisse senedi getirileri arasında yüksek ilişki bulmuştur. Capaul vd. (1993) da benzer bir etkiyi dört farklı Avrupa piyasası ve yine Japon piyasasında tespit etmişlerdir. Fama ve French (1998) ise ABD hisselerinin getiri testinde ortaya çıkan problemlerin ABD piyasalarında işlem görmeyen diğer 12 dev piyasada ve başka gelişmekte olan piyasalarda işlem gören hisse senetlerinin getiri tahmininde de gerçekleştiğini bulmuştur. Bu da bize, finansal varlık fiyatlama modeli ile ilgili sorunların sadece bir takım örneklemelere özgü olmadığını göstermektedir. Jegadeesh ve Titman (1993) tarafından belirlenen sonuçlara göre, son 3-12 ay arasında iyi performans gösteren hisse senetleri bir kaç ay daha iyi performans göstermeye devam ediyor, kötü performans gösterenler ise yine bir kaç ay daha kötü performans göstermeye devam ediyor. Söz konusu etki, literatürde “momentum etkisi” olarak geçmektedir.

Piyasa getirisinin yanında şirket büyüklüğü, dd/pd, borç/özkaynak oranı, momentum etkisi gibi faktörlerin beklenen varlık getirisinin tahminine olumlu etki yaptığı öne sürülmüştür. Bunların yanında, aşağıda açıklanacak olan alternatif modeller geliştirilmiştir

1.2.4.1. Dönemler Arası Finansal Varlık Fiyatlama Modeli

Merton (1973) tarafından geliştirilen “Dönemler arası” finansal varlık fiyatlama modeli gelecekteki getirilerin dağılımını tahmin eden, varlık ve durum değişkenlerini¹ içeren doğrusal bir modeldir. Geleneksel model ile “dönemler arası” finansal varlık fiyatlama modeli arasındaki temel fark, “dönemler arası” modelin, yatırımcıların gelecekte gerçekleşebilecek veya standart FVFM ile öngörülemeyen risklerin tahminini mümkün kılan durum değişkenlerini içermesidir. Geleneksel modelde yatırımcı risksiz varlık ve piyasa portföyünü elinde bulundururken dönemler arası modelde, risksiz varlık ve piyasa portföyü ile yanında bir hedge portföyünü de bulundurur. Hedge portföyü, durum değişkenleri ile maksimum korelasyon gösterir ve böylece durum değişkeninin varyansına karşı mümkün olan en yüksek korumayı sağlar (Rudolph ve Ziemba, 2004: 976). Geleneksel modelin yatırımcısı gibi, “dönemler arası” modelin yatırımcısı da yüksek getiri düşük varyans tercih eder. Ancak “dönemler arası” modelin yatırımcıları, portföy getirilerinin durum değişkenleri ile olan kovaryanslarını da dikkate alır. (Fama ve French, 2004: 38).

Modelde belirsizlik, sadece menkul kıymetlerin gelecekteki değerleriyle ilgili değil aynı zamanda durum değişkeni olarak ifade edilebilen bir çok değişkenle ele alınır. Dönemler arası model, varlıkların beklenen getirisinin bütün bu risk kaynaklarına olan duyarlılıkları tarafından belirlenir.

$$R_i - R_f = \beta_{iM} (R_M - R_f) + \beta_{i1} (R_{I1} - R_f) + \beta_{i2} (R_{I2} - R_f) + \dots$$

R_{Ij} : Piyasa portföyü dışında tutulan diğer portföylerin beklenen getirileri

β_{ij} : Varlığın diğer risk kaynaklarını ortadan kaldırmak için tutulan portföye olan duyarlılıkları

Modelde, yatırımcıların kendilerini ilgilendirecek diğer risk kaynaklarını ortadan kaldırmak için çeşitli portföyler tutacakları ve bu portföylerin beklenen getirilerinin söz konusu risklere karşı bir güvence sağlayacağı varsayılmaktadır. Faff ve Chan (1998) yaptıkları çalışmada, piyasa portföyü ve altın hedge portföyü olmak üzere iki portföy üzerinden varlık fiyatlaması yapmaya çalışmışlardır. Altını hedge portföyü olarak seçmelerinin nedeni, enflasyon olduğunda veya politik riskler olduğunda altının daima koruma özelliği olmasıdır (Faff ve Chan, 1998: 186).

¹ Durum değişkenleri kar payı getirisi, 1 yıl vadeli tahvil ile 10 yıl vadeli tahvil arasındaki getiri farkı, Moody's tarafından derecesi BBA olarak belirlenen bir şirket tahvili ile 10 yıllık bir tahvilin getirisi arasındaki fark gibi alternatif getiriyi (Petkova, 2006) veya t ve t+1 zamanındaki ajan maliyeti, tüketim maddeleri fiyatları gibi farklı maliyetleri tanımlayan değişkenlerdir.

$R_{it} = \alpha_i + \beta_{im} R_{mt} + \beta_{ih} R_{ht} + e_{it}$ şeklinde ifade edilen modelde R_{mt} , ağırlıklandırılmış yerel piyasa portföyünün getirisi, R_{ht} ise altın hedge portföyünün getirisidir. İki beta değeri de çalışmada anlamlı bulunmuştur. Tekrar özetlemek gerekirse, dönemler arası modelde, alternatif portföyler ve yatırım araçları getirileri dikkate alınmaktadır.

1.2.4.2. Arbitraj Fiyatlama Teorisi (AFT)

AFT’de dönemler arası modele göre daha fazla ekonomik ve piyasa değişkenlerinin modele katılması söz konusudur. Gehr (1975) tarafından ilk çalışması yapılan ve Ross (1976) tarafından geliştirilen arbitraj fiyatlama teorisi, FVFM modeline yapılan en önemli eleştiriyile beraber geliştirilmiştir. Ortak hipotez problemi ile bağlantılı olarak FVFM’nin test edilemez olması üzerine, FVFM’e göre test edilebilir bir alternatif sunmaktadır. AFT, bir varlığın getirisinin k faktörün doğrusal fonksiyonu olduğunu ileri sürdüğü genel bir formül öneriyor. AFT’de yine mükemmel rekabet ortamı ve sürtünmesiz sermaye piyasası varsayımından hareket var. Teoriye göre, eldeki varlık sayısının faktör sayısından çok daha fazla olması gerekir.

Arbitraj portföyünün başka bir deyişle kendi kendini finanse edebilen bir portföyün oluşturulabilmesi için yapılan işlem eldeki bazı varlıkları satıp elde edilen gelire başka bir varlık almaktır.

Risksiz bir arbitraj portföyü için, sistematik ve sistematik olmayan risklerin elimine edilmesi gerekir. Bunu yapabilmek için 3 koşulu yerine getirmek gerekir (Copeland vd, 2005: 177):

- 1) Yatırım oranlarındaki küçük % değişimlerine karar vermek
- 2) Büyük miktarda varlığa çeşitlendirme yapılması
- 3) % değişimleri seçerek böylece her k faktörü için sistematik risk bileşenlerini sıfırlamak

$R_p = \sum w_i E(R_i)$ Dengede, portföy getirisi “0” olur.

Arbitraj portföyü, teorik olarak risk içermiyor ve yeni sermaye gerektirmiyor. Eğer arbitraj portföyünün getirisi sıfır olmasaydı sermaye ve risk gerektirmeden sonsuz getiri sağlanabilirdi. Eğer piyasa dengede ise böyle bir getiri mümkün değildir. Aynı şekilde bireysel yatırımcı portföyünden hoşnutsa, başka deyişle dengede ise, tüm arbitraj portföylerinin getirisi sıfır olmalıdır.

Bu özellik bize bilinen arbitraj fiyatlama modelini getirmiştir.

$$E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \dots + \lambda_k b_{ik}$$

λ_j , sadece j. faktöre birim duyarlılık gösteren diğer faktörlere duyarsız olan beklenen portföy getirisinden risksiz faiz oranının çıkarılması ile bulunan getiridir.

$$\lambda_k = \lambda_k - r_f$$

Burada, λ_k , sadece j. faktöre birim duyarlılık gösteren diğer faktörlere duyarsız olan beklenen portföy getirisidir.

b_{ij} , i varlığının j ortak faktörüne olan duyarlılığıdır.

λ_0 , risksiz getiri özelliğindedir. $\lambda_1, \lambda_2 \dots$ portföylerde değişse dahi, λ_0 değişmez.

Arbitraj fiyatlama modelinin finansal varlık fiyatlama modeline göre daha iyi tarafı yatırımcı, finansal varlık fiyatlama modelinin betaya göre sunduğu portföy olan P portföyü yerine tercih edeceği betalar (b_1, b_2, \dots, b_k) kombinasyonunda aynı getiriye sahip başka bir portföy seçebilecektir. Örneğin kamu emeklilik fonu yöneticisi, fonun endüstriyel üretime olan duyarlılığı ile ilgilenmiyordur ancak enflasyondaki değişimlere olan duyarlılığıyla fazlasıyla ilgileniyordur. Dolayısıyla portföyünü buna göre şekillendirebilir. Örneğin elinde 3 farklı varlıklı bir portföy bulduran bir yatırımcı, portföyünü etkileyen 2 faktör varsa yukarıdaki formül üzerinden her bir varlığın getirisini hesaplar.

$$E(R_1) = R_f + (\lambda_1 - r_f) * b_{11} + (\lambda_2 - r_f) * b_{12}$$

$$E(R_2) = R_f + (\lambda_1 - r_f) * b_{21} + (\lambda_2 - r_f) * b_{22}$$

$$E(R_3) = R_f + (\lambda_1 - r_f) * b_{31} + (\lambda_2 - r_f) * b_{32}$$

Burada R_f değerleri sabit ancak λ ve b değerleri her bir varlık ve faktör için değişecektir.

Hesaplanan beklenen getiriler içerisinde beklenen getirisi en yüksek olan varlığın ağırlığı artırılır ve diğerlerinininki azaltılır. Böylece riski değişmeden portföyün getirisi artmış olur (Copeland vd., 2005: 181). Eğer fiyat dengeden sapma gösterirse, arbitraj fiyatı dengeye getirir. Nihai olarak AFT ortaya koyduğu ilişkiler çerçevesinde varlık fiyatlarının piyasada arbitraja imkan vermeyecek şekilde dengede olacağını ifade eder. İsmindeki “arbitraj” kelimesi bundan kaynaklanmaktadır (Özçam, 1997: 29).

Roll & Ross (1980), Reinganum (1981), Chen (1983) ve başka araştırmacılar, AFT üzerine ampirik çalışma yapmışlardır. En az 3 en fazla 4 faktör bulunmuştur. Bu faktörlerden biri de firma büyüklüğüdür. (Reinganum 1981). Bu çalışmaların bir kısmında varlığın en son dönemdeki getirisinin açıklayıcı etkisi bulunmamış bazısında ise bulunmuştur (Copeland vd., 2005: 187). Roll ve Ross (1980), λ_0 'ı 38 portföy grubu üzerinde test etmiş ve risksiz getirinin bu gruplar arasında farklılık göstermediğini reddedememiştir. Chen (1983) FVFM ve AFT

nin performansını karşılaştırdığı bir çalışma yapmıştır ve AFT'nin FVFM'in hata terimlerini açıkladığı ancak FVFM'in AFT'nin hata terimlerini açıklayamadığı sonucuna varmıştır. Bu da, AFT'nin daha güçlü bir model olduğunun bir kanıtıdır. Chen, Roll ve Ross (1986) farklı makroekonomik değişkenlerin etkisini 5 portföy üzerinde araştırmışlardır ve endüstriyel üretim endeksi, default risk primindeki değişmeler, faiz oranlarında değişme, beklenmeyen enflasyon olmak üzere 4 adet faktör belirlemiştir.

1.2.4.3. Tüketim Finansal Varlık Fiyatlama Modeli

Tüketim Finansal varlık fiyatlandırma modeli (CCAPM), varlıkların getirilerinin, piyasa getirisinden ziyade toplam tüketime göre belirlendiği düşünülerek Breeden (1979) tarafından geliştirilmiştir. Model, finansal varlığın risk priminin, varlığın getiri ve tüketim arasındaki kovaryans ile orantılı olması üzerine kurulmuştur. Geleneksel modeldeki beta, bu modelde tüketim betasıdır. Bir varlığın getirisinin toplam tüketimle olan kovaryansı, varlık fiyatlandırma için tek gerekli parametredir. Sonuç olarak, bir varlığın tüketime göre betası ne kadar yüksekse, beklenen getiri o kadar yüksektir.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i C_t + e_{it}$$

R_{it} : t döneminde i varlığının getiri oranı

C_t : t döneminde kişi başına toplam tüketimdeki artış oranı

e_{it} : Hata terimi

Bu yöntemin, klasik modele göre piyasa portföyünün kapsadığı bilgiden daha fazlasını modele dahil ettiği ileri sürülmektedir. Çünkü piyasa portföyünde insan sermayesi, gayri menkul gibi faktörler modele dahil edilememektedir. Ayrıca, önerilen sermaye harcaması, piyasa portföyünden ziyade toplam tüketimle daha ilintili olan nakit akımlarını yansıtmaktadır. Böylece, varlık fiyatlandırma modelinin sermaye bütçelemesinde kullanılmasına daha çok imkan vermektedir (Breeden, 1979: 292). Ancak bu yöntemin zorlukları vardır. Anlık tüketim oranları hesaplanamamaktadır. Ancak haftalık, aylık, çeyreklik ya da yıllık olarak toplanmış şekilde hesaplanabilmektedir. Bu da toplama yanlışlığı oluşturmak suretiyle, ölçülen tüketim büyümesinin varyansını küçülttüğü için tüketim oranlarında otokorelasyon olmasa bile pozitif otokorelasyon varmış gibi göstermektedir. Aynı yanlışlık, tüketim ve getiri arasındaki kovaryansı da olduğundan düşük göstermektedir (Breeden, vd., 1989: 259). Diğer handikaplar, sadece mevcut faydayı sağlayan ürünlerin tüketimi dahil edilmesi ve mevcut veride önemli ölçü hataları olmasıdır. Oysa piyasa portföyünde yer alan fiyatlar çok küçük bir hatayla ölçülebilmektedir (Breeden 1979: 291). Mankiw ve Shapiro (1986) 1959 – 1982 yılları arasında S&P da işlem gören 464 hisse senedinin getirilerinin ve bu dönemde ABD nin

tüketimini incelemişler. Bu çalışmanın sonuçlarına göre ise tüketim yönelimli model geleneksel modele göre daha yüksek risksiz faiz oranı ancak daha düşük beta öngörmüştür. Çalışmada, geleneksel modelin öngördüğü beta katsayısı tüketim betasının katsayısına göre daha büyük ve anlamlıdır. Geleneksel modelin, tüketim yönelimli modele göre daha iyi performans gösterdiği öne sürülmüştür. Breeden vd.'nin (1989) 1929 – 1982 yılları arasında ABD de işlem gören hisse senedi getirilerini konu ettikleri ampirik çalışmanın sonuçlarına göre, riskin piyasa fiyatı önemli derecede pozitif ve reel faiz oranı sifıra yakın bulunmuştur. Geleneksel yöntem ve tüketim modelinin sonuçlarının ise birbirine yakın olduğu tespit edilmiştir.

1.2.4.4 . Zamana Bağlı Değişen Finansal Varlık Fiyatlama Modeli

Geleneksel Finansal Varlık Fiyatlama Modeline en büyük eleştirilerden biri, risk priminin dolayısıyla betanın zamana bağlı olarak değiştiğidir. Black, Jensen ve Scholes (1972) çalışmalarında, sabit terim olan α 'nın durağan olmadığını tespit etmişlerdir (1972: 15). Fama ve Mac Beth (1973: 625), piyasa risk primlerinin zamana bağlı olarak değiştiğini öne sürmüşlerdir. Zamana bağlı olarak değişen finansal varlık fiyatlama modeline ilişkin yapılan çalışmalar en temelde Black (1972) ve Merton (1980)'e dayanmaktadır.

Etkin portföy, minimum risk ile maksimum getiriye sağlayan portföydür. Cass ve Stiglitz (1970), varlık getirileri beraber normal değil ancak keyfi ise, o zaman etkin portföylerin iki temel portföyün ağırlıklı ortalamaları şeklinde yazılabilir olduğunu belirtmişlerdir. Black (1972), her etkin portföyün iki temel portföyün ağırlıklı ortalaması olduğunu ve iki portföy bileşeninden oluşan portföyün varyansının minimize edilmesi gerektiğini belirtmiştir.

$$\text{Var}(\mathbf{R}_k) = \sum \sum x_{ki} x_{kj} \text{cov}(\mathbf{R}_i, \mathbf{R}_j); \quad (1.1)$$

$$\mathbf{E}(\mathbf{R}_k) = \sum x_{kj} \mathbf{E}(\mathbf{R}_j); \quad (1.2)$$

$$\sum x_{kj} = 1. \quad (1.3)$$

(1.1) i (1.2) e göre minimize etmek için S_k ve T_k Lagrange çarpanları kullanıldığında,

$$\text{Var}(\mathbf{R}_k) = \sum \sum x_{ki} x_{kj} \text{cov}(\mathbf{R}_i, \mathbf{R}_j) - 2 S_k [\sum x_{kj} \mathbf{E}(\mathbf{R}_j) - \mathbf{E}(\mathbf{R}_k)] - 2 T_k [\sum x_{kj} - 1] \quad (1.4)$$

(1.4) in x_{ki} e göre türevi alındığında,

$$\sum x_{kj} \text{cov}(\mathbf{R}_i, \mathbf{R}_j) - S_k \mathbf{E}(\mathbf{R}_i) - T_k = 0 . \quad (1.5)$$

$$S_k \mathbf{E}(\mathbf{R}_i) + T_k = \sum x_{kj} \text{cov}(\mathbf{R}_i, \mathbf{R}_j) \quad (1.6)$$

(1.6), tek bir dönem için i varlığının i ve j varlıkları arasındaki kovaryansla ilişkili olduğunu belirtmektedir. Zamana bağlı değişen finansal varlık fiyatlama modelinde tek bir dönem yerine genelleştirilerek çalışma yapılmıştır.

Merton (1980), beklenen piyasa risk getirisinin sabit bir riskten kaçınma katsayısı ile piyasa varyansının çarpımı olduğunu öne sürmektedir. Merton (1980), piyasanın beklenen getirisini yine piyasanın varyansının bir fonksiyonu olarak görmüş ve beklenen piyasa getirisi ile piyasa varyansı ilişkisini birim risk başına ödül (reward- to- risk ratio) olarak belirtmiştir ve bu ilişkiyi sabit kabul etmiştir.

$$\alpha - r = Yg(\sigma^2) \quad (1.7)$$

Burada, $\alpha - r$ risk primi; Y sabit riskten kaçınma katsayısı, $g(\sigma^2)$ ise varyans fonksiyonudur.

Yatırımcı sabit bir riskten kaçınma fayda fonksiyonuna sahiptir ve risk başına ödül de sabit ve yatırımcının görel risk kaçılımına eşit olmalıdır (Merton, 1980: 329). Servetteki değişimin varyansı; kar payı getirisi, alternatif tahvil tipleri arasındaki getiri farkı, tahvilin vadesinden kaynaklanan getiri farkları gibi alternatif getirilerin değişiminden kaynaklanan varyanstan çok daha büyük olacağı için risk başına ödül sabit kabul edilmiştir (Ng, 1991: 1509). Buna destek olacak şekilde daha önce, Pratt (1964), lokal görel risk kaçılımı sabit olduğunda, global görel risk kaçılımının da sabit olacağını belirtmiştir. Finansal varlık fiyatlama modelinde sabit katsayı anlamlı olduğunda, Black (1972)'de belirtilen zamana bağlı değişen kovaryanslar etkin portföy olması koşulu altında beklenen varlık getirisi ile ilişkili olacaktır.

Frankel'in (1982) yaptığı çalışma, konu hakkında bir sonraki önemli çalışmadır. Çalışmada, 6 adet döviz kuru için risk primi olduğunu ispatlamaya çalışmıştır. Boş hipotezler, riskten kaçınma katsayısının sıfır olduğu, ülke varlıklarının mükemmel bir şekilde birbirlerinin yerine kullanılabileceği ve risk primlerinin olmadığıdır. Çalışmada risk priminin zamana bağlı değişmesine izin verilmiştir (Frankel, 1982: 257) ve ortalama varyans etkinliğinden portföy denge denklemi türetilmiştir. Şu şekilde ifade edilmektedir:

W_t 'nin gerçek servet olduğunu düşünelim. Yatırımcı varlıklarını mark, yen, pound, frank ve Kanada Dolarına paylaşmak istiyor. Amerikan Dolarına paylaştırılan kısım $(1 - x'_t)$ dir. ι , beş adet 1 değerinden oluşan sütun vektördür. Dönem sonundaki gerçek servet değeri,

$$\begin{aligned} W_{t+1} &= W_t + W_t x'_t r_{t+1} + W_t (1 - x'_t) r_{t+1}^S \\ &= W_t [x'_t (r_{t+1} - r_{t+1}^S) + 1 + r_{t+1}^S] \end{aligned}$$

Burada, $r'_{t+1} \equiv [r_{t+1}^{DM} \dots r_{t+1}^{C\$}]$ beş ülkeye ait döviz varlıklarının gerçek getirilerini ifade eden vektördür. J . Varlığa ait gerçek getiri ise,

$$1 + r_{t+1}^j \equiv \frac{1+i_t^j}{(1+\pi_{t+1}^{\$})(1+\Delta s_{t+1}^j)} \approx 1 + i_t^j - \pi_{t+1}^{\$} - \Delta s_{t+1}^j$$

i_t^j , j tahvillerine birim dönemde işleyen faiz oranıdır. $\pi_{t+1}^{\$}$, t döneminde Dolar cinsinden ifade edilen enflasyon oranı, Δs_{t+1}^j , j dövizinin t döneminde dolara karşı kaybettiği değerdir. Benzer şekilde dolar varlığının gerçek getirisi,

$$1 + r_{t+1}^{\$} \equiv \frac{1+i_t^{\$}}{1+\pi_{t+1}^{\$}} \approx 1 + i_t^{\$} - \pi_{t+1}^{\$} \text{ olarak ifade edilmektedir.}$$

Ortalama olarak ifade edersek, dolara göre beş adet döviz getirisini temsil eden vektörün gösterimi,

$$r_{t+1} - r_{t+1}^{\$} \approx i_t - i_t^{\$} - \Delta s_{t+1} \text{ olmaktadır.}$$

Bir döviz varlığının dolara göre gerçek getirisi basit olarak, dolar ve diğer dövizin arasındaki faiz oranı farkından diğer dövizin dolar karşısında kaybettiği değer düşürüldüğünde kalan değerdir. Böylece $t+1$ dönemindeki varlık getirisi,

$$W_{t+1} = W_t [x'_t (i_t - i_t^{\$} - \Delta s_{t+1}) + 1 + i_t^{\$} - \pi_{t+1}^{\$}] \text{ olmaktadır.}$$

α' yı, Almanya, İngiltere, Japonya, Fransa ve Kanada tarafından üretilen ürünlerin tüketim payları olarak belirleyelim. $[1 - \alpha' i]$, Amerika tarafından üretilen ürünlerin tüketim payı olsun. Bu durumda dolar enflasyon endeksi aşağıdaki gibi tanımlanmakla beraber

$$\pi_t^{\$} = \alpha' (\pi_t - \Delta s_t) + (1 - \alpha') \bar{\pi}_{US_t}^{\$}$$

$$\pi_t \equiv (\bar{\pi}_{GT_t}^{DM} \bar{\pi}_{UK_t}^{\pounds} \bar{\pi}_{J_t}^{\text{¥}} \bar{\pi}_{F_t}^{\text{F}} \bar{\pi}_{C_t}^{C\$}) \text{ ve } \bar{\pi}_{US_t}^{\$}$$

6 ülkenin ürünlerindeki enflasyon oranlarını temsil etmektedir. $(\bar{\quad})$ işareti, ürün fiyatlarının değil döviz kurunun tahmin edilemez olduğunu belirtmektedir.

Servetin dönem sonundaki değeri ve varyansı, şimdiki bilgiye bağlı olarak şöyledir:

$$E(W_{t+1}) = W_t x'_t (i_t - i_t^{\$} - \Delta s_{t+1}) + 1 + i_t^{\$} - \alpha' (\pi_{t+1} - E \Delta s_{t+1}) - (1 - \alpha') \bar{\pi}_{US_t}^{\$}$$

$$\begin{aligned} V(W_{t+1}) &= W_t^2 [V(-x'_t \Delta s_{t+1} + \alpha' \Delta s_{t+1})] \\ &= W_t^2 [(-x'_t + \alpha') \Omega (-x_t + \alpha)] \end{aligned}$$

Burada dövizin değer kaybının varyans –kovaryans matrisi şöyle tanımlanmaktadır:

$$\Omega \equiv E(\Delta s_{t+1} - E \Delta s_{t+1})(\Delta s_{t+1} - E \Delta s_{t+1})'$$

Yatırımcılar, ortalama – varyans fonksiyonunu maksimize ederler,

$$F[E(W_{t+1}), V(W_{t+1})].$$

Fonksiyonun x_t 'e göre türevini alırsak, portföy payları vektörü

$$\frac{dF}{dx_t} = F_1 \frac{dE(W_{t+1})}{dx_t} + F_2 \frac{dV(W_{t+1})}{dx_t} = 0$$

$$F_1 W_t (i_t - ii_t^{\$} - \Delta s_{t+1}) + F_2 W_t^2 2 \Omega (x_t - \alpha) = 0$$

Görel risk kaçınımı katsayısı $\rho \equiv -F_2 W_t^2 / F_1$ sabit kabul edilmektedir (Pratt, 1964).

Bu durumda,

$$i_t - ii_t^{\$} - \Delta s_{t+1} = \rho \Omega (x_t - \alpha)$$

$$i_t - ii_t^{\$} - \Delta s_{t+1} = \rho \Omega (x_t - \alpha) + \varepsilon_{t+1} \quad \text{sonucu elde edilir.}$$

Burada ρ , riskten kaçınma katsayısı ve Ω , hata terimlerinin varyans-kovaryans matrisidir. i_t ve Δs_{t+1} ABD doları haricindeki diğer 5 döviz kuru vektörüdür (Frankel, 1982: 258). Yöntem olarak, o dönem ekonometride henüz kullanılmayan maksimum olabilirlik yöntemi kullanılmıştır. Varyans kovaryans matrisi ilk defa olarak bu çalışmada hata terimlerinin kovaryans matrisi olarak hesaplanmıştır (Frankel, 1982: 260).

Çalışmada, boş hipotez reddedilememiştir. Risk priminin varyans-kovaryans matrisi ile ilişkisi ispatlanamamıştır.

Bu tespitler, zamana bağlı değişen beta çalışmalarının dayanaklarından biri olmuştur. Zamana bağlı değişen beta ile ilgili ilk çalışmalardan bir diğeri, Gibbons ve Ferson (1985) tarafından yapılmıştır. Çalışmalarında, koşullu beklenen getirilerin koşullu hareketlerini incelemiştir.

Çalışmadaki yaklaşımları, tek bir risk primli finansal varlık fiyatlama modelini örnek olarak çoklu risk primi modelleri geliştirmektedir. Testler, bu getirilerin zamana bağlı değiştiğini ortaya koymuştur (Gibbons ve Ferson, 1985: 217). Zamana bağlı koşullu değişen kovaryanslar Ferson, Kendall ve Stambaugh (1987) tarafından da çalışılmıştır. Beklenen risk primi ve piyasa betalarının zamana bağlı olarak değişmelerine izin veren fiyatlama modellerini test etmişlerdir. Hisse senetlerini içeren 10 adet portföyün getiri verilerini kullandıkları çalışmada, çalışmaya konu olan endeksin koşullu ortalama-varyans etkinliğini 1963 - 1982 aralığı için reddetmişlerdir. Tekli risk primi modeli ise, risk primi zamana bağlı değiştiği sürece geçerli idi.

Bollerslev, Engle ve Woolridge (1988), hisse senedi, tahvil ve hazine bonusu getirileri için çok değişkenli genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans süreci hesapladı.

$$\mu_t = \lambda H_t w_{t-1}$$

μ_t , varlığın beklenen fazla (excess) getirisi; H_t , kovaryans terimi; w_{t-1} ise bir önceki dönem sonunda varlığın portföydeki ağırlığı olarak kabul edildiğinde $H_t w_{t-1}$, varlığın piyasa ile olan kovaryansıdır. Çalışmada, kovaryansların zaman boyunca oldukça değişken

olduğunu ve bunların, zamana bağlı olarak değişen risk priminin belirlenmesinde önemli bir faktör olduğunu ortaya çıkardı.

Harvey (1989), koşullu kovaryanslarda zamana bağlılığa izin veren varlık fiyatlama modeli testleri önermiştir. Veri olarak çalışmada, NYSE’de işlem gören hisse senetlerinden piyasa değerine göre oluşturulmuş portföylerin Eylül 1941-Aralık 1987 tarihleri arasındaki aylık getirileri ele alınmıştır.

$$E[r_{jt}|Z_{t-1}] = \lambda cov[r_{jt}, r_{mt}|Z_{t-1}] \quad (1.8)$$

λ , piyasa portföyünün getirisinin piyasanın koşullu varyansına oranıdır. Sabit kabul edilmektedir. $E[r_{jt}|Z_{t-1}]$, Z_{t-1} bilgisine koşullandırılmış beklenen varlık getirisidir. $cov[r_{jt}, r_{mt}|Z_{t-1}]$ ise, Z_{t-1} bilgisine koşullandırılmış piyasa ve varlık arasındaki koşullu kovaryanstır. λ katsayısı, yatırımcının bir birim risk karşılığında elde ettiği ödüdür. Koşullu kovaryanslar, Generalized method of moments (GMM) yöntemiyle hesaplanmıştır.

Çalışmanın sonucuna göre yüksek getiriler yüksek kovaryanslarla olumlu yönde ilişkilidir (Harvey, 1989: 315). Harvey’e göre, Sharpe-Lintner modeli, getirilerin dinamik hareketlerini yakalayabilmekten uzaktır.

Ng (1991), piyasa risk priminin piyasa varyansına oranının, beklenen koşullu fazla getirilerin ve risklerin zamana bağlı olarak değişmesine izin veren bir model geliştirdi. Çalışmasında, beklenen getirilerin, koşullu varyans ve kovaryansların değişmelerine izin veren çok değişkenli testler gerçekleştirdi. Getirilerin koşullu varyans matrisinin genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans sürecini izlediği varsayılırken, getirilerin koşullu korelasyon matrisinin zamana bağlı olarak değişmediği kabul ediliyordu (Ng, 1991: 1508). Çalışmada, iki adet veri seti kullanıldı. İlk veri setinde, hisse senetleri betalarına göre sıralanırken ikinci veri setinde firma büyüklüğüne göre sıralanıyordu. Sonuçlar, portföy oluşturma tekniğine karşı duyarlı idi. Beklenen fazla getirilerin ve getiri/risk oranının zamana göre önemli ölçüde değiştiği çalışmada gösterildi. Ayrıca, betalarına göre düzenlenen veri seti ile yapılan çalışmada finansal varlık fiyatlama modeli kabul edilirken firma büyüklüğüne göre oluşturulan veri setinin sonuçlarına göre model reddedildi (Ng, 1991: 1520).

Ng (1991), denklem (1.8) de belirtilen modeli biraz daha detaylandırmıştır. Detaylandırmadan önce, Black (1972) çalışmasına gönderme yaparak (denklem 1.6), zero beta portföylerin üzerinde getiri elde eden portföyün getirisini şöyle tanımlamıştır:

$$E[(R_{it}-R_{zt}) | \Psi_{t-1}] = \lambda_{0t} \text{cov}(R_{mt}, R_{it} | \Psi_{t-1}) \quad (1.9)$$

Koşullu piyasa getirisi ise şöyle açıklanmaktadır:

$$E[(R_{mt}-R_{zt}) | \Psi_{t-1}] = \lambda_{0t} \text{var}(R_{mt} | \Psi_{t-1}) \quad (1.10)$$

Denklem (1.10), Merton'ın (1980) çalışmasında önerilen risk başına ödülü piyasanın fazla getirisi üzerinden açıklamaktadır.

Denklem (1.9) ve (1.10), risksiz varlığın olmadığını kabul etmektedir. Bir risksiz varlık olduğunu kabul ettiğimizde, (1.9) daki R_{zt} i R_f ile değiştiririz. Bu, Merton'ın (1980) sabit görel riskten kaçınma davranışı etkisinde beklenen piyasa risk primi analizine uygunluk gösterir. Ayrıca Black (1972), risksiz yatırım aracı olduğunda, R_z yerine R_f kullanılabileceğini belirtmiştir. Merton (1980), λ_{0t} yerine λ_0 kullanmış başka deyişle birim risk başına ödülü (reward- to- risk ratio) sabit kabul etmiştir. Çünkü yatırımcı sabit bir riskten kaçınma fayda fonksiyonuna sahiptir ve λ_0 da sabit ve yatırımcının görel risk kaçılımına eşit olmalıdır (Merton, 1980: 329). Yukarıda belirtildiği gibi, servetteki değişimin varyansı, durum değişkenlerinin değişimindeki varyanstan çok daha büyük olacağı için λ_{0t} , λ_0 olarak kabul edilmiştir. Pratt (1964), lokal görel risk kaçılımı sabit olduğunda, global görel risk kaçılımının da sabit olacağını belirtmiştir.

λ_{0t} 'nin zaman içerisinde sabit olacağını ve denklem (1.10) da belirtilen piyasa getirisi fazlasının varyansının doğrusal olduğu farzedildiğinde (Ng, 1991: 1509),

$$E[(R_{it} - R_{zt}) | \psi_{t-1}] = \frac{[\delta_0 + \lambda_0 \text{var}(R_{Mt} | \psi_{t-1})] \text{cov}(R_{Mt}, R_{it} | \psi_{t-1})}{\text{var}(R_{Mt} | \psi_{t-1})} \quad (1.11)$$

Denklem (1.9) ve denklem (1.10) birarada ele alındığında,

$$\lambda_0 = \frac{E[(R_{mt}-R_{zt}) | \psi_{t-1}]}{\text{var}(R_{mt} | \psi_{t-1})} \quad (1.12)$$

(1.12) denklemindeki λ_0 değerini denklem (1.9) a koyulursa

$$\beta = \frac{\text{cov}(R_{it}, R_{mt} | \psi_{t-1})}{\text{var}(R_{mt} | \psi_{t-1})} \quad (1.13)$$

çıkarımı yapılabilir.

Denklem (1.11), zero beta FVFM'nin bir varyantı olarak düşünülebilir. δ_0 , risksiz borç alıp vermeden doğan işlem maliyetlerini temsil etmektedir. Model aynı zamanda, eğer δ_0 'ın kar payı kazançlarını temsil ediyorsa, Litzenberger ve Ramaswamy (1979) nin vergi sonrası FVFM modeline de paralellik göstermektedir. Anlamlı bir δ_0 , kar payı kazançları ve işlem maliyetleri gibi klasik modele dahil edilmeyen etkileri içermektedir. Bu durumda, zero beta portföyün beklenen getirisi ile piyasanın varyansı arasındaki kovaryans 0 olmayacağı ileri sürülmektedir.

Minimum varyans zero beta portföyün beklenen getirisi zaman içinde sabit olarak kabul edildiğinde ve r_f , t-1 zamanda gözlemlendiğinde, Denklem (1.11) matris notasyonu ile şöyle ifade edilebilir:

$$E[r_t | \Psi_{t-1}] = \alpha_0 + (\delta_0 + \lambda_0 \omega'_{t-1} \Omega_t \omega_{t-1}) (\omega'_{t-1} \Omega_t \omega_{t-1})^{-1} \Omega_t \omega_{t-1} \quad (1.14)$$

α_0 : sabit

$E[r_t | I_{t-1}]$: t-1 den t zamanına beklenen fazla getiri

ω_{t-1} : varlık değer ağırlıklarını içeren $N \times 1$ boyutundaki vektör

Ω_t : t-1 zamanında mevcut olan I_{t-1} bilgisine koşullanmış olan fazla getirilerin varyans-kovaryans matrisleri

Matris notasyonlu denklemi regresyon denklemi olarak yazarsak,

$$r_t = \alpha + (\delta + \lambda \omega'_{t-1} \Omega_t \omega_{t-1}) (\omega'_{t-1} \Omega_t \omega_{t-1})^{-1} \Omega_t \omega_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.15)$$

Denklem (1.15) de ifade edilen regresyonu çalıştırdığımızda eğer

$\alpha_0 = 0$ olursa, risksiz faiz oranı zero beta oranına eşit olur.

$\delta_0 = 0$ olursa, riskin fiyatı (λ), başka deyişle risk başına ödül bir sabit olur.

$\delta_0 = 0$ ve $\lambda_0 = 0$ olursa, risk ödüllendirilmemiş demektir.

Çalışmada varyans-kovaryans parametreleri, sabit koşullu korelasyonlu (CCC) iki değişkenli GARCH yöntemi ile hesaplanmıştır.

Bodurtha ve Mark (1991), NYSE de işlem gören hisse senetlerine ait 1926-1985 yılları arasındaki aylık getirilerin veri olarak kullanıldığı bir çalışma yapmışlardır. Betaların, hisse senetleri ile piyasanın koşullu kovaryanslarının piyasanın koşullu varyansına bölünerek hesaplandığı çalışmada, koşullu kovaryanslar ve koşullu varyanslar maksimum olabilirlik

yöntemi yerine GMM yöntemiyle tahmin edilmiştir. GARCH (1,1) süreci yerine ARCH(3) sürecine göre modelleme yapılmıştır. Çalışmada, zamana bağlı varyasyonun güçlü olduğu tespit edilmiştir (Bodurtha ve Mark, 1991: 1503).

Bodurtha ve Mark (1991), koşullu FVFM ini şu şekilde göstermiştir:

$$E(r_{it}|I_{t-1}) = \beta_{it-1}E(r_{mt}|I_{t-1}),$$

$$\beta_{it-1} = \frac{cov(r_{it}, r_{mt})}{var(r_{mt})}$$

$$r_{it} = \beta_{it-1}E(r_{mt}|I_{t-1}) + u_{it}$$

$$r_{mt} = E(r_{mt}|I_{t-1}) + u_{mt}$$

Hata terimleri olan u_{it} ve u_{mt} I_{t-1} bilgi setine diktir. $\{u_{it}, u_{mt}\}$ ve $\{u_{mt}^2\}$ serileri de tahmin edilebilir ve tahmin edilemez parçalardan ibarettir. O halde bunları da şöyle yazabiliriz:

$$u_{it}u_{mt} = E(u_{it}u_{mt}|I_{t-1}) + \eta_{it}$$

$$u_{mt}^2 = E(u_{mt}^2|I_{t-1}) + \eta_{mt}$$

Koşullu beklenen varlık getirisi de

$$r_{it} = \frac{E(u_{it}u_{mt}|I_{t-1})}{E(u_{mt}^2|I_{t-1})} [E(r_{mt}|I_{t-1})] + u_{it}$$

Çalışmada hata terimleri, getirilerin otoregresif süreçlerinden elde edilen hata terimleridir. Kullanılan model parametreleri, GMM yöntemiyle test edilmiştir. Modelin parametreleri anlamlı çıktığı için sabit beta reddedilmiş ve beta değerlerinin zamana bağlı değiştiği öne sürülmüştür.

Engel (1994) Amerikan Doları, Alman Markı ve Japon Yeni cinsinden tahvillerden oluşan bir portföyle çalışmıştır.

$$\lambda_t^u = \rho_{US}^{-1} \Omega_t^{-1} E_t Z_{t+1}^{US}$$

λ_t^u :Amerikan yatırımcılar tarafından yapılan yatırımın Amerikan varlıklarına yatırılan kısmı

ρ_{US} : Yatırımcıların Amerikan tahvillerine yatırım yaparken riskten kaçınma katsayısı. Sabit olarak kabul edilmiştir.

Ω_t : Tahvil getirileri arasındaki varyans – kovaryans matrisi

$E_t Z_{t+1}^{US}$: Amerikan Doları cinsinden olan tahvilin t döneminde beklenen getirisi

Çalışmada 4 ayrı model kullanılmıştır.

Model 1

$$E_t Z_{t+1} = -D_t + (\mu_t^j \rho_j^{-1} + \mu_t^g \rho_G^{-1} + \mu_t^u \rho_{US}^{-1})^{-1} [\Omega_t \lambda_t - \mu_t^g (1 - \rho_G^{-1}) \Omega_t e_3 - \mu_t^j (1 - \rho_j^{-1}) \Omega_t e_5]$$

D_t : $\text{diag}(\Omega_t)/2$. Çünkü,

$$r_{t+1} = E_t \exp(r_{t+1}) = \exp(E_t r_{t+1} + \sigma_t^u / 2)$$

$$E_t R_{t+1} = \exp\left(E_t r_{t+1} + \frac{\sigma_t}{2}\right) \cong 1 + E_t r_{t+1} + \sigma_t^u / 2$$

Buradan küçük harfli notasyonu yukarıdaki denklemlerin büyük harf notasyonlu değişkenlerinin doğal logaritmalarını belirtmek için kullanılırsa,

$$E_t Z_{t+1} \cong E_t z_{t+1} + D_t .$$

μ_t^u : ABD Doları cinsinden tahvilin toplam üç para cinsinden tahvili içindeki payı

μ_t^g : Alman Markı cinsinden tahvilin toplam üç para cinsinden tahvili içindeki payı

μ_t^j : Japon Yeni cinsinden tahvilin toplam üç para cinsinden tahvili içindeki payı

e_j : j. pozisyonda 1 olan ancak diğer elemanları 0 olan vektör

ρ_{US} : Yatırımcıların Amerikan tahvillerine yatırım yaparken riskten kaçınma katsayısı. Sabit olarak kabul edilmiş.

ρ_G : Yatırımcıların Alman tahvillerine yatırım yaparken riskten kaçınma katsayısı. Sabit olarak kabul edilmiştir.

ρ_j : Yatırımcıların Japon tahvillerine yatırım yaparken riskten kaçınma katsayısı. Sabit olarak kabul edilmiştir.

Ω_t : Tahvil getirileri arasındaki varyans – kovaryans matrisi

Model 1, yukarıdaki denklemin tüm parametrelerini hesaplar. Model, yatırımcıların riskten kaçınma katsayılarının ülkeden ülkeye değişmesine izin vermektedir.

Model 2

Riskten kaçınma faktörü tüm ülke tahvilleri için aynıdır.

$$E_t z_{t+1} = -D_t + \rho \Omega_t \lambda_t + \mu_t^g (1 - \rho) \Omega_t e_3 + \mu_t^j (1 - \rho) \Omega_t e_5$$

Model 3

μ^i 'nin tüm dönemlerde üç ülke varlığı için de sabit olduğunu varsayılır. μ^i verisi yerine, servet paylarına parametre olarak yaklaşılr. Yazarın hipotetik servet payı ölçüsü güvenilir olamayacağı için, bu model basit bir alternatif servet paylarını ölçme yolu ortaya koymaktadır. Ancak bu durumda, model μ^i ve ρ_i katsayılarını içermemektedir (1994: 156). Bu durumda model,

$$E_t z_{t+1} = -D_t + \alpha \Omega_t \lambda_t - \gamma_1 \Omega_t e_3 - \gamma_2 \Omega_t e_5$$

şeklinindedir. Varyans-kovaryans matrisinin parametreleri, α , γ_1 ve γ_2 parametreleri hesaplanmaktadır. Riskten kaçınma faktörü olan λ_t , ülke varlıkları için aynıdır. α , burada riskten kaçınma katsayısıdır.

Model 4

Son model, yatırımcı davranışının heterojenliği ilkesini terk ediyor ve tüm yatırımcıların sadece ABD Doları getirileriyle ilgilendiğini varsayıyor. Bu varsayımdan yola çıkarak,

$$E_t z_{t+1} = \rho \Omega_t \lambda_t - D_t \text{ ifade edilmiştir.}$$

Varyans-kovaryans matrisinin hesaplanmasında BEKK yöntemi kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan modellerden, ρ değerinin üç ülkenin tahvili için farklı olduğu model anlamsız çıkmıştır. ρ değerlerinden iki tanesi negatiftir. Ancak risk primi önceki uluslararası FVFM çalışmalarının bulduğundan daha kuvvetlidir.

Giovannini ve Jorion (1989), getirilerin koşullu getiri ve varyanslarının Sharpe-Lintner-Mossin tarafından geliştirilen orijinal finansal varlık fiyatlama modeli ile uyumlu olup olmadığını araştırmışlardır. ABD'de işlem gören hisse senetleri, ABD Doları, Alman

Markı, Sterling ve İsviçre frangından oluşturdukları bir portföyün Temmuz 1974 – Aralık 1986 arasında gerçekleşen getirileri ile yaptıkları çalışmada, hesaplanan koşullu varyansların risk primindeki varyasyonu açıklayamadığını ortaya koymuşlardır.

Schwert ve Seguin (1990), günlük verilerden toplulaştırılmış aylık getiri varyanslarını hesapladıkları bir çalışma yapmışlardır. Çalışmada, portföy getirileri için tek faktörlü heteroskedisite modeli oluşturulmuş ve önerilmiştir. Bu model, zamana bağlı değişen betaları ima etmektedir. Heteroskedisite arttıkça, riske uyarlanmış getirilerin firma büyüklüğü ile ilişkili olduğuna ilişkin kanıtların arttığını savunmaktadırlar. Ayrıca, bir sabit korelasyon modeli ortaya koymuşlardır. Bu model ile hesaplanan portföy oynaklığının daha karmaşık olan çok değişkenli GARCH prosedürlerinin tahmin ettiği oynaklıktan farklı olmadığını belirtmişlerdir.

Braun, Nelson ve Sunier (1995), iki değişkenli ARCH ve EGARCH modellerini kullanarak hisse senedi getirilerinin koşullu kovaryanslarını araştırmışlardır. Bu modeller, piyasa oynaklığına, portföye özel oynaklığa ve beta değerlerinin kayıp ve kazançlara asimetric tepki vermesine izin veren modellerdir. Aylık verinin kullanıldığı çalışmada, getirinin piyasa ve piyasa dışındaki bileşenlerinde güçlü heteroskedisite bulunmuş ve zamana bağlı değişen koşullu betalar için zayıf kanıtlar bulunmuştur. Piyasada kaldıraç etkisi güçlü olsa bile koşullu betalarda zayıf olarak tespit edilmiştir.

Rivera (1996), koşullu finansal varlık fiyatlama modeline karşılık artık risk modelini test ettiği çalışmasında, iki değişkenli ortalama GARCH (GARCH-M) modelini uygulamıştır. Piyasa ve hisse senedi getirilerinin ortak modellendiği çalışmada, hisse senetlerinin koşullu varyansını şekillendiren önemli unsurun piyasa getirisi varyansının geçmişi olduğu öne sürülmektedir. Araştırmada, koşullu artık risk modeli koşullu finansal varlık fiyatlama modeline tercih edilmektedir. İki değişkenli GARCH yöntemlerinden dveh uygulanmıştır.

De Santis and Gerard (1997) koşullu modeli dünyanın en büyük 8 sermaye piyasası için test etti. Her bir varlığın getirisinin, belirlenmiş dünya endeksi ile olan koşullu kovaryansı üzerinden oluşturduğu piyasa riski, sekiz ülke de de aynı çıktı. Piyasa riskinin fiyatının pozitif olması kısıtı getirildiğinde hata terimleri tahmin edilebiliyordu ancak bu kısıt ortadan kaldırıldığında tahmin edilebilirlik de ortadan kalkıyordu. Bu sonuca neden olanın, finansal varlık fiyatlama modelinin kısa vadeli yüksek faiz getirilerinin olduğu dönemlerde negatif risk primini hesaplamaya yerleştirememesi olabileceği ileri sürülmüştür. Koşullu varyans modeli piyasa primi dinamikleri üzerine iyi sonuçlar üretse bile, modelin yeterli hale gelebilmesi için ek faktörlerin modele eklenmesi gerektiğini öne sürdüler.

Ghysels (1998), koşullu finansal varlık fiyatlaması modelini GMM yöntemi ile kurguladığı çalışmada, koşullu model geleneksel modele göre varlık fiyatlamasında daha düşük performans göstermiştir.

Brooks, Faff ve McKenzie (1998) Avustralya endüstri portföyleri ile yaptıkları çalışmada, farklı modelleme teknikleri kullanarak zamana bağlı değişen betaları hesaplamışlardır. Çalışmada, çok değişkenli GARCH modelleri, Schwert ve Seguin'in (1990) kendi çalışmalarında kullandıkları yaklaşım ve Kalman filtresi teknikleri kullanılmıştır. 1974-1996 yılları arasındaki portföy getirilerini veri olarak kullanan çalışmada, Kalman filtresi yaklaşımına göre tahmin hesaplanan betalar getiri tahmininde daha başarılı olmuştur.

Groenewald ve Fraser (1999), yuvarlanan regresyon, öz yinelemeli regresyon ve Kalman filtresi yöntemlerini kullanarak zamana bağlı değişen beta hesaplaması yapmışlardır. Çalışmada, Avustralya Borsasında Aralık 1979 Şubat 1994 tarihleri arasında işlem gören 23 farklı endüstrinin aylık getiri serilerini kullanmışlardır. Araştırmacılar, betanın zaman içerisinde önemli derecede değiştiğini hatta durağan olmadığını bulmuşlardır. Ekim 1987 itibarıyla düzey ve trendde kırılmaya izin veren ve böylece betalardaki varyasyonu açıklayabildikleri basit bir model geliştirmişlerdir.

Reyes (1999), hisse senetlerinin zamana bağlı değişen betaları ile firma arasındaki ilişkiyi araştıran bir çalışma yapmıştır. Londra Borsasında mevcut iki endeks, All Share Stock Index ve Smaller Companies Stock Index'in Ocak 1969 – Aralık 1995 tarihleri arasındaki aylık getirileri kullanılmıştır (Reyes, 1999: 3). İlk endeks büyük firmaları, ikinci endeks ise küçük firmaları içermektedir. Avrupa, Avustralya ve Uzak Doğu Borsası (EAFE) verileri ise piyasa endeksi olarak kullanılmıştır. Çalışmada, Schwert ve Seguin'in (1990) metodolojisi piyasa modelinde yer alan artık değer getirilerindeki koşullu heteroskedisiteyi modellemek yoluyla geliştirilmiştir. Sonuçlara göre, zamana bağlı katsayı, küçük ve büyük firmaların hisse endeksleri arasında fark göstermemiştir (1990: 8). Reyes (1999: 8), Schwert ve Seguin'in (1990) çalışmalarında piyasada koşullu heteroskedisiteyi ihmal ettikleri için yanlış olarak küçük ve büyük firmaların betaları arasında önemli fark bulduklarını öne sürmüştür. Bu da, küçük firmaların sistematik riskini olduğundan küçük büyük firmalarınkini olduğundan büyük göstermiştir.

Brooks vd., (2000), Amerikan banka endüstrisinde yasal düzenlemelerdeki değişikliklerin kazanç ve kayıplar üzerine etkisini araştıran bir çalışma yapmışlardır. Beş büyük yasal düzenlemenin etkisi, 18 büyük Amerikan bankası ve finans kuruluşlarının 1976 - 1994 yılları arasında var olan günlük verilerinin değerlendirilmesiyle araştırılmıştır (Brooks vd., 2000: 23). Çok değişkenli GARCH modeli olan sabit koşullu korelasyon yöntemi ile

zamana bağı koşullu betalar hesaplanmıştır. Yeniden yapılan düzenlemelerin etkilerinin genel değil vakaya özel oldukları tespit edilmiştir. Ayrıca, kukla değişkenleri içeren piyasa modelinin zamana bağı değişen betaların yakaladığı bilgileri gölgelediği belirtilmiştir.

Asgarian ve Hansson (2000) beta, firma büyüklüğü ve defter değeri/piyasa değeri gibi faktörlerin İsveç hisse senedi piyasasında 1983-1986 yılları arasındaki varyasyonunu açıklayıp açıklayamadığını araştırmışlardır. En küçük kareler yöntemine göre hesaplanan betalar Fama ve McBeth'e (1973) göre yuvarlanan regresyon yöntemi ile, koşullu betalar iki değişkenli GARCH (1,1) kullanılarak hesaplanmıştır. Çalışmanın sonucunda, hesaplanan koşullu betanın en küçük kareler yöntemine göre hesaplanan betalardan daha iyi sonuç vermediğini bulmuşlardır.

Dean ve Faff (2001), Avustralya sermaye piyasasının Ocak 1986 – Ağustos 2000 arasındaki haftalık getirilerini kullanarak yaptıkları çalışmada, piyasa risk primi ile piyasa varyansı arasındaki dönemler arası ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmada dinamik koşullu korelasyon modelini kullanmışlardır (Dean ve Faff, 2001: 179).

Morelli (2003), finansal varlık fiyatlama modelinin koşullu ve şartsız versiyonlarını, Ocak 1980 – Aralık 1999 döneminde İngiltere'de işlem gören 201 hisse senedinden hazırladığı 14 adet portföy ile test etti. Çalışmanın amacı, zamana bağı değişen betaların klasik betadan anlamlı derecede farklı olup olmadığını ve piyasa priminin pozitif olup olmadığını bulmaktır. Çalışma sonunda, koşullu ve klasik betalar korelasyon göstermişler ve bazı yıllarda, anlamlı pozitif risk primi bulunmuştur. Yazar, bu sonuçların hisse senedi piyasasının özellikle oynak olduğu dönemlerde ortaya çıktığına ilişkin yorum yapmıştır.

Ng (2004), Almanya, Amerika, İngiltere ve Japonya piyasalarında işlem gören hisse senetlerinin Temmuz 1978- Nisan 1998 arasındaki aylık getirilerinin kullanarak yaptığı çalışmada, uluslararası finansal varlık fiyatlama modelinin dinamik versiyonunu geliştirmiştir. Uluslararası varlık fiyatlamada kullanılan forward primi, kar payı oranı ve kur endeksleri gibi risk faktörleri için geliştirilen teorik bir temelin sunulduğu çalışmada model, ortalama kur ve hisse senedi getirilerini açıklamada başarılı olmuştur. Ancak pratik bir bakış açısıyla yaklaşıldığında, modelin geleneksel finansal varlık fiyatlama modelinden daha iyi bir sonuç vermediği tespit edilmiştir.

Goeij ve Marquering (2004) hisse senetleri ve tahvil getirileri arasındaki kovaryansı modellemiştir. 1 yıllık tahvil, 10 yıllık tahvil, S&P 500 ve NASDAQ indekslerinin Ocak 1982 – Ağustos 2001 arasında gerçekleşen günlük getirilerinin kullanıldığı çalışmada, koşullu kovaryanslar dveh yöntemi ile hesaplanmıştır. Kovaryansların zamana bağı değiştiği ortaya konmuştur (Goeij ve Marquering, 2004: 558). Çalışmada, S&P 500 ve

NASDAQ endeks getirilerinin önemli derecede kaldıraç etkisi gösterdiği ancak hisse senedi ve tahvil getirileri arasındaki kovaryansın, hisse senetlerindeki kötü haberlerden sonra veya tahvildeki iyi haberlerden sonra diğer zamanlara göre daha düşük olduğu belirtilmiştir. Choudhry ve Wu (2008) yaptıkları çalışmada, Ocak 1989- Aralık 2003 yılları arasında FTSE’de işlem gören 20 adet hisse senedinin zamana bağlı değişen beta değerlerini hesaplamışlardır. Koşullu betaları bulmak için tahmin edilen koşullu varyans ve koşullu kovaryanslar çok değişkenli GARCH yöntemleri ve Kalman filtresi uygulanarak hesaplanmıştır. Yöntemler içerisinde Kalman filtresi çok değişkenli yöntemlerden daha iyi performans göstermiştir.

Chen, Gerlach ve Hin (2011), çoklu rejim eşiği içeren çok değişkenli GARCH sürecine sahip finansal varlık fiyatlama modelini tanıtmışlardır. Model, piyasa betasının piyasa bilgisi ile şekillenen rejimler arasında gidip gelmesine izin veren asimetrik riski yakalamaktadır. Piyasa riskinin zamana bağlı değişen doğasını teyit eden çalışma, sermaye varlıklarında da rejimler arasındaki keskin geçişleri teyit etmektedir.

Engle (2012), dört adet model kullanarak bir çalışma gerçekleştirmiştir. Bunlar; sabit betanın hesaplandığı en küçük kareler yöntemi, asimetrik oynaklığın ölçüldüğü ancak sabit beta içeren GJR yöntemi, DCC modelinin asimetrik versiyonunun kullanıldığı zamana bağlı değişen betanın hesaplandığı bir yöntem ve hem sabit hem de zamana bağlı betaların birarada olduğu yuvalanmış dinamik koşullu korelasyon yöntemidir (Engle, 2012: 15). ABD’de işlem gören 12 farklı sektör portföyünün veri olarak kullanıldığı çalışmada yabancı piyasaların bir günlük gecikmiş getirisi de piyasa değişkeni olarak finansal varlık fiyatlama denklemine girmiştir. Çalışmada, betanın zamana bağlı değiştiğine ilişkin güçlü kanıt bulunmuştur (Engle, 2012: 28).

Godeiro (2013) yaptığı çalışmada, Ocak 1995 – Mart 2012 tarihleri arasında İspanya endeksinde işlem gören hisse senetlerinin günlük kapanış fiyatlarını kullanarak yaptığı çalışmada, betaların hesaplanmasında kullanılan yöntemler dinamik koşullu korelasyon (dcc) ve Kalman filtresi yöntemleridir. Kriz zamanlarında betaların önemli derecede yükseldiği görülmüştür. Bu da, söz konusu dönemlerde kağıtların cazibelerini kaybetmeleri ve fiyatlarının düşmeleri nedeniyle çeşitlendirilemeyen riskin arttığı şeklinde yorumlanmıştır (Godeiro, 2013: 266).

Piyasa riskinin ve risk priminin zamana bağlı değiştiğine ilişkin farklı yöntemlerle yapılan çok sayıda çalışma, zamana bağlı değişkenliğin olduğunu işaret etmektedir. Her ne kadar aksi yönde bulgular olsa da söz konusu sonuç, birçok önemli çalışma ile ortaya konmuş bulunmaktadır.

İKİNCİ BÖLÜM

POLİTİK, EKONOMİK VE SOSYAL OLAYLARIN PİYASA GETİRİSİ VE RİSKİNE ETKİSİ

Finansal zaman serilerinde krizler vb. olaylar, piyasada yapısal değişikliklere neden olmaktadır. Serilerin zamana bağlı değişkenliklerinin incelenmesinden önce, olayların etkisinin seride yaratacağı yapısal değişikliğin incelenmesi gereklidir. Bu bölümde, Türkiye ve Dünya’da gerçekleşen olayların seçilen portföy değerlerine etkisi kırılma testleri ile incelenecektir.

2.1. Türkiye’deki Ekonomik, Sosyal ve Siyasal Gelişmeler – 2000 Sonrası

2001 Krizi sonrasında oluşturulan makroekonomik program ve yapısal reformların uygulanması ve uluslararası konjunktürün de katkısıyla Türkiye ekonomisinde gerçekleşen büyüme performansı 2006 yılının ortalarına kadar sürmüştür. Ancak 2006 yılının ikinci çeyreğinde küresel piyasalardaki dalgalanmalar ve riskten kaçma eğiliminin ortaya çıkması, artan risk priminin finansman maliyetlerini yükseltmesi, bunların sonucunda enflasyon beklentilerinde artış gözlenmesi sonucu Merkez Bankası, artan enflasyon beklentilerini kontrol altına almak amacıyla politika faizlerini arttırmıştır. TL'nin değer kaybı ve faizlerin artması yurt içi talepte düşüş meydana getirmiş ve yılın ikinci yarısında petrol fiyatları hızlı bir düşüş eğilimine girmiş olup yılın ilk üçeyreğinde imalat sanayindeki verimlilik artışları ile iş gücü maliyetleri azalmıştır. Bunlara ilave olarak, kararlı para politikaları ve TL'nin tekrar değer kazanması ile birlikte enflasyon beklentileri Ağustos 'tan itibaren düşmeye başlamıştır. Ancak buna rağmen karşılaşılan arz şokları ve döviz kuru dalgalanmaları sebebiyle yıl sonu enflasyon oranı belirsizlik aralığının üst limitinin (% 7) üzerinde kalmıştır (İstanbul Ticaret Odası ve İlmî Etüdler Derneği, 2011: 94-95)

2007 yılının sonlarında ABD'deki konut piyasası kaynaklı başlayan finansal kriz, hızla dünya piyasalarına yayılarak küresel bir finansal krize dönüşmüştür. ABD’de, 2007 yılında, finans ve sigorta, gayrimenkul, inşaat ve madencilik sektörü basta olmak üzere toplam 4 sektörün büyüme hızının yavaşlaması ile birlikte genel ekonominin büyüme hızı da yavaşlamıştır (BDDK, 2008: 33). ABD konut piyasasında oluşan balon, riskli ve sorunlu (subprime) konut kredileri, menkul kıymetleştirme, bireylerin ve finansal kurumların aşırı borçlanmış olmaları, yetersiz risk kontrol ve denetim sistemleri krizin temel sebepleri arasında gösterilmektedir. ABD ve Avrupa finansal piyasaları başta olmak üzere küresel

piyasalarda çok büyük bir çalkantı ve çöküşler yaşanmış, finansal kurumlar çok büyük zararlar açıklamış, önemli iflaslar yaşanmıştır. Kriz en tepe noktasına Eylül 2008' de Amerikan yatırım bankası Lehman Brothers iflası ile ulaşmıştır. Finansal kriz küresel bir ekonomik durgunluğa yol açmıştır. Türkiye de bu durgunluktan nasibini almış ve ekonomi 2009 yılında % 4, 7 oranında küçülmüştür. 2001 Krizi sonrasında yeniden yapılandırılmış olan Türk finans sektörü en ciddi sınavını 2008 Krizi ile yaşamış, ancak krizin etkileri Türk finans sektörü ile sınırlı kalmıştır. 2008 Krizi hisse senetleri piyasasını oldukça etkilemiştir. İMKB 100 Endeksi, 2007 sonlarında 58.000 seviyelerine kadar çıkmışken 2008 yılı boyunca aşağı doğru hareket ederek 20.000 seviyelerine kadar inmiştir. Endeks 2009 yılının ortasından itibaren yükselmeye başlamış ve ekonomideki toparlanma ile birlikte 2010 Eylül sonu itibariyle tarihi rekor seviyelerine yükselmiştir (İstanbul Ticaret Odası ve İlimi Etüdler Derneği, 2011: 189-190).

Mevcut çalışmada, Türkiye sermaye piyasasının fiyatlarının varyansı ve portföylerin piyasa ile kovaryansının yüksek olduğu tarihlerde hangi önemli olayların vuku bulduğu araştırılmış ve sunulmuştur.

2.2. Yapısal Kırılma Testleri

Çalışmada, piyasa portföyü ve oluşturulmuş portföyler arasındaki kovaryansların sosyo-ekonomik olaylarla analizinden önce, çalışılan dönemdeki yapısal kırılmalar incelenecektir. Bu nedenle tezin bu bölümünde yapısal kırılma testleri üzerinde durulacaktır.

Yapısal kırılmaların tespit edilmesi, zaman serilerinin durağanlıklarının araştırılması sırasında ortaya çıkmıştır. Finansal seriler üzerine uygulanacak çoğu istatistiksel yöntem, durağanlık gerektirmektedir. Durağanlık kavramı, zaman serisi verilerinin belirli bir zaman sürecinde sürekli bir artma veya azalma göstermediği, verilerin zaman boyunca bir yatay eksen etrafında saçılım göstermesidir. Eğer bir zaman serisinin zaman yolu grafiğinde zaman boyunca ortalama bir değişme söz konusu olmazsa seri ortalama durağan olarak adlandırılır. Bu durumda zaman serisi zaman içerisinde belirli bir noktada ortalama sıkça keserek ortalama etrafında saçılım gösterir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007: 229). Ancak seride deterministik bir trend olabilir. Bu da serinin durağan olmadığını göstermez. Aksi takdirde seri durağan değildir ve rassal yürüyüş özelliği sergiler. Zaman serilerinin durağan olmama nedenlerinden birisi de yapısal kırılmalardır. Ekonomide yapısal kırılmaların nedenleri olarak ekonomik politikadaki değişiklikler, ekonominin yapısındaki değişimler veya belirli bir endüstride gerçekleşen önemli bir gelişmenin yarattığı değişimler gösterilebilir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007: 397). Kırılmalar ya farklı bir tarihte

anakütle regresyon katsayılarında ortaya çıkan kesikli bir değişmeden ya da uzun bir zaman dönemi boyunca katsayıların kademeli bir biçimde değişim göstermesinden ortaya çıkar. Makroekonomik zaman serisi verilerinde kesikli kırılmaların nedenlerinden birisi makroekonomik politikadaki önemli değişmelerdir. Buna en tipik örneklerinden birisi, sabit kur politikasından dalgalı kur politikasına geçiştir. Diğer taraftan kırılmalar, ayrıca zaman boyunca anakütle regresyonunun ortaya çıkardığı gibi daha yavaş bir biçimde gerçekleşebilir. Bunlara örnek olarak, ekonomik politikaların kademeli olarak ortaya çıkardığı gelişmeler ve ekonominin yapısındaki kademeli değişmelerdir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007: 397). Yapısal kırılmaların varlığının tespiti için 1989 yılından itibaren belli bir sıra dahilinde bir dizi test geliştirilmiştir. Konuyu daha iyi anlayabilmek ve uygulayabilmek için söz konusu kronolojinin bilinmesi gerekmektedir.

2.2.1. Yapısal Kırılma Modelleri

Yapısal kırılmalar, belirgin bir biçimde Perron'un 1989 yılında ortaya koyduğu yaklaşım ile başlar. Perron (1989) yaklaşımı, zaman serisinde yapısal kırılmanın tek bir noktada olduğu ve bu kırılma zamanının bilindiği varsayımını dikkate alarak dönüştürülen Dickey-Fuller birim kök testini kullanır. Perron (1989), birim kök testi uygularken, kırılma zamanının dışsal olarak modele eklenmesi gerektiğini ileri sürer. Söz konusu varsayımla, kırılma zamanını tanımlayan dışsal değişken zaman serisi regresyonuna dahil edilerek bilinen standart Dickey-Fuller testleri uygulanır. Bu şekilde yapısal kırılma testleri uygulanmış olunur. Düzey değişimli yapısal kırılma, zaman serisini gerçekleştirdiği seyrin T_b anında kırılması ve bu değişim devam etmesidir. Perron (1989) yaklaşımı, tek bir kırılmanın olduğu ve kırılmanın bilindiği varsayımı altında boş ve alternatif hipotezleri şöyle ele alır: Boş hipotez altında kayan rassal yürüyüş modeline düzey değişimini tanımlayan bir kukla değişken eklenir.

Bir zaman serisinin eğiminde meydana gelen bir değişim serinin zaman içerisinde göstermiş olduğu seyrin kırılma zamanından T_b sonra eğimindeki değişmeyi de içerecek şekilde devam etmesi anlamına gelir. Perron (1989), tek bir kırılmanın olduğu ve kırılma zamanının bilindiği varsayımı ile eğimin değişimini içeren kukla değişkeni modele eklemiştir.

Perron (1989) tarafından ileri sürülen yaklaşım, tekli kırılmanın olduğu ve kırılma zamanının bilindiği bir yaklaşımdır. Perron (1989), yapısal kırılmaları dışsal olarak modele eklerken, Zivot – Andrews (1992) yaklaşımında ise, kırılma zamanı model tarafından içsel olarak tahmin edilmektedir.

Perron (1997) yaklaşımının test sürecinde, başlangıç kırılma zamanı olarak birim kök hipotezi test edilirken tüm olası kırılma zamanları arasından en küçük t istatistiğine sahip olan kırılma zamanı seçilir. Bu ilaveten, trend fonksiyonunda kullanılan kukla değişkenlerin parametreleri için alternatif kırılma zamanlarında hesaplanan tüm t istatistikleri içerisinde minimum t istatistiğini üreten dönem kırılma zamanı olarak belirlenir (Sevüktekin ve Nargeleşkenler, 2007: 431). Lee ve Strazizich (2003) içsel iki kırılmalı ve içsel tek kırılmalı (Lee ve Strazizich, 2004) Lagrange çarpanı birim kök testini geliştirmişlerdir.

Kırılma zamanının içsel olarak belirlendiği diğer önemli model, Bai ve Perron (1998, 2003) tarafından geliştirilmiştir. Bu yöntem mevcut çalışmada da uygulanacaktır. Kırılma anını içsel olarak veren yöntem, kırılma anının öncelikle tespit edilip sonra o dönemdeki olaylarla örtüşmesinin ele alınması ile çalışmanın amacına uygun düşmektedir. Yöntemin teorisi ve detaylı anlatımı üçüncü bölümde, “Araştırmanın Yöntemi” kısmında anlatılacaktır.

2.2.2. Dünyada ve Türkiye’de Finansal Serilere Uygulanmış Başlıca Finansal Kırılma Testi Çalışmaları

Timmermann (2001), Standard & Poors’da 1871 – 1999 aralığında işlem gören hisse senetlerinin aylık kar payı getirilerinin oluşturduğu zaman serisini analiz ettiği çalışmada, bu dönemdeki serinin oynaklık gösterdiği dönemler ve kırılma noktalarını araştırmıştır. Timmermann (2001), koşullu değişen varyans yöntemi ile hesapladığı oynaklığın 1918 – 1920 aralığı, 1929 - 1933 aralığı ve 1952 yılında yüksek seyrettiğini öne sürmüştür. Ancak bu dönemlerin kırılma dönemleri ile örtüşmesini beklememiştir. Buna gerekçe olarak, yatırımcıların tam bilgiye sahip olmaması ve bu nedenle kırılma gerçekleştiği dönemde, kırılmayı eş zamanlı olarak idrak edememesini göstermiştir (Timmermann, 2001: 311). Çalışmada iki yaklaşımdaki dönemler mükemmel şekilde örtüşmese de, yapısal kırılmaların da 20. Yüzyılda ABD hisse senetleri piyasasının önemli evrelerini yansıttığı öne sürülmüştür (Timmermann, 2001: 312). Westerlund (2006), yapısal kırılma sonrasında harcama ve yatırımlar arasında eşbütünleşme bulgulamıştır. Çalışmada, Bai Perron (2003) testi uygulanmıştır (Timmermann, 2001: 114).

David vd. (2003), çeşitli ülkelerin 75 yıllık verisini analiz ettikleri çalışmalarında, tek kırılmaya izin verildiğinde durağan dışılık tespit ettikleri serilerin yarısından daha fazlasında, iki kırılmaya izin verdiklerinde durağanlık tespit etmişlerdir.

Strazizich vd. (2004), 1870 – 1994 zaman aralığında 15 OECD ülkesinin (Avustralya, Avusturya, Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, İtalya, Hollanda, Yeni Zelanda, Norveç, İsveç, İngiltere ve ABD) kişi başına milli gelirinin

eşbütünleşme analizini gerçekleştirmişlerdir. Yöntem olarak, düzeyde ve trendde iki kırılmaya izin veren Lagrange çarpanı birim kök testi uygulamışlar. Gelirler uzun dönemde eş bütünleşme gerçekleştirmişlerdir (Strazizich vd., 2004: 133). 12 ülkede, 2 adet trend ve/veya düzey kırılması bulunmuş, üç ülkede (Finlandiya, Norveç ve İtalya) tek kırılma bulunmuştur.

Ndirangu vd. (2014), 1997 – 2013 yılları arasındaki aylık verilerle yaptıkları çalışmada Kenya'daki makroekonomik değişkenlerin zaman serilerindeki yapısal kırılmaları araştırdılar. Söz konusu makroekonomik değişkenler, nominal etkin döviz kuru, gerçek etkin döviz kuru, enflasyon, tüketici fiyat endeksi, petrol dahil ve petrol hariç cari hesap, kredi faiz oranı, uluslararası rezervler, para arzı, hisse senedi fiyatları, 3 aylık bono faiz oranı, reel ve nominal gayri safi milli hasıla, büyüme oranı, gayri safi milli hasıla deflatörü, ithalat, ihracat, brüt milli birikimler, tüketim ve harcamalardır. Çalışmada, sıralı hesaplama kriteri ve global bilgi kriterine dayalı 2 yöntem uygulandı. Bulgular, yapısal kırılmaların, belirlenebilen iklimsel, ekonomik ve politik şoklarla örtüştüğü yönündedir. Çalışmada sonuç olarak, makroekonomik değişkenlerdeki yapısal kırılmaların Kenya'daki ekonometrik modelleme ve öngörümleme çalışmalarında dikkate alınması gerektiğini öne sürüldü.

Chancharat ve Valadkhani (2007), 16 ülkenin hisse senedi piyasası verileriyle yaptığı çalışmada, hisse senetlerinin trend durağan olup olmadığını araştırmışlardır. 1987 – 2005 yılları arasındaki dönemi kapsayan aylık verilerle gerçekleştirilen çalışmada, Zivot – Andrews (1992) ve Lumsdaine ve Papell (1997) yöntemleri uygulandı. 12 ülkede tek kırılmalı rassal yürüyüş tespit edildi. Ancak iki kırılma test edildiğinde, 11 ülkede rassal yürüyüş tespit edildi. Çalışmada yapısal kırılmalar, 1996-1998 döneminde gerçekleşen Asya krizine işaret etmiştir.

Alberola vd. (2008) Avrupa karbon fiyatlarının 1 Temmuz 2005 ve 30 Nisan 2007 arasındaki kırılmalarını inceledikleri çalışmalarında, karbon fiyatlarının sadece yanlış tahmin edilen enerji fiyatlarından değil beklenmeyen olumsuz hava şartlarından da etkilendiğini tespit etmişlerdir. Lee ve Strazizich'in iki kırılmalı testinin uygulandığı çalışmada 2006 yılının 25 Nisan – 23 Haziran arasını kapsayan kısımda kırılma bulgulanmıştır (Alberola vd., 2008: 788). Bu dönem, Avrupa Çevre politikasının deklare edildiği dönemdir. Haziran 2006 sonrası için Lee ve Strazizich'in tek kırılmalı testi uygulanmıştır. İkinci uygulanan test, seriyi Haziran 2006 – Ekim 2006 ve Ekim 2006 – Nisan 2007 olmak üzere iki alt döneme ayırmıştır. Beklenmeyen aşırı soğuk hava, Ekim 2006 daki kırılmanın bir nedeni olarak yorumlanmıştır (Alberola vd., 2008: 794).

Ling vd (2013), 1960 – 2010 yılları arasını kapsayan dönemde ASEAN (Brunei, Kanboçya, Endonezya, Lao, Malezya, Mayanmar, Filipinler, Singapur, Tayland ve Vietnam) ülkelerinin makroekonomik zaman serilerinde detaylı birim kök araştırması yapmışlardır. Çalışmada, Arttırılmış Dickey –Fuller (ADF) testinin yanında, Zivot - Andrews (1992) ve Lumsdaine - Papell (1997) yapısal kırılma testleri uygulanmıştır. ADF testi, zaman trendi eklendiği halde dahi, serilerde birim kök belirlemiştir (Ling vd., 2013: 235) . Zivot – Andrews (1992) testi, ABD Doları cinsinden oluşturulan zaman serilerinde trend-durağanlık tespit etmiştir. Bununla beraber Lumsdaine – Papell (1997) testi, yerel para birimi cinsinden ifade edilen serilerde birim kök hipotezini reddetmiştir. Kırılma noktaları, global ekonomik olayların gerçekleştiği dönemlerle örtüşmektedir. Bu olaylar, 1973 – 1975 yılları arasında gerçekleşen 1. petrol krizi, 1979 – 1980 döneminde gerçekleşen ikinci petrol krizi, 1985-1986 döneminde gerçekleşen mal krizi ve 1997 – 1998 dönemlerinde gerçekleşen Asya finansal krizidir (Ling vd, 2013: 230).

Çakan ve Özmen (2002), 1950 -1998 yılları arasındaki yıllık veri ile yaptıkları çalışmalarında reel para ve para dolanım hızının yapısal trend kırılmasının varlığında durağan olduğunu öne sürmüşlerdir. Çalışmada, Zivot – Andrews (1992) ve Perron (1997) testleri kullanılmıştır. 1978 - 1980 döneminde kırılma tespit edilmiştir (Çakan ve Özmen, 2002: 761).

Çatık (2006), 1988 – 2005 yılları arasındaki çeyreklik verileri kullanarak, Türkiye’deki reel para, reel gelir ve faiz oranı arasındaki ilişkinin istikrarını araştırmıştır. Zivot – Andrews (1992) modelinin kullanıldığı çalışmada, değişkenlerde yapısal kırılma tespit etmiştir. Çok değişkenli eşbütünleşme analizi değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu gösterse de yapısal kırılmanın dikkate alındığı Gregory Hansen (1996) testine göre bir eşbütünleşme söz konusu olmamıştır (Çatık, 2006: 1).

Yıldırım (2010), Avrupa Birliği’ne üye ve aday ülkelerin 1950 – 2008 döneminde kişi başı reel gayri safi yurtiçi hasıla (RGSYİH) verilerini kullandığı çalışmasında, yapısal kırılma analizi için Lee ve Strazizich (2003 ve 2004) tarafından önerilen tek ve ikili yapısal kırılma testlerini uygulamıştır. Tek kırılmalı teste göre, Finlandiya verisinde 1984 de, İrlanda verisinde 1976’da ve Yunanistan verisinde 1979 yılında yapısal kırılma meydana gelmiştir. İki kırılmalı test sonuçlarına göre Almanya, Avusturya, Belçika Bulgaristan, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Hollanda, İngiltere, İrlanda, İspanya, İsveç, İtalya, Macaristan, Polonya, Portekiz, Romanya Türkiye ve Yunanistan verilerinde iki kırılmalı yapısal test uygulanmış ancak Finlandiya, İrlanda ve Yunanistan verilerinde elde edilen kırılma sayıları anlamlı bulunmamıştır (Yıldırım, 2010: 140). Üç ülkenin verisine tek kırılma test uygulandığında ise

İrlanda ve Yunanistan verilerinde anlamlı tek kırılma tespit edilmiştir (Yıldırım, 2010: 143)

Kuzu (2013), Türk İmalat Sanayi sektörü ile ekonomik değişkenler arasındaki ilişkiler zaman serisi analizleri kullanarak araştırmıştır. Ocak 1989 – Mart 2013 dönemleri arasında Türk İmalat Sanayi'nde; üretim, ithalat ve ihracat serileri arasında yapısal kırılmalar dikkate eşbütünleşme analizleri yapılmıştır. Çalışmada, Zivot – Andrews (1992) testi uygulanmıştır. Üç seride de; düzeyde 2001 yılının Mart ayında ve 2004 yılının Mart ayında yapısal kırılma belirlenmiştir (Kuzu, 2013: 97).

2.3. Politik, Sosyal ve Ekonomik Olayların Oynaklık ve Kovaryans Üzerine Etkisi

Yapısal kırılmalarla ilgili ampirik çalışmaların araştırılmasından sonra bu kısımda, piyasa oynaklığı, piyasa ve portföyler arasındaki kovaryans ve piyasalar arasındaki kovaryans ve korelasyonların incelendiği çalışmalar derlenmiştir.

Mei ve Guo (2004), politik seçim döngüleri ile finansal kriz arasında önemli bir ilişki olduğunu savunmuşlardır. Son finansal krizlerin 9 undan 8'inin politik seçimler ve geçişler sırasında oluştuğunu öne sürmüşlerdir. Ayrıca, politik seçimlerin gelişmekte olan piyasalarda oynaklığı arttıran bir unsur olduğunu belirlemişlerdir. Çalışmalarında, 22 ülkede politik seçimlerin döviz fiyatları ve piyasa oynaklığına etkisini araştırmışlardır. Çalışmada politik belirsizlik ve finansal krizler arasında önemli bir ilişki tespit edilmiştir. Finansal krizin tanımlayıcı unsurlarından birinin piyasanın panik ortamına açık olması olduğu belirtilmiştir. Panik ortamına yatkınlık kısa vadeli borçların rezervlere oranına yüksek olması ile ölçülürken krizin diğer önemli bir tahminicisinin banka davalarındaki hızlı artış olduğu ortaya konmuştur.

Caner ve Önder (2005) hisse senedi getirilerindeki oynaklığın nedenlerini araştırmışlardır. Kar payı getirisi, döviz kurları, faiz oranı, enflasyon oranı ve dünya piyasasının hareketleri bir ülkedeki piyasa oynaklığına etki eden faktörler olarak belirtilmiştir. Çalışmada veri olarak, 19 piyasanın 1990 – 2000 yılları arasındaki endeks getirileri kullanılmıştır. A.B.D ve Japonya gelişmiş piyasa, Hong Kong ve Singapur gelişmiş emerging piyasa olarak, Arjantin, Brezilya, Şili, Meksika, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Rusya, Türkiye, Endonezya, Kore, Malezya, Filipinler, Tayvan ve Tayland gelişmekte olan piyasalar olarak ele alınmıştır. Kar payı getirisi her tür hisse senedi piyasasında oynaklığı doğuran önemli bir faktör olarak tespit edilmiştir. Ancak gelişmekte olan piyasalarda, gelişmiş piyasalarda olduğu kadar etkili değildir. Çalışmada, döviz kurlarının da piyasa oynaklığına etkisi olduğu ortaya konmuştur (Caner ve Önder, 2005: 929).

Chakrabarti ve Roll (2002: 1), 1997 de vuku bulan Güneydoğu Asya krizinden önce Güneydoğu Asya ve Avrupa piyasalarındaki korelasyonun arttığını gözlemlemiştir.

Abugri (2008) 4 Latin piyasasındaki getiriler ile makroekonomik faktörler arasındaki ilişkiyi araştırdığında döviz kuru, faiz oranı, endüstriyel üretim ve ülkelerin para arzının söz konusu getiriler ile ilişkili olduğunu saptamıştır. Benzer şekilde Bilson vd. (2002) yerel makroekonomik göstergeleri incelediğinde bunların gelişmekte olan piyasalardaki getiriler üzerinde etkili olduklarını bulmuşlardır.

Hardouvelis vd. (2006), Avrupa para biriminin Ocak 1999'da Euro adı altında tek para birimine dönüşmesiyle birlikte Avrupa piyasalarında şeffaflığın arttığını, yatırımcının bilgilenme ve işlem maliyetlerinin azaldığını, döviz kuru riskinin ortadan kalktığı için piyasaların olumlu yönde etkilendiğini belirtmiştir. Çalışma sonucunda, Avrupa Birliği üyesi olan ülkelerin hisse senedi entegrasyonu sağladıkları ve Avrupa Birliği üyesi olmayan ülkelere göre yatırımcıların daha yüksek getiri elde ettiklerini belirtmişlerdir.

Khositkulporn (2013: 23) şirket performansı, ekonomik değişkenler, finansal liberalizasyon, piyasa entegrasyonu ve ekonomik olayların hisse senedi piyasalarındaki oynaklığı oluşturan nedenler olduğunu ileri sürmüştür.

Aggarwaal vd. (1999), gelişmekte olan piyasaların oynaklığındaki büyük kaymalara hangi tip olayların neden olduğunu araştırmıştır. Çalışma, oynaklıkta büyük değişimlerin olduğu tarih aralıklarını belirlemiş ve bu dönemlerdeki küresel ve yerel olayları incelemiştir. Bu olaylar, sosyal politik ve ekonomik olaylardır. Hong Kong, Singapur, Almanya, Japonya ve İngiltere piyasalarına ek olarak Asya ve Latin Amerika'daki en büyük 10 emerging piyasa, Morgan Stanley Dünya Endeksi, Uzak Doğu Endeksi, Latin Amerika Endeksi ve Emerging Piyasa Endeksinin Mayıs 1985 -Nisan 1995 periyodundaki verileri çalışmada kullanılmıştır. İterasyonlu kümülatif kareler toplamı (ICSS) algoritması kullanılarak yapılan çalışmada piyasanın getirilerinin varyansındaki şoklar ve ani değişim noktaları hesaplanmış ve bu kaymanın ne kadar sürdüğü belirlenmiştir. Daha sonra, bu dönemlerdeki olaylar incelenmiştir. Olayların çoğu yerel olaylar olmakla birlikte, Meksika peso krizi, Latin Amerika'daki hiperenflasyon, Filipinler'deki Marcos-Aquino düğümü ve Hindistan'daki piyasa skandalını içermektedir. Ekim 1987' deki NYSE düşüşü, bu dönemlere rast gelen tek küresel olaydır. Körfez krizinin bu piyasalar üzerindeki etkisi az olmuştur. Susmel (1997) ve Bekaert ve Harvey (1997), gelişmekte olan piyasalarda küresel olayların varyans değişimine etkisinin az olduğunu bulmuştur (Aggarwaal vd. 1999: 34).

Bekaert ve Harvey (1997) çalışmalarında, tamamen entegre piyasalarda, oynaklığın küresel olaylardan güçlü bir şekilde etkilendiğini; izole piyasalarda, oynaklığın daha ziyade

yerel faktörlerden kaynaklandığını öne sürmüşlerdir. Çalışmanın bir başka bulgusu da, dünya ticaretine açık piyasaların oynaklığının daha az olduğudur (Bekaert ve Harvey, 1997: 70). Ancak, dış ticaretin yoğun olduğu piyasalarda, politik risk piyasa üzerinde önemli derecede etkilidir (Bailey ve Chung, 1995: 542).

Bailey ve Chung (1995), döviz kuru dalgalanmaları ve politik risklerin aynı ülkede işlem gören hisse senedi fiyatları üzerine etkisini araştırmışlardır. Çalışmalarında, Ocak 1986 – Haziran 1994 arasında Meksika piyasasında işlem gören hisse senetlerinin günlük kapanış fiyatları kullanılmıştır. Risk priminin, politik türbülanslarda ve devalüasyonlarda arttığı tespit edilmiştir (Bailey ve Chung, 1995: 541).

Kim ve Mei (2001) çalışmalarında, Hong Kong'un 1997 sonrası demokrasiye geçişi, Çin tarafından en ayrıcalıklı ticari statüsü olan ülke olması ve Çin'in insan hakları uygulamalarındaki gelişmelerle politik reformlarının piyasalar ile ilgisini araştırmışlardır. Çalışmada, olumsuz haberlerin olumlu haberlere göre oynaklığı daha çok arttırdığı tespit edilmiştir. Kim ve Mei (2001), Tablo 2.1 de verilen tarihlerde yüksek getiri değişimi tespit etmişlerdir. Bu tarihlerde gelişen olaylar politik ve sosyal olaylardır.

Tablo 2.1 Kim ve Mei (2001) Yüksek Getiri Değişimleri

Tarih	Getiri Değişimi %	Gerçekleşen olay
06/05/89	-21.7%	4 Haziran 1989 tarihinde Tiannamen Meydanında öğrenci gösterisi ordu tarafından bastırılması
05/22/89	- 10.8%	Pekin’de sıkıyönetim ilan edildi
05/23/89	9.3%	Bir milyonu aşkın işçi ve vatandaş orduyu durdurdu
05/25/89	-8.5%	Pekin’de öğrenci demokrasi hareketinde bir çok çelişkili gelişme kaydedildi
08/19/91	-8.4%	Gorbaçov’a karşı başarısız bir darbe girişimi oldu
12/03/92	-8.0%	Çin ve İngiltere’nin Hong Kong’un geleceğine ilişkin müzakerelerin kesilmesi üzerine söz savaşlarının artması
06/12/89	7.6%	
08/06/90	-7.4%	Irak’ın Kuveyt’i işgal etmesiyle Körfez Krizi patlak verdi
10/16/89	-6.5%	Pekin’deki Komünist Partisi, üyelerinin suçlarının cezalarını çekmeleri ve 4 Haziran tarihinde gerçekleşen ordu baskısına karşı uzun süreli tam bağıllık politikası önermişlerdir
12/04/92	5.8%	
04/14/93	5.8%	Çin ve Britanya, 13 Nisan’da uzun süre ara verilen müzakerelere tekrar başlatma kararı aldıklarını ilan ettiler.
08/28/90	5.5%	
12/01/92	-5.3%	Çin ve İngiltere arasındaki müzakerelerin kesilme tarihi. İki taraf da birbirini, Hong Kong’un geleceği üzerine yapmış oldukları anlaşmayı ihlal etmekle tehdit ettiler
03/15/93	-5.1%	İngiltere’nin Hong Kong temsilcisi Chris Patten müzakerelerin tekrar başlaması için demokratik reform ile birlikte tek taraflı baskı yapacağını deklare etti
12/28/93	4.8%	
08/22/91	4.7%	Gorbaçov’a karşı başarısız bir darbe girişimi oldu

Hong Kong piyasası için oluşturulan politik endekslerin kullanıldığı çalışmada, piyasadaki beklenmeyen sıçramaların politika haberleri ile ilişkili olduğu ve bu haberlere tepkilerin asimetrik olduğu bulunmuştur (Kim ve Mei, 2001: 1014). Aynı çalışmada, en büyük piyasa

hareketlerinin Hang Seng Endeksi ortalama oynaklığının 3 katına çıktığı tarihlerde gerçekleşmiş olduğu belirtilmektedir.

Bittlingmayer (1992), politik belirsizlik ile piyasa oynaklığı arasında bir ilişki olduğunu ileri sürmektedir. Öte yandan Cutler, Poterba ve Summers (1989: 14) hangi tür şokların hisse senedi fiyatlarında etkili olduğunu belirleyemediklerini belirtmişlerdir.

Abu Orabi (2015)'e göre, oynaklık ne derece yüksekse piyasa o derece risklidir. Genellikle, piyasa ayı iken oynaklık artar boğa iken azalır. Bunun nedeni, piyasaların düşerken riskinin artacağına olan inançtır. Artan belirsizliğin yanında, politik değişimler, sivil güvenlik ve küresel olaylar da getiri oynaklığının nedeni olarak görülür (Orabi, 2015: 134).

Bilson vd. (2002), politik risk ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi geliştirmekte olan piyasalar çerçevesinde araştırmışlardır. 17 geliştirmekte olan piyasanın 1985 - 1997 dönemindeki verilerini inceleyen çalışma, karşılaştırma yapabilmek amacıyla aynı dönem için 18 gelişmiş piyasayı da inceleme konusu yapmıştır. Sonuçlar göstermektedir ki, özellikle Pasifik Bölgesi olmak üzere birçok geliştirmekte olan piyasada politik risk ve hisse senedi getirileri arasında önemli bir ilişki bulunmaktadır. Benzer bir ilişki gelişmiş piyasalarda görülemediği (Bilson vd. 2002: 2).

Yukarıda bahsedildiği üzere, politik olaylar, finansal krizler diğer ekonomik olaylar ve toplumsal olaylar, piyasa getirisini ve riskini önemli ölçüde etkilemektedir. Cappiello vd. (2006), eksi yönlü sistematik (piyasa) şokun hisse senetlerinin getirilerini düşüreceğini ve varyanslarını yükselteceğini öne sürmüştür. Ang ve Chen (2002), getiriler eksi yönlü olduğu zaman portföylerin piyasa ile daha çok hareket ettiğini belirtmektedir. Ang ve Chen (2002) yaptıkları çalışmada, koşullu korelasyonun asimetrisini test etmişlerdir. Piyasa aşağı yönlü olduğunda, piyasaların portföyle olan hareketi % 11.6 artmıştır. Çalışmalarında, koşullu asimetrik korelasyonların çarpıklık gibi diğer asimetri ölçülerinden daha farklı yapıda olduğunu öne sürmüşlerdir. Küçük firmaların hisse senetleri, değer hisse senetleri ve geçmişte zarar etmiş hisse senetleri daha yüksek korelasyon asimetrisi göstermektedir. Çalışmada, rejim değişikliğinin öngörüldüğü modellerin korelasyon asimetrisini yakalamada daha başarılı olduğu ortaya konmuştur. Enerji sektörüne ait hisse senetlerinde korelasyon asimetrisi daha yüksek olarak belirlenmiştir. Veri olarak NYSE, AMEX ve NASDAQ'ta işlem gören hisse senetlerinin Temmuz 1963 – Aralık 1998 döneminde gerçekleşen günlük ve aylık getirilerin kullanıldığı çalışmada, düşüş dönemlerindeki korelasyon artışını belirlemek üzere dört yöntem kullanılmıştır. Bu modeller, asimetrik GARCH- M, Poisson sıçrama modeli, rejim değişim modeli ve rejim değişikliğinin dahil edildiği bir GARCH modelidir.

Longin ve Solnik (2001) Amerika, İngiltere, Fransa, Almanya ve Japonya hisse senedi piyasa endekslerinin aylık getirilerini uç değer teorisi yöntemiyle analiz ettikleri çalışmada, korelasyon ve oynaklık arasında sahte bir regresyonun var olduğunu ancak piyasalar düştüğünde korelasyonun arttığını belirtmişlerdir.

Longin ve Solnik (1995) çalışmalarındaki testlerin, sabit koşullu korelasyonu (ccc) reddettiğini ileri sürüyor. Çalışmada, koşullu korelasyonun uluslararası piyasalarda son 30 yılda (1960 – 1990) arttığı iddia ediliyor. Ayrıca, yüksek volatilitite (varyans) ortamında korelasyonun arttığı vurgulanıyor.

Kaplanis (1988), 10 piyasanın 15 yıl boyunca aylık getirilerinin korelasyon ve kovaryanslarının stabil olup olmadığını araştırdı ve sabit korelasyon hipotezini reddedemedi. Diğer yandan Koch ve Koch (1991), günlük veri kullanarak yaptıkları çalışmada 1972, 1980 ve 1987 yıllarını ayrı ayrı incelemişlerdir. Uluslararası piyasaların son yıllarda birbirine daha çok bağımlı hale geldiğini belirtmişlerdir. Von Furstenberg vd. (1989) benzer bir sonuç elde etmişlerdir. King ve Whadwhani (1990) ve Bertero ve Mayer (1990) uluslararası korelasyonun kriz zamanlarında arttığını öne sürmüşlerdir.

Longin ve Solnik (1995), koşullu korelasyonun uluslararası piyasalarda son 30 yılda (1960 – 1990) arttığını ve yüksek volatilitite (varyans) ortamında korelasyonun arttığını öne sürmektedir. Kanada, Almanya, Japonya, Amerika, İngiltere ve İsviçre hisse senedi piyasaları endeks verilerini kullanarak yaptıkları çalışmada, piyasalar arasındaki korelasyonu 5 yıllık dönemlerle incelemişlerdir. 1987 Ekim krizini dahil ettikleri modelde korelasyon 5 yıl boyunca yüksek seyretmiştir.

Goeji ve Marquering (2004) hisse senedi ve tahvil getirileri arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Haftalık hisse senedi getirileri ve tahvil piyasası verilerini kullandıkları çalışmada, hisse senedi ve tahvil getirileri arasındaki kovaryansın güçlü bir koşullu heteroskedastik özellik gösterdiğini öne sürmüşlerdir. Bir anlamda, kovaryansın koşullu değişkenlik gösterdiğini bulmuşlardır. Tahvil piyasalarındaki şoklardan bağımsız olarak, hisse senedi piyasasındaki kötü haber iyi habere göre daha yüksek bir koşullu kovaryansa neden olmaktadır. Yazarlar, oynaklığa göre zamanlanmış dinamik varlık yönetiminin pasif varlık yönetimine göre daha başarılı sonuç vereceğini öne sürmüşlerdir.

Forbes ve Rigobon (2002) çalışmalarında, 1997 Asya krizi, 1994 Meksika devalüasyonu ve 1987 Amerikan Borsası'nın çöküşünde, ülkelerarası piyasaların korelasyonunun değişmediğini, yalnızca kovaryansın yükseldiğini belirtmişlerdir (2002: 2223).

Knif, Kolari, Pynnönen (2005), dünya piyasalarının volatiliteleri arttığında İskandinav piyasalarının dünya piyasaları ile olan korelasyonunun aynı yönlü olarak arttığını öne sürüyor. Amerika, Japonya, İngiltere, Fransa, Almanya, İsviçre, Hollanda, Danimarka, İsveç, Norveç ve Finlandiya hisse senedi piyasa endekslerinden derlenen günlük verilerle yapılan çalışmada, dünya piyasaları düşüşte iken korelasyonun arttığı ancak korelasyonun artmasında oynaklığa göre ayı piyasanın ikinci derecede rol oynadığı tespit edilmiştir.

Cappiello vd. (2006), eksi yönlü sistematik (piyasa) şokun hisse senetlerinin getirilerini düşüreceğini ve varyanslarını yükselteceğini öne sürmüştür. Eğer betalar sabit kalırsa, kovaryanslar yükselecektir. Eğer varyanslar oransal olarak değişmezse, korelasyonlar da kovaryanslarla birlikte yükselecektir. Bu nedenle, negatif yönlü bir piyasa değişiminde korelasyonlar yükselecektir.

Granger, Huang ve Yang (2000) Pasifik Bölgesinde yer alan Filipinler, Hong Kong, Malezya, Singapur, Tayland ve Tayvan piyasalarında işlem gören hisse senetlerinin fiyat hareketleri ile döviz kurlarındaki hareketin karşıt yönlü olduğunu ileri sürmüştür. Ancak Japonya ve Endonezya'da benzer bir ilişki kurulamamıştır (s. 337).

Ramchand ve Susmel (1998: 400), haftalık getirileri kullandıkları çalışmada 8 büyük sermaye piyasasını Ocak 1980 – Ocak 1990 periyodunda incelemişlerdir. Çalışmanın sonucuna göre, ABD piyasası ile diğer dünya piyasaları arasındaki korelasyon, ABD piyasası yüksek oynaklık gösterdiğinde 2 ila 3.5 katına kadar çıkmaktadır (Ramchand ve Susmel, 1998: 397).

Ampirik çalışmalarda özet olarak, piyasa oynaklığının, piyasalar ve varlıklar arasındaki kovaryansların ve korelasyonların sosyal, ekonomik ve politik olaylarla birlikte sıçramalar kaydettiği ve bu sıçramaların özellikle olumsuz gerçekleştiği bulgulanmıştır. Ancak bazı çalışmalarda korelasyonun değişmediği kovaryans ve varyansların beraber yükseldiği öne sürülmüştür.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

ARAŞTIRMANIN VERİLERİ VE YÖNTEMİ

Bu bölümde araştırmada kullanılan verilerin kaynağı, dönemi, tanımlayıcı istatistik bilgileri, verilerin nasıl bir teknikle düzeltildiği ve araştırmanın yöntemi detaylı olarak anlatılmıştır.

Uygulamanın birinci bölümünde, portföyleri oluşturan getiri serilerinden fiyat serileri oluşturulmuştur. Oluşturulan fiyat serilerinin yapısal kırılma noktaları belirlenmiştir. Yöntem olarak Bai Perron (2003) yöntemi uygulanmıştır.

Uygulamanın ikinci bölümünde, getiri portföyleri ve piyasa portföyü arasındaki kovaryansın dünyada ve Türkiye’de gerçekleşmiş sosyal, politik, ekonomik kararlar ve olaylarla ilişkisi incelenmiştir. Benzer çalışmalar, Kim ve Mei (2001), Aggarwaal vd. (1999) tarafından yapılmıştır.

Uygulamanın üçüncü bölümünde portföy serileri eğitim kısmı ve test kısmı olmak üzere, örneklem içi veri ve örneklem dışı veri olmak üzere iki kısma ayrılmıştır. Amaç, koşullu değişen kovaryans ve koşullu değişen varyans serilerinden farklı yöntemlere göre hesaplanan dinamik betaların örnekleme dışı dönemler dikkate alınarak geleneksel beta ile kıyaslanmasıdır. Benzer çalışmalar, Choudhry ve Wu (2008), Brooks vd. (1998), Morelli (2003), Bodurtha ve Mark (1991) tarafından gerçekleştirilmiştir. 671).

3.1 Araştırmanın Verileri

Araştırmanın verileri, 02.01.2003 – 29.08.2013 tarihleri arasında BIST TUM de işlem gören hisse senetlerinden rastgele oluşturulmuş 15 adet hisse senedi içeren 30 adet portföyden oluşmaktadır. Portföylerdeki hisse senetleri, eşit ağırlıklandırılmıştır. Çeşitlendirilmiş portföyün beta hesaplamasının tek bir hisse senedinin beta hesaplamasından daha kesin olduğu ileri sürülmektedir (Fama ve French, 2004: 31). Bu nedenle, teker teker hisse senetleri ile çalışmak yerine portföylerle çalışma tercih edilmiştir. Birçok finansal denge modelleri sürekli zamana dayandığı için (Merton (1973), Breeden (1979)) dönemsel toplulaştırma yanlılığı kısa aralıklı verilerde daha düşük olmaktadır. Büyük örneklem sayesinde test istatistikleri de asimptotik dağılıma yaklaşmaktadır (Gibbons ve Ferson, 1985: 225). Bu sebeple günlük veriler kullanılmıştır.

Piyasa getirisi aynı tarihler arasındaki BIST 100 endeks getirisidir. Risksiz faiz oranı, TCMB tarafından belirlenen 3 aylık vadeli mevduat faiz oranıdır.

Portföyde yer alan hisse senetlerinin getirileri, gün sonu fiyatlar üzerinden hesaplanmıştır.

$$R_t = \ln (R_t/R_{t-1})$$

Çalışmada, düzeltilmiş getiriler kullanılmıştır. Getiri düzeltmeleri, hisse senedi kar payı ve hisse bölünmelerine göre yapılmıştır.

Hesaplamalar, Borsa İstanbul ² eğitim kılavuzlarından alınmıştır.

Düzeltilme şu şekilde yapılmıştır.

F_{ey} = Mevcut ve artan sermayeyi temsil eden hisse senetlerinin ortak teorik fiyatı

F_e = Mevcut sermayeyi temsil eden “eski” hisse senetlerinin teorik fiyatı

F_y = Sermaye arttırımı nedeniyle verilen “yeni” hisse senetlerinin teorik fiyatı

F_k = Bedelli pay alma hakkının referans fiyatı

F_{ag} = Hisse senetlerinin sermaye arttırımı ve/veya temettü ödemesi öncesi en son seanstaki ağırlıklı ortalama fiyatı

n_1 = Bedelsiz pay alma oranı

n_2 = Rüçhan hakkı kullanma oranı

T = Brüt temettü

R = 1 TL nominal değerli hisse senedinin rüçhan hakkı kullanma fiyatı olmak üzere

3.1.1. Temettü Ödemelerinde Teorik Fiyatın Belirlenmesi

a) Temettünün tamamının nakit olarak dağıtılması durumunda;

“Yeni hisse senedi bulunmuyorsa, veya var olan “yeni” hisse senetleri ayrı bir sırada işlem görmüyorsa, teorik fiyat, “eski” hisse senetlerinin en son ağırlıklı ortalama fiyatından brüt temettü çıkarılarak bulunur.

$$F_{ey} = F_{ag} - T$$

b) Temettünün tamamının hisse senedi olarak dağıtılması durumunda;

Temettünün hisse senedi olarak dağıtılması, bedelsiz sermaye arttırımı olarak değerlendirilir.

c) Temettünün kısmen nakit, kısmen hisse senedi olarak dağıtılması durumunda;

Temettünün nakit olarak dağıtılan kısmı brüt temettü ödemesi, hisse senedi olarak dağıtılan kısmı ise bedelsiz sermaye arttırımı olarak dikkate alınır.

d) Temettünün taksitli olarak dağıtılması durumunda;

Her bir taksit ödemesi ayrı bir temettü ödemesi olarak dikkate alınır.

² <http://borsaistanbul.com/data/egitimklavuzlari/KLVZ15SATO.PDF>

3.1.2 Sermaye Arttırmalarında Teorik Fiyatın Belirlenmesi

- a) Bedelli ve/veya bedelsiz sermaye arttırım işlemlerinin başladığı gün mevcut hisse senetlerinin brüt temettü ödemeleri daha önceki bir tarihte ödenmiş ise;

$$F_{ey} = (F_{ağ} + n_2 R) / (1 + n_1 + n_2)$$

$$F_k = [F_{ey} - R] * n_2$$

- b) Bedelli ve/veya bedelsiz sermaye arttırım işlemlerinin başladığı gün mevcut hisse senetlerinin brüt temettü ödemeleri de ödeniyorsa;

$$F_{ey} = (F_{ağ} + n_2 R - T) / (1 + n_1 + n_2)$$

$$F_k = [F_{ey} - R] * n_2$$

3.1.3. Sermaye Azaltımlarında Teorik Fiyatın Belirlenmesi

Hisse senetlerinin sermaye azaltımı sonrası teorik fiyatı aşağıdaki yöntemle hesaplanır:

$$F_{ey} = (\text{Azaltım öncesi hisse sayısı} * \text{Azaltım öncesi } F_{ağ}) / \text{Azaltım sonrası hisse sayısı}$$

Tezin 4.2 kısmında bahsedilen koşullu varyans ve koşullu kovaryansların zamana bağlı analizinde 02.01.2003 – 29.08.2013 tarihleri arasındaki döneme ait BIST 100 endeksi getirileri ve yine aynı döneme ait BIST TUM de işlem gören hisse senetlerinden rastgele oluşturulmuş eşit ağırlıklandırılmış 15 adet hisse senedi içeren 30 adet portföy getirisi kullanılmıştır.

İkinci uygulama konusu olan yapısal kırılma testlerini gerçekleştirebilmek için BIST 100 endeks fiyatları ve portföylerin getirilerinden yola çıkılarak hesaplanmış olan portföy değerleri kullanılmıştır. Portföy değerinin hesaplanma şekli şu şekildedir:

1. Her bir hisse senedinin getiri serisi elde edilmiştir

2. Her bir tarihteki getiri, bir önceki tarihteki getiri ile toplanarak kümülatif getiri serisi elde edilmiştir.

3. “Başlangıçta 1000 TL yatırımımız olsa idi her bir tarihte yatırımımızın değeri ne olurdu?” sorusu sorularak başlangıçtaki 1000 TL değerindeki yatırımın, $e^{r(\text{kümülatif getiri})}$ ile çarpılması suretiyle her bir tarihteki hisse senedi değeri hesaplanmıştır

4. Neticede, her tarih değişim gösteren bir fiyat serisi elde edilmiştir. 15 adet hisse senedi içeren portföyde her bir tarihteki 15 adet fiyatı toplandığında 15000 TL başlangıç değerli yatırımın her bir tarihte ulaştığı değeri bulunur. Böylece hesaplanan portföy değerleri serisine yapısal kırılma testi uygulanmıştır.

Uygulamanın son bölümünde geleneksel finansal varlık fiyatlama modeli ile dinamik finansal varlık fiyatlama modeli arasında getiri tahmini performansı karşılaştırması yapılmıştır. Bu çalışmanın yapılabilmesi için veri, eğitim dönemi ve test dönemi olmak üzere ikiye ayrılmıştır. 02.01.2003 – 31.12.2011 tarihleri arası eğitim dönemi, 02.01.2012 – 29.08.2013 tarihleri arasındaki dönem ise test dönemidir. Test döneminde kullanılan parametreler, eğitim döneminde elde edilen parametrelerdir.

3.1.4. Tanımlayıcı İstatistikler

Verinin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 3.1 de sunulmuştur. Piyasa portföyünün günlük ortalama getirisi 0.0007 iken oluşturulmuş 15 adet portföyün ortalama getirileri 0.0005 ile 0.0008 arasında değişmektedir. Piyasa portföyünün günlük kazancı maksimum 0.12, günlük kaybı ise minimum 0.13 olarak gerçekleşmiştir. Oluşturulmuş portföylerin maksimum günlük kazançları 0.08 ila 0.12 arasında değişmektedir. Jarque-Bera istatistiğine göre dağılım normal olmamakla birlikte gözlem sayısının yüksekliğinden dolayı dağılım normal kabul edilmelidir. Portföylerin getiri dağılımı sola çarpıktır. Dağılımın sola çarpık olması, kayıplarla karşılaşma olasılığının sağa çarpık duruma göre daha yüksek olduğunu gösteriyor.

Tablo 3.1 Portföylerin Tanımlayıcı İstatistikleri

Portföyler	Ortalama	Medyan	Maksimum	Minimum	Standart sapma	Çarpıklık	Baskınlık	Jarque-Bera	Nor. Dağ. Olas.	Gözlem sayısı
PM	0.000696	0.001291	0.121281	-0.133359	0.018762	-0.356204	7.420368	2228.578	0.0000	2668
P1	0.000459	0.001670	0.090669	-0.132486	0.016986	-1.469695	12.18419	10337.31	0.0000	2668
P2	0.000692	0.001838	0.090693	-0.113141	0.015681	-1.252794	11.02516	7857.389	0.0000	2668
P3	0.000433	0.001769	0.105668	-0.144918	0.016884	-1.615655	13.92464	14428.24	0.0000	2668
P4	0.000484	0.001871	0.102288	-0.124941	0.017034	-1.18748	10.77225	7342.371	0.0000	2668
P5	0.000375	0.002021	0.091535	-0.128761	0.016991	-1.318651	10.89526	7702.796	0.0000	2668
P6	0.000455	0.001692	0.092108	-0.126395	0.016271	-1.317462	11.33252	8490.216	0.0000	2668
P7	0.000613	0.001512	0.094523	-0.108125	0.015529	-0.990859	10.06430	5984.269	0.0000	2668
P8	0.000469	0.001458	0.088607	-0.116602	0.016273	-1.332681	10.34526	6787.504	0.0000	2668
P9	0.000579	0.002010	0.110707	-0.133283	0.016707	-1.305512	11.49809	8786.052	0.0000	2668
P10	0.000561	0.001922	0.113124	-0.134801	0.017256	-1.241198	11.00544	7809.381	0.0000	2668
P11	0.000486	0.001720	0.090009	-0.118207	0.016260	-1.324454	10.84779	7626.532	0.0000	2668
P12	0.000621	0.001838	0.098785	-0.125937	0.016745	-1.120539	10.49054	6795.691	0.0000	2668
P13	0.000702	0.002147	0.091740	-0.141526	0.016554	-1.381786	12.82753	11585.52	0.0000	2668
P14	0.000452	0.001900	0.104816	-0.130078	0.015947	-1.350865	12.07833	9973.37	0.0000	2668
P15	0.000663	0.001463	0.106543	-0.118548	0.016400	-1.086179	9.754496	5596.391	0.0000	2668
P16	0.000380	0.001812	0.107061	-0.133004	0.017024	-1.393724	11.72619	9328.684	0.0000	2668
P17	0.000674	0.001740	0.104117	-0.130257	0.016410	-1.130376	10.85838	7433.179	0.0000	2668
P18	0.000672	0.001580	0.108115	-0.131615	0.016005	-1.39323	12.36969	10622.58	0.0000	2668
P19	0.000479	0.001549	0.100747	-0.125828	0.016822	-1.129572	10.61706	7017.212	0.0000	2668
P20	0.000706	0.001892	0.098726	-0.128893	0.016216	-1.439046	12.71152	11405.38	0.0000	2668
P21	0.000430	0.001717	0.104567	-0.127749	0.016157	-1.303215	11.72808	9223.823	0.0000	2668
P22	0.000346	0.001704	0.108422	-0.137985	0.016747	-1.427315	12.59024	11130.18	0.0000	2668
P23	0.000657	0.001630	0.105246	-0.129104	0.016445	-1.340191	12.22556	10260.17	0.0000	2668
P24	0.000642	0.001730	0.116518	-0.133296	0.016699	-1.247031	11.75217	9206.920	0.0000	2668
P25	0.000666	0.001872	0.099070	-0.119797	0.015569	-1.276574	11.57657	8901.799	0.0000	2668
P26	0.000488	0.001706	0.089324	-0.131368	0.017323	-1.065696	9.314273	4937.231	0.0000	2668
P27	0.000451	0.002037	0.095242	-0.121207	0.017730	-1.541183	11.7507	9568.761	0.0000	2668
P28	0.000671	0.001852	0.094075	-0.129020	0.016811	-1.370091	11.77937	9403.128	0.0000	2668
P29	0.000657	0.001653	0.119721	-0.132517	0.015867	-1.162026	12.15844	9924.765	0.0000	2668
P30	0.000673	0.001921	0.092750	-0.131810	0.016909	-1.23803	10.56582	7044.903	0.0000	2668

Finansal veriler bazı karakteristik özelliklere sahiptir. Şişman kuyruk ve sivri tepe noktası da bunlardandır. Kuyruklar uç değerleri barındırdığı için şişman kuyruk normal dağılımın öngördüğünden daha fazla kayıp öngörebilir (Rachev vd., 207: 466-467). Bu özelliğin veri sayısının yüksek olması sebebi ile analizlerde sorun olmayacağı düşünülmüştür.

Veri özet olarak, toplam 154 adet hisse senedinden rastgele seçilerek oluşturulmuş 30 adet portföy tipik finansal veri özellikleri ortaya koymaktadır.

3.2. Araştırmanın Yöntemi

Bu bölümde, çalışmanın metodolojisi detaylı olarak anlatılacaktır. İlk uygulama yapısal kırılma testleri, ikinci uygulama koşullu varyans ve koşullu kovaryansların zamana bağlı analizidir. Son uygulama ise geleneksel finansal varlık fiyatlama yöntemi ile dinamik finansal varlık fiyatlama yöntemleri arasında getiri tahmini karşılaştırmasıdır.

3.2.1. Yapısal Kırılma Testi (Bai - Perron,1998 ve 2003)

İkinci bölümde, yapısal kırılma testlerinin gelişimi ele alınmıştır. Mevcut çalışmada, durağan olmayan fiyat serilerinin kırılma zamanları Bai ve Perron (1998, 2003) tarafından geliştirilen model ile belirlenmiştir. Modelde kalıntıların karelerinin toplamını en küçükleyen katsayıları belirleyen algoritmalar kullanılmıştır. Model önceki versiyonlarından farklı olarak, kırılma sayısı önermektedir. Önerdiği kırılma sayısı, modeldeki kalıntıların karelerinin toplamının minimum olduğu kırılma sayısıdır. Model, kırılma sayısını içsel olarak tahmin ettiğinden ve mevcut çalışmada belirgin olaylar üzerine yoğunlaşmadığı için uygun görülmüştür. Yapısal kırılma testleri, durağanlık testleri olarak başlayan testlerdir. Kırılma testlerinin uygulanabilmesi için öncelikle, serinin durağan olmaması gereklidir. Çalışmada getiri verisi sıfır etrafında saçılan, durağanlığa yakın dağılım gösteren bir özelliğe sahiptir. Fiyat gibi değer verileri bu testler için daha uygun olmaktadır.

Aşağıdaki çoklu regresyon modeli, $m + 1$ rejimde m sayıda kırılma içerir.

$$y_t = X_t' \beta + Z_t' j + u_t \quad , t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j \quad \text{ve} \quad j = 1, \dots, m + 1$$

olmak üzere,

y_t , y serisinin t anındaki gözlem değeri, x_t ve z_t bağımlı değişkenler, β ve γ_j ise bağımlı değişkenlerin katsayıları, u_t ise hata terimidir. Bai Perron yönteminde, hata terimini minimize edecek regresyon katsayılarını hesaplanır ve bununla birlikte kırılma sayısı ve kırılma noktaları tespit edilir. Yukarıdaki denklem, aşağıda matris formunda şöyle ifade edilir:

$$Y = X\beta + \bar{Z}\delta + U \quad (3.1)$$

\bar{Z} , burada köşegen matristir. Yöntemin hesaplama mantığı, en küçük kareler yöntemine dayanmaktadır. Her m değeri için β ve γ_j , hata karelerinin toplamı minimize edilerek elde edilir. Minimize edilmesi gereken değer matris yöntemi ile aşağıdaki gibi gösterilir:

$$(Y - X\beta + \bar{Z}\delta)'(Y - X\beta + \bar{Z}\delta) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - x_t'\beta - z_t'\delta_i]^2 \quad (3.2)$$

Hata karelerinin toplamını minimize eden m değeri, β ve γ_j katsayıları iterasyon yoluyla hesaplanır.

Bai ve Perron (1998, 2003) kırılma sayısı bilinmediğinde kırılma sayısı öneren 3 test önermişlerdir. $SupF_t(k)$ testi, Çift maksimum testleri olarak adlandırılan UD Max ve WD max testi ve $SupF_t(l+1/l)$ testleridir.

İlk test, kırılma olmadığı null hipotezine karşı sabit sayıda kırılmanın olduğunu test eden $SupF$ testidir. (Bai – Perron, 1998; Yıldırım, 2010)

İkinci test, bir M üst sınırına kadar bilinmeyen sayıda yapısal kırılmanın olduğu alternatif hipotezine karşı yapısal kırılmanın olmadığı null hipotezinin test edildiği çift maksimum testleridir (Yıldırım, 2010: 105).

$$\begin{aligned} UDmaxF_t(M, q) &= \max_{1 \leq m \leq M} \sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_m) \in \Lambda_\epsilon} F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q) \\ &= \max_{1 \leq m \leq M} F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m; q) \end{aligned}$$

Hata terimlerinin karelerinin toplamının minimize olduğu kırılma noktaları ($j=1, \dots, m$) için tahmin edilir:

$$\hat{\lambda}_j = \hat{T}_j / T$$

$$\begin{aligned} WDmaxF_t(M, q) &= \max_{1 \leq m \leq M} \frac{c(q, \alpha, 1)}{c(q, m, 1)} \sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_m) \in \Lambda_\epsilon} F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q) \\ &= \max_{1 \leq m \leq M} \frac{c(q, \alpha, 1)}{c(q, m, 1)} F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m; q) \end{aligned}$$

$UDmax$ ve $WDmax$ kritik değer tablosu Bai ve Perron (1998) çalışmasında sunulmuştur (Bai ve Perron, 1998: 57). Asimptotik kritik değerler, simülasyon yoluyla elde edilmiştir. 10.000 replikasyonlu her bir simülasyon için, Λ_ϵ setinde $(\lambda_1, \dots, \lambda_k)$ için $F(\lambda_1, \dots, \lambda_2; q)$ supremum değerleri dinamik programlama algoritması ile hesaplanmıştır (s. 57).

Bai Perron (2003), önerdikleri $SupF_T(l+1/l)$ testinde “0” kırılmaya karşı tek kırılmayı, l sayıda kırılmaya karşı $l+1$ sayıda kırılma test etmişlerdir. Test, l kırılma ile elde edilen hata kareleri toplamı ile $l+1$ sayıda elde edilen hata kareleri toplamı arasındaki farkın minimize

edilmesine bağlıdır (Yıldırım, 2010; 105). Bu farkın minimum olduğu $l+1$ sayısı kadar kırılma mevcuttur.

Bai Perron (2003), performans kriteri seçiminde Bayesian bilgi kriteri (BIC) ve LWZ bilgi kriterini önermiş, Akaike bilgi kriterinin (AIC) iyi performans göstermediğini öne sürmüştür (Bai ve Perron, 2003: 15). Hata terimlerinde otokorelasyon olduğu durumda dahi BIC ve LWZ iyi performans gösterirken, otokorelasyonun gecikme katsayısı büyük olduğunda BIC'in performansı düşmektedir. LWZ bu üç kriterin içinde her durumda en doğru sonuca götüren kriter olsa da kırılma sayısını düşük tahmin edebilir (Bai ve Perron, 2003: 15).

Mevcut çalışmada, Çift maksimum testleri ve Global bilgi kriteri kullanılmıştır. Global Bilgi kriterine göre, 0 kırılmaya karşılık m sayıda kırılma mevcuttur.

H_0 : Seride kırılma yoktur

H_1 : Seride m sayıda kırılma vardır.

3.2.2. Koşullu Varyans ve Kovaryansların Zamana Bağlı Değişimin Araştırma Yöntemi

Uygulamanın ikinci kısmında, koşullu varyans ve koşullu kovaryansların zamana bağlı analizi gerçekleştirilecektir. Bunu gerçekleştirebilmek için, örneklemin tamamı veri olarak kullanılmıştır. Önce piyasa portföyü ve 30 adet portföyün koşullu değişen varyansları hesaplanmış daha sonra her bir portföyün piyasa portföyü ile koşullu değişen kovaryansı hesaplanmıştır. 30 adet portföyün hesaplanan kovaryanslarının ortalaması alınarak tek bir kovaryans serisi elde edilmiştir. Benzer şekilde, 30 adet portföyün koşullu değişen varyansının ortalaması alınarak tek bir koşullu değişen varyans serisi elde edilmiştir. Literatürün önerisi doğrultusunda yüksek varyans ve kovaryans dönemlerinin önemli politik, sosyal ve ekonomik olaylara sahne olduğunu ispatlamak adına elde edilen varyans ve kovaryans serileri büyükten küçüğe sıralanmış ve yüksek kovaryans dönemlerinde hangi ekonomik, politik ve sosyal olayların vuku bulduğu araştırılmıştır. Benzer yöntem, Kim ve Mei (2001) tarafından uygulanmıştır. Zamana bağlı varyans ve kovaryansların hesaplanma yöntemleri alttaki bölümlerde ayrıntılı olarak ele alınmıştır.

3.2.3. Zamana Bağlı Değişen Finansal Varlık Fiyatlama Modeli Getiri Tahmini Araştırma Yöntemi

Çalışmanın üçüncü uygulama alanı, dinamik betalar ile klasik betaların getiri tahmini açısından kıyaslanmasıdır.

Araştırmada, geleneksel yöntemle hesaplanan sabit betayı belirlemek için klasik en küçük kareler regresyon yöntemi kullanılacaktır.

$$E(R_i) - R_f = \alpha + \beta (R_m - R_f) + \varepsilon$$

Geleneksel modelde, geçmiş dönemde gerçekleşen varlık getirilerinin risksiz faiz oranı üzerindeki getirilerinin piyasa getirilerinin yine risksiz faiz oranı üzerinde kalan getirileri ile regresyona girdiğinde elde ettiğimiz β katsayısını risk katsayısı kabul ediyoruz. Bu katsayı kısa dönemler içinde değişmez ve sabit kabul edilir.

Dinamik yaklaşımda ise, yuvarlanan regresyon ve çok değişkenli GARCH (MGARCH) yöntemi olarak adlandırdığımız iki ana yöntem uygulanmıştır. İlki “yuvarlanan regresyon” yöntemi olarak adlandırdığımız 30, 60, 120, 240 ve 360 günlük pencerelerde yer alan son 30 günlük, 60 günlük, 120 günlük, 240 günlük ve 30 günlük bilgiye dayanılarak her yeni bilginin geldiği gün yinelenen regresyondur. Yuvarlanan regresyon, yatırımcının betayı güncellemesi varsayımı üzerine yapılmıştır. Regresyon yine geleneksel yöntemde olduğu gibi en küçük kareler yöntemi ile gerçekleştirilmektedir.

$$E(R_i) - R_f = \alpha + \beta (R_m - R_f) + \varepsilon$$

İkinci ana yöntemde, β değeri yine günlük olarak hesaplanmakta ve günlük getiri de buna göre yeniden hesaplanmaktadır. Portföy betalarını hesaplayabilmek için, koşullu piyasa getirisi ile portföy getirisi arasındaki koşullu kovaryansın ve piyasa getirisinin koşullu varyansının hesaplanması gereklidir. Bu hesaplamaların yapılabilmesi için iki değişkenli GARCH yöntemi uygulanmıştır.

Beta değerlerinin statik olmaktan ziyade dinamik özellik taşıdığını destekleyen çok sayıda çalışma mevcuttur. Bir getirin ortalamaya-varyans eğrisi üzerinde olup olmadığının anlaşılabilmesi için, regresyon teknikleri kullanılarak tek beta ile getirin temsil edilip edilemeyeceği test edilmiştir (Hansen ve Richard, 1987: 601). Hansen ve Richard’ın çalışmasında (1987), şartlandırma bilgisi ihmal edildiği durumda ki, sabit betalı finansal varlık fiyatlama modeli uygulamasında ihmal edilmektedir, bir portföyün koşullu ortalama varyans etkinliği hakkında yanlış sonuçlara varabileceğimiz gösterilmiştir (Choudhry ve Wu, 2008: 672).

Harvey (1989: 315), birim risk başına ödülün sabit olmayacağı yönünde kanıtlar bulmuştur. Bu çalışmalar, getiri ile varyans arasındaki ilişkiyi inceleyen benzer çalışmaların

başlangıcı olmuştur. Bollerslev, Engle ve Wooldridge (1988), zamana bağlı koşullu değişen beta ve koşullu varlık fiyatlamaya modelini uygulamadan önce, Engle, Lilien ve Robins (1987) tekil bir varlığın beklenen getirisini, kendi koşullu varyansı ile pozitif ilişkili olduğunu öngördükleri bir çalışma yapmışlardır. Benzer yaklaşım French, Schwert ve Stambaugh (1987) ve Poterba ve Summers (1986) tarafından da uygulanmıştır.

Bollerslev, Engle ve Wooldridge (1988), zamana bağlı değişen koşullu betayı, portföy ve piyasanın koşullu kovaryansının koşullu varyansına bölünmesi ile hesaplamışlar ve koşullu beta serisini çalışmalarında grafiklerle göstermişlerdir. Koşullu kovaryans ve varyans serileri oluşturulurken, dvec yöntemi kullanmışlardır.

Harvey (1989), kovaryansların zamana bağlı olarak değiştiğini göstermiştir. Çalışmasında, zamana bağlı değişen koşullu betayı, portföy ve piyasanın koşullu kovaryansının koşullu varyansına bölünmesi şeklinde göstermiştir.

Bodurtha ve Mark (1991), benzer yöntemle koşullu betayı hesaplamışlardır. Koşullu betayı, portföy ve piyasanın koşullu kovaryansının koşullu varyansına bölünmesi şeklinde göstermişlerdir. Araştırmacılar, piyasa ve portföyün kovaryansını, piyasanın otoregresyonunda türeyen hata terimleri ve portföyün otoregresyonunda türeyen hata terimlerinin çarpımları olarak, piyasanın varyansını ise piyasanın otoregresyonundan türeyen hata terimlerinin varyansı olarak modellemişlerdir. Modeli hesaplarken GMM yöntemini kullanmışlardır.

Engel vd. (1995) yaptıkları çalışmada, koşullu ortalama varyans etkinliğini test etmişlerdir. Koşullu etkinliğe, $E(R_{j,t}) - R_f = \delta \text{cov}(R_{j,t}; R_{m,t})$ formülünde yer alan δ 'nın anlamlı olması ile karar verilmiştir.

Rivera (1996), biri koşullu CAPM diğeri hisse senedinin kendi hareketlerinden yola çıkarak hesaplama yaptığı yöntem olmak üzere iki yöntemi karşılaştırmış ve koşullu betayı, portföy ve piyasanın koşullu kovaryansının koşullu varyansına bölünmesi şeklinde göstermiştir.

Ghysels (1998), koşullu modelin sabit beta modeline göre daha iyi performans gösterip göstermediğini araştırmıştır. Koşullu betanın sabit modele göre daha iyi sonuç vermediğini tespit etmiştir. Koşullu betayı, portföy ve piyasanın koşullu kovaryansının koşullu varyansına bölünmesi şeklinde göstermiştir.

Wang (2003), çalışmasında Sharpe-Lintner CAPM'in koşullu versiyonunda koşullu beklenen portföy getirilerinin koşullu betalar ile lineer ilişki içinde olduğunu ima edildiğini belirtmiştir (Wang, 2003: 165). Çalışmada, koşullu modelin sabit beta modeline göre daha iyi performans gösterdiğini yani tahmin hatalarının koşullu modelde daha düşük olduğunu tespit

etmiştir. Ancak yine de, piyasa portföyünün koşullu ortalama-varyansının etkin olmadığı test edilmiştir. Koşullu betayı, portföy ve piyasanın koşullu kovaryansının koşullu varyansına bölünmesi şeklinde göstermiştir.

Morelli (2003), koşullu değişen betaları Bodurtha ve Mark (1991)'a referans göstererek hesaplamış ancak kovaryans hesaplamasını GMM kullanarak hesaplamak yerine, piyasa ve portföyün otoregresyonlarından oluşan hata terimlerini karşılıklı çarparak koşullu kovaryansı, GARCH yöntemi ile piyasanın koşullu varyansını hesaplamıştır.

Choudry ve Wu (2008), koşullu betaları Bollerslev vd. 'nin (1988) kullandığı modelle hesaplamışlardır. Ancak, koşullu kovaryans ve varyanslar hesaplanırken, DVECH ve BEKK yöntemlerini kullanmışlardır. Engle (2012) çalışmasında koşullu betaları hesaplarken dinamik koşullu beta (dcc) yöntemini kullanmıştır.

Brooks (2002: 493)'a göre, koşullu heteroskedastik modeller, risk hesaplamasında en başarılı yöntemlerdir. Fabozzi ve Francis (1978), beta katsayısının sabit olmaktan ziyade zamana bağlı olarak değiştiğini öne sürmüştür. Fabozzi ve Francis (1978), Bollerslev vd. (1988), Ng (1991), Bodurtha ve Mark (1991), Nelson (1991) koşullu değişen varyans yöntemi ile zamana bağlı değişen betaları hesaplamışlar ve finansal varlık fiyatlama modelini test etmişlerdir. Gibbons ve Ferson (1985), Keim ve Stambaugh (1986), Campbell (1987), Ferson, Kandel ve Stambaugh (1987), beklenen getirilerin zamana bağlı olarak değişmesine izin veren, modellerin koşullu formda finansal değerlemelerinin incelendiği çalışmalar gerçekleştirmişlerdir (Ng, 1991: 1507). Harvey (1989) GMM yöntemiyle, Schwert ve Seguin (1990) Glejser (1969) ağırlıklı en küçük kareler yöntemi ile zamana bağlı finansal varlık fiyatlama modelini incelemiş ve test etmişlerdir. Sharpe-Lintner modelini reddetmişlerdir. Schwert ve Seguin (1990), hisse senetlerinin aylık getirilerindeki heteroskedisitenin, piyasa oynaklığı ile yakından ilişkili olduğunu, betanın zamana bağlı olarak değiştiğini ortaya koymuşlardır (Schwert ve Seguin, 1990: 1152). Harvey (1989), koşullu kovaryansların değişimine izin veren finansal varlık fiyatlama testleri gerçekleştirdi. Yüksek getirilerin yüksek kovaryanslarla ilişkili olduğunu buldu. Koşullu Finansal Varlık Fiyatlama Modeline göre koşullu beklenen getiri;

$$E(r_{it}|I_{t-1}) = \beta_{it}|I_{t-1} (E(r_{mt}|I_{t-1}))$$

Koşullu beklenen getiri hesaplamasındaki risk faktörü, koşullu beta;

$$\beta_{it}|I_{t-1} = \frac{Cov(r_{it}, r_{mt}|I_{t-1})}{Var(r_{mt}|I_{t-1})}$$

Burada, koşullu kovaryans olarak gösterilen $Cov(r_{it}, r_{mt}|I_{t-1})$ ve koşullu varyans olarak gösterilen $Var(r_{mt}|I_{t-1})$ serileri, çok değişkenli GARCH yöntemi hesaplanarak oluşturulacaktır. β_{it} , i portföyünün t zamanındaki piyasa betasıdır. Beta, i portföyü ve piyasanın koşullu kovaryansının, piyasanın koşullu varyansına bölünmesiyle elde edilmektedir. Portföy getirisinin piyasa getirisi üzerinde koşullu regresyonundaki eğim katsayısı, t-1 anındaki bilgiye koşullandırılmıştır. (Lee ve Lee, 2006: 378).

Yukarıda anlatılan çalışmaların ışığında, bu çalışmada da koşullu değişen dinamik betalar piyasa getirisinin portföy getirisi ile olan koşullu kovaryansının piyasanın koşullu varyansına bölünmesi ile tahmin edilmiştir. Tahmin edilen betalar ise portföy getiri tahmininde kullanılmıştır. Çalışmada koşullu kovaryans ve koşullu varyanslar, çok değişkenli GARCH yöntemi ile hesaplanacaktır. Kullanılan yöntemler, geleneksel finansal varlık fiyatlama modeli, Köşegen VECH (DVECH) yöntemi, Köşegen BEKK (DBEKK) yöntemi, Sabit koşullu korelasyon (CCC) ve Dinamik koşullu korelasyon (DCC) yöntemleridir.

Veri, eğitime dönemi ve test dönemi olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. 02.01.2003 – 31.12.2011 tarihleri arası eğitime dönemi, 02.01.2012 – 29.08.2013 tarihleri arasındaki dönem ise test dönemidir. Statik modelde, önce de belirtildiği gibi en küçük kareler regresyon yöntemi uygulanmıştır. Geleneksel modelin test dönemindeki getirileri, eğitim döneminde hesaplanan beta kullanılarak tahmin edilmiştir.

Yuvarlanan regresyon yönteminde 30 günlük, 60 günlük, 120 günlük, 240 günlük ve 360 günlük pencereler kullanılmak suretiyle her bir portföy için 5 kez yuvarlanan regresyon kullanılmıştır. Örneğin 30 günlük pencere ile yuvarlanan regresyonda, piyasa ve portföy örneklemelerinin ilk 30 günü regresyon verisi olarak kullanılmakta ve 30. günün betası hesaplanmaktadır. 31. günün betası ise örneklemelerin 2. gün verisi ile 31. gün verisi arasındaki 30 günlük verinin regresyona tabi tutulmasıyla hesaplanmaktadır. Her yeni günün verisini hesaplamak için regresyon verisi bir gün ileriye yuvarlanmaktadır.

Çok değişkenli GARCH kullanılan dinamik modellerde, test döneminde betalar tahmin edilmeye çalışılmıştır. Eğitim döneminde elde edilen koşullu kovaryans ve koşullu varyans parametreleri test döneminde koşullu varyans ve koşullu kovaryansların hesaplanması için kullanılmıştır. Böylece test döneminde tahmin edilen koşullu kovaryans ve koşullu varyanslar betaların tahmin edilmesini sağlamıştır. Hem geleneksel hem dinamik

modellerde, eğitim ve test dönemlerindeki getiri tahminleri, hesaplanan betaların gerçekleşen piyasa getirisi ile çarpılması yoluyla bulunmuştur.

İkinci ana yöntemde, β değeri yine günlük olarak hesaplanmakta ve günlük getiri de buna göre yeniden hesaplanmaktadır. Portföy betalarını hesaplayabilmek için, koşullu piyasa getirisi ile portföy getirisi arasındaki koşullu kovaryansın ve piyasa getirisinin koşullu varyansının hesaplanması gereklidir. Bu hesaplamaların yapılabilmesi için çok değişkenli GARCH yöntemi uygulanmıştır.

Geleneksel modelde,

$$E(r_{it}) = \beta E(r_{mt}) \text{ şeklinde}$$

Dinamik modelde,

$$E(r_{it}|I_{t-1}) = \beta_{it}|I_{t-1} E(r_{mt}) \text{ şeklinde getiri tahmini yapılmıştır.}$$

Dinamik yöntemlerin geleneksel Finansal Varlık Fiyatlama modelinden anlamlı şekilde daha iyi sonuç verip vermediğini anlamak için hata kareleri ortalamalarının karekökü (HKOK), Mutlak hata ortalaması (MHO) ve mutlak hata yüzdesi ortalaması yöntemleri uygulanmıştır (MHYO). HKOK (Brooks vd, 1998; Avramov; 2002; Cao vd., 2005; Choudhry ve Wu, 2008, Guo, 2006), MHO (Cao vd., 2005; Choudhry ve Wu, 2008; Guo, 2006) ve MHYO (Tashman, 2000; Cao vd., 2005) literatürde yaygın olarak kullanılmaktadır .

R_i , gerçekleşen getiri ve e_i tahmin edilen getiri ile gerçekleşen getiri arasındaki fark olmak üzere,

$$\text{Hata Kareleri Ortalamasının Karekökü} = \sqrt{\frac{\sum e_i^2}{N}}$$

$$\text{Mutlak Hata Ortalaması} = \frac{\sum |e_i|}{N}$$

$$\text{Mutlak Hata Yüzdesi Ortalaması} = \frac{\sum \frac{|e_i|}{|R_i|}}{N} \text{ şeklinde ifade edilmektedir.}$$

3.2.3.1. Çok Değişkenli GARCH Yöntemi (MGARCH)

Bu bölümde, piyasa ve portföy verisinin otoregresif hareketinden yola çıkarak bunların koşullu kovaryanslarını ve piyasanın koşullu varyansını tahmin edeceğimiz yöntemler tartışılmıştır.

Burada, sadece tek değişkenin varyansı değil, iki veya daha fazla değişkenin kovaryansının hesaplanması söz konusudur. Koşullu normallik varsayımı altında, çok değişkenli GARCH yönteminde parametreler log likelihood fonksiyonun maksimize edilmesiyle hesaplanır. Kullanılan yöntemlerde, koşullu kovaryans h_{12} , koşullu varyans ise h_{11} veya h_{22} olarak belirtilecektir. Çalışmada, kullanılan yöntemlerin orijinalinde olduğu gibi ve literatürde de yaygın olduğu şekilde GARCH(1,1) yöntemi uygulanmıştır.

Koşullu Kovaryans Modellemeleri, Direkt ve Dolaylı olmak üzere iki grupta uygulanmıştır. Direkt koşullu kovaryans modellemelerinde, kovaryanslar direkt olarak hesaplanırken dolaylı kovaryans modellemelerinde korelasyonlardan yola çıkılarak hesaplanmıştır. Bundan sonraki kısımlarda, Direkt koşullu kovaryans modelleri ve dolaylı koşullu kovaryans modelleri anlatılacaktır.

3.2.3.1.1. Direkt Koşullu Kovaryans Modellemesi

3.2.3.1.1.1. VECH ve DVECH Modelleri

Direkt koşullu varyans modellemesinde kullanılan ilk yöntem VECH modeli veya hesaplanması gereken parametre sayısı azaltılmış olan DVECH modelleridir. VECH modeli;

$$y_t = E(y_t | \psi_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$Vech(H_t) = C + \sum_{i=1}^p A_i vech(\varepsilon_t \varepsilon_t') + \sum_{j=1}^q B_j (H_{t-j})$$

olarak tanımlanır. Burada,

y_t : t dönemindeki getiri

ψ_{t-1} : Bir önceki döneme koşullanma bilgisi

ε_t : t dönemindeki hata terimi

H_t : Koşullu varyans - kovaryans matrisi

C, sabit terimler vektörü

A ve B ise matristir.

2 deęişkenli bir VECM modelinde (K=2), C için 3, A için 9, B için 9 olmak üzere toplam 21 parametre bulunur(Brooks, 2002: 507). 2 deęişkenli GARCH (1,1) modelinin VECM parametreleştirelmesi,

$$Vecm(H_t) = \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{21,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix}$$

Bu modelde, $h_{11,t}$ aşıęıdaki gibi yazılır:

$$\begin{aligned} h_{11,t} &= c_1 + a_{11}\varepsilon_{1,t-1}^2 + a_{12}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{13}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}h_{11,t-1} + b_{12}h_{21,t-1} + b_{13}h_{22,t-1} \\ h_{12,t} &= c_2 + a_{21}\varepsilon_{1,t-1}^2 + a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{23}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{21}h_{11,t-1} + b_{22}h_{21,t-1} + b_{23}h_{22,t-1} \\ h_{22,t} &= c_3 + a_{31}\varepsilon_{1,t-1}^2 + a_{32}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{33}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{31}h_{11,t-1} + b_{32}h_{21,t-1} + b_{33}h_{22,t-1} \end{aligned}$$

Bu, her serinin hata teriminin karesinin birinci gecikmesi, hata terimlerinin karelerinin birinci gecikmelerinin çarpımları, koşullu varyansların ($h_{21,t}$ için koşullu kovaryansların) gecikmelerinin fonksiyonudur. Örneęin iki deęişkenli VECM-GARCH(1,1) modelinde b_{13} parametresi, ikinci deęişkenin bir önceki dönemdeki koşullu varyansının, ilk serinin şimdiki koşullu varyansına etkisini gösteriyor.

Toplam parametre sayısı:

$(p+q)(K(K+1)/2)^2 + K(K+1)/2$ olmak üzere

K=2 ve GARCH(1,1) süreci için,

$(1+1)(2 \times 3/2)^2 + 2 \times 3/2 = 21$ parametre vardır. Her bir $h_{ij,t}$ tahmini için 7 parametre tahmin edilmesi gereklidir. 3 ve 4 deęişkenli GARCH (1,1) modellerinde toplam parametre sayısı sırasıyla 78 ve 210 a çıkacaktır. Bu nedenle bu modelde, tutumluluk prensibini sağlamak zordur (Öztek, 2013: 24). Hesaplama süreci düşünöldüğünde, VECM-GARCH modelinin log-olabilirlięi ε_t 'nin çok deęişkenli normallik varsayımı altında

$$A \sum_{n=1}^N l_n = -\frac{TN}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \ln(H_t) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t$$

olmaktadır. Modelin lineer olmayan formuna baęlı olarak, yukarıdaki denklemin log-olabilirlięi ve modelin parametreleri açısından kapalı çözüm olmadığından dolayı iterasyon yoluyla maksimize edilir (Öztek, 2013: 24). Bu nümerik optimizasyon, H_t matrisinin her iterasyon için terse çevrilmesini gerektirdięinden oldukça zordur. Bu nedenle, direkt kovaryans modellemesi olan VECM modellemesinin hesaplama süreci sorunludur. Hesaplanacak parametrelerin azaltılması açısından Bollerslev, Engle ve Wooldridge (1988) tarafından DVECM MGARCH yöntemi geliştirilmiştir. Yöntemde, A_i ve B_j 'nin köşegen

matris olduğu varsayılır. Matrisler, köşegende varyans değerleri olan ancak diğer elemanları sıfır olan matrislerdir. Köşegen VECH (DVECH) modeli ile parametre sayısı $(p+q+1) \times K \times (K+1)/2$ 'e düşürülmüş olmaktadır. 2 değişkenli GARCH (1,1) süreci için toplamda $(1+1+1) \times 2 \times 3/2 = 9$ parametre ortaya çıkıyor. Üç ve dört değişken için sırasıyla 18 ve 30 parametre hesaplanıyor. Köşegen form tutumluluk sağlamakta ve parametrelerin hesaplanmasını kolaylaştırmaktadır ancak orijinal VECH modelindeki esneklik ve farklı seriler arasındaki varyans ve kovaryans etkileri ortadan kalkıyor. Öte yandan, pozitif tanımlılığı sağlayan şartların ortaya çıkışını kolaylaştırıyordu (Öztek, 2013: 25). Matrisler sadece varyans değerlerinin içerdiği için H_t nin pozitif tanımlılığı sağlanıyordu ancak esnekliği kayboluyordu. İki değişkenli GARCH (1,1) sürecini DVECH modeli ile matris şeklinde gösterirsek:

$$vech(H_t) = \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{21,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{21,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix}$$

$$h_{11,t} = c_1 + a_{11}\varepsilon_{1,t-1}^2 + b_{11}h_{11,t-1}$$

$$h_{21,t} = c_2 + a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + b_{22}h_{21,t-1}$$

$$h_{22,t} = c_3 + a_{33}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{33}h_{22,t-1}$$

DVECH modelinin parametreleri maximum olabilirlik yöntemiyle hesaplanabilmektedir. İki değişkenli durumda, ε_{1t} ve ε_{2t} , “0” ortalamalı rassal değişkenler ve beraber normal dağıldığı varsayılabilir. Varyans ve kovaryansların ise sabit olduğunu varsayacağız. Bu durumda, iki değişkenin koşullu kovaryansı, $h_{ij,t}$ yerine h_{ij} şeklinde gösterilecektir. ε_{1t} ve ε_{2t} 'nin beraber gerçekleşme olasılığının log-olabilirlik fonksiyonu,

$$L_t = \frac{1}{2\pi\sqrt{h_{11}h_{22}(1-\rho_{12}^2)}} \exp\left[-\frac{1}{2(1-\rho_{12}^2)}\left(\frac{\varepsilon_{1t}^2}{h_{11}} + \frac{\varepsilon_{2t}^2}{h_{22}} - \frac{2\rho_{12}\varepsilon_{1t}\varepsilon_{2t}}{(h_{11}h_{22})^{0.5}}\right)\right] \quad (3.3)$$

ρ_{12} , ε_{1t} ve ε_{2t} arasındaki korelasyon katsayısıdır. ρ_{12} 'i koşullu kovaryansın, koşullu varyansların kareköklerine oranı olduğunu bildiğimizden şu şekilde gösterebiliriz.

$$\rho_{12} = \frac{h_{12}}{(h_{11}h_{22})^{0.5}} \quad (3.4)$$

(3.3) de ifade edilen denklemi özet bir şekilde göstermemiz gerekirse (Enders, 2010: 177),

$$L_t = \frac{1}{2\pi|H|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} \varepsilon_t' H^{-1} \varepsilon_t \right] \quad (3.5)$$

Çünkü,

$$\varepsilon_t' H^{-1} \varepsilon_t = \frac{\varepsilon_{1t}^2 h_{22} - 2\varepsilon_{1t} \varepsilon_{2t} h_{12} + \varepsilon_{2t}^2 h_{11}}{h_{11} h_{22} - h_{12}^2}$$

$h_{12} = \rho_{12} x (h_{11} h_{22})^{0.5}$ olduğu için,

$$\varepsilon_t' H^{-1} \varepsilon_t = \left[\frac{1}{(1-\rho_{12}^2)} \left(\frac{\varepsilon_{1t}^2}{h_{11}} + \frac{\varepsilon_{2t}^2}{h_{22}} - \frac{2\rho_{12} \varepsilon_{1t} \varepsilon_{2t}}{(h_{11} h_{22})^{0.5}} \right) \right] \quad (3.6)$$

Burada eklenmesi gereken önemli bir husus, ε_t 'nin gerçekleşmesi koşullu olarak birbirine bağımlı olduğu için, $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_t$ değerlerinin tekli olabirliklerinin çarpımı, ε_t değerlerinin birlikte gerçekleşme olasılığı olacaktır. Bu nedenle, (3.5) de belirtilen, tek bir ε_t değerinin gerçekleşme olasılığıdır. Tüm ε_t değerlerinin birlikte gerçekleşme olasılığı

$$L = \prod_{t=1}^T \frac{1}{2\pi|H|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} \varepsilon_t' H^{-1} \varepsilon_t \right] \quad (3.7)$$

Toplamla uğraşmak, çarpımla uğraşmaktan daha kolay olacağı için, (3.7) de verilen denklemin her iki tarafının da doğal logaritması alınır (Enders, 2010: 153).

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{T}{2} \ln|H| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t' H^{-1} \varepsilon_t \quad (3.8)$$

Çalışmanın amacı gereği, DVECH fonksiyonunda h_{ij} değerlerinin zamana bağlı değişmesine izin verilmesi gerekiyor.

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} \\ h_{21t} & h_{22t} \end{bmatrix} \quad \text{varyans kovaryans matrisini gözönüne alındığında,}$$

(3.8) de belirtilen Log- olabirlik fonksiyonu

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln|H_t| + \varepsilon_t' H^{-1} \varepsilon_t) \quad (3.9)$$

şeklinde yazılır (Enders, 2010: 177).

Maksimum olabilirlik, gözlenen örneklemin olabilirliğini yükseltecek parametrelerin seçimine dayanmaktadır. Gerçekleşen ε_t 'lerin veri olduğu prosedürde, $\ln L$ fonksiyonunun h_{11} , h_{12} ve h_{22} ye göre türevleri alınarak fonksiyon maksimize edilir.

$$h_{11,t} = c_{1+} a_{11} \varepsilon_{1,t-1}^2 + b_{11} h_{11,t-1}$$

$$h_{12,t} = c_{2+} a_{22} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + b_{12} h_{12,t-1}$$

$$h_{22,t} = c_{3+} a_{33} \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{22} h_{22,t-1}$$

Olduğundan dolayı, (3.9) da yer alan h_{11} , h_{22} ve h_{12} parametrelerini açık şekilde yazarak, a_{11} , a_{22} ve a_{33} , b_{11} , b_{12} ve b_{22} e göre ayrı ayrı kısmi türevleri alınıp sıfıra eşitlendiğinde a_{11} , a_{22} ve a_{33} , b_{11} , b_{12} ve b_{22} değerleri elde edilir. Bu değerler, log olabilirlik fonksiyonunu maksimize eden değerlerdir. Her t değeri için maksimizasyon yapıldığında, her t değeri için varyans-kovaryans matrisi yani H elde edilmiş olur. Böylece, dvech yöntemine göre direkt olarak koşullu kovaryans ve koşullu varyans hesaplanmış olur (Enders, 2010: 176 – 178).

Koşullu beta hesaplaması, hisse senedi ile piyasa getirileri arasındaki hesaplanan koşullu kovaryansın piyasanın hesaplanan koşullu varyansına bölünmesi ile bulunmaktadır (Bodurtha ve Mark, 1991: 1487; Bollerslev; 1988: 118; Brooks vd. 1998: 5).

$$\beta_t = h_{12,t}/h_{22,t} \quad (3.10)$$

Buradan, beklenen hisse senedi getirisi hesaplanabileceği önerilmiştir (Brooks vd. 1998: 7) :

$$E(r_{it}|I_{t-1}) = \beta_{it} \times E(r_{mt}) \quad (3.11)$$

3.2.3.1.1.2. BEKK ve DBEKK Modelleri

Bu bölümde, DVECH yönteminden sonra Baba, Engle, Kraft ve Kroner (1995) tarafından geliştirilen BEKK ve Köşegen BEKK (DBEKK) yöntemleri açıklanacaktır.

VECH modelinde H_t 'nin pozitif tanımlılığının sağlanamama sorunu, DVECH modelinde ise esnekliğin azalması Engle ve Kroner (1995) tarafından BEKK modelinin geliştirilmesinin yolunu açtı. Bu modelde, varyans-kovaryans matrisi yapı itibariyle pozitif tanımlıydı. Modelin formu;

$$H_t = CC' + \sum_{i=1}^q \sum_{k=1}^K A'_{k_i} \varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i} A_{k_i} + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^K B'_{k_j} H_{t-j} B_{k_j}$$

İki değişkenli (K=2) BEKK parametrelili GARCH (1,1) modelinin matris gösterimi (Öztek, 2013: 25)

$$H_t = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{21} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}$$

VECH parametreleştirmesine benzer koşullu varyanslar ve kovaryanslar şöyle tanımlanmaktadır (Öztek, 2013: 26):

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 \\ + b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{21} h_{21,t-1} + b_{21}^2 h_{22,t-1}$$

$$h_{22,t} = c_{21}^2 + c_{22}^2 + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{12}a_{21} + a_{11}a_{22}) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{21}a_{22} \varepsilon_{2,t-1}^2 \\ + b_{11}b_{21} h_{11,t-1} + (b_{12}b_{21} + b_{11}b_{22}) h_{21,t-1} + b_{12}b_{22} h_{22,t-1}$$

$$h_{21,t} = c_{11}c_{21} + a_{11}a_{12} \varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{12}a_{21} + a_{11}a_{22}) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{21}a_{22} \varepsilon_{2,t-1}^2 \\ + b_{11}b_{12} h_{11,t-1} + (b_{12}b_{21} + b_{11}b_{22}) h_{21,t-1} + b_{21}b_{22} h_{22,t-1}$$

Model, DVECH yöntemine göre daha esneklik ancak tutumluluğu daha azdır. Toplamda, $(p+q)K^2 + K(K+1)/2$ parametresi vardır. İki değişkenli GARCH(1,1) sürecinde, toplam 11 adet parametresi vardır. K=3 ve K=4 için, toplam 24 ve 42 parametre hesaplanır.

Uygulamayı kolaylaştırmak açısından, VECH yönteminde olduğu gibi köşegenlik uygulaması BEKK yönteminde de kullanılmaktadır. Bu durumda, GARCH(1,1) sürecine göre iki değişkenin köşegen BEKK (DBEKK) varyansları ve kovaryansı parametrelerle şu şekilde gösterilir:

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1}$$

$$h_{22,t} = c_{21}^2 + c_{22}^2 + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{22}^2 h_{22,t-1}$$

$$h_{12,t} = c_{11}c_{21} + a_{11}a_{22} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + b_{11}b_{22} h_{21,t-1}$$

BEKK modelinde, parametrelerin düzgün bir şekilde yorumlanması zordur. Ayrıca parametrelerin hesaplanması çok zor bir işittir. Her bir birim zaman için iterasyon yapılırken H_t 'nin tersine çevrilmesi, VECM ve BEKK modellerinin kullanımını zorlaştırıyor. Değişken sayısı artarken parametre sayısı da artar ve iterasyon karmaşıklaşır (Öztek, 2013: 26).

3.2.3.1.2. Dolaylı Koşullu Kovaryans Modellemesi

Kovaryansın doğrudan hesaplandığı VECM, DVECM ve BEKK ve DBEKK modellerinde, H_t 'nin her iterasyonda tersine çevrilmesi ve parametrelerin hesaplanma zorluğu dolaylı kovaryans hesaplanma yönteminin geliştirilmesine yol açtı. Bu yöntemle göre korelasyon ve varyans hesaplandıktan sonra dolaylı olarak kovaryans hesaplanmaktadır. Korelasyonun sabit ve dinamik olduğu iki yöntem geliştirilmiştir.

3.2.3.1.2.1. Sabit Koşullu Korelasyon Yöntemi (MGARCH CCC)

DVECM yönteminde, gözlem sayısı kadar kovaryans matrisinin tersi alınır. İşlem zahmetlidir. (Bollerslev, 1990: 500). Bollerslev (1990), buradan yola çıkarak sabit koşullu korelasyon yöntemini geliştirdi. Koşullu korelasyon yöntemi korelasyon matrisinin zamana bağlı olarak değişmediğini öngörmüştür.

$$h_{ij,t} = \rho_{ij}(h_{ii,t}/h_{jj,t})^{1/2} \quad (3.12)$$

$$\rho_{ij} = \frac{\sum \varepsilon_{it}\varepsilon_{jt}}{(\sum \varepsilon_{it}^2)^{1/2}(\sum \varepsilon_{jt}^2)^{1/2}} \quad (3.13)$$

Burada, köşegen elemanlar tek değişkenli GARCH sürecini gerçekleştirmekte ve ρ zamana bağlı olarak değişmemektedir.

Korelasyon matrisinin maksimum olabilirliği standardize artık değerlerin korelasyon matrisine eşittir ki bu daima pozitif tanımlıdır (Tse ve Tsui, 2002: 110). Korelasyon matrisi, log-olabilirlik fonksiyonundan çıkarılarak (concentrated out) optimize edilecek parametrelerin azaltılmasını sağlar.

$$y_t = E(y_t|\psi_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

$$Var(\varepsilon_t|\psi_{t-1}) = H_t \quad (3.15)$$

$$\rho_{ij,t} = \frac{h_{ij,t}}{\sqrt{h_{ii,t}h_{jj,t}}}$$

$$-1 \leq \rho_{ij,t} \leq 1$$

Ancak, bazı uygulamalarda zamana bağlı değişen koşullu kovaryanslar, iki koşullu varyansın çarpımlarının karekökü ile orantılı olarak ele alınabilir ve bu şekilde sabit kabul edilir.

$$h_{ij,t} = \frac{\rho_{ij,t}}{\sqrt{h_{ii,t}h_{jj,t}}} \quad j = 1, \dots, N \quad i=1, \dots, N \quad (3.16)$$

Bununla birlikte, korelasyonun sabitliği ampirik çalışmada test edilmelidir. (3.12) de belirtilen ilişkinin matris gösterimi,

$$H_t = D_t' R D_t \quad (3.17)$$

H_t , koşullu kovaryans matrisi, D_t ise $K \times K$ boyutunda köşegenlerinde değişkenlerin standart sapmalarının olduğu, diğer elemanlarının ise 0 olduğu bir stokastik köşegen matristir. H_t pozitif tanımlı olmalıdır ancak bunun şartı, koşullu varyansların tam tanımlı olması ve R matrisinin pozitif tanımlı olmasıdır.

Koşullu normallik varsayımı altında ve birtakım ilk şartlardan ayrı olarak, (3.9) da belirtilen genel heteroskedastik modelin log-olabilirlik fonksiyonu, değişken sayısı K olmak üzere,

$$\ln L(\theta) = -\frac{TK}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln |H_t| \varepsilon_t' H^{-1} \varepsilon_t) \quad (3.18)$$

Θ , ε_t ve H_t deki bilinmeyen parametreleri temsil ediyor. Normal koşullarda, Θ 'nın maksimum olabilirlik hesaplaması asimptotik normaldir.

Hesaplanan parametre sayısını azaltması açısından, korelasyon sabit kabul edildiğinde koşullu kovaryansı dolaylı olarak hesaplamak, parametre sayısını azaltacaktır.

Direkt yerine koyma ile

$$\ln L(\theta) = -\frac{TK}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln |D_t R D_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t' (D_t R D_t)^{-1} \varepsilon_t) \quad (3.19)$$

$\tilde{\varepsilon}_t = D_t^{-1} \varepsilon_t$, $K \times 1$ boyutunda standardize hata terimleri vektörüdür. (3.19) de belirtilen olabilirlik fonksiyonu lineer değildir. İteratif bir maksimizasyon tekniği gerektirmektedir.

$$R = T^{-1} \sum_t \tilde{\varepsilon}_t \tilde{\varepsilon}_t' \quad (3.20)$$

olmaktadır.

(3.20), yapısı itibariyle pozitif tanımlıdır. (3.19) da verilen log-olabilirlik fonksiyonu R ve D_t değişkenlerine göre türevleri alınıp sifıra eşitlenerek maksimize edilir. Sabit korelasyon varsayıldığı için R' ye göre bir kez ancak D' ye göre gözlem sayısı kadar türev alınır. (Bollerslev 1990). D_t , tek değişkenli GARCH (1,1) sürecidir.

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}^2$$

D_t , h_t sürecinin kareköküdür. (3.19) da yer alan log-olabilirlik fonksiyonunu maksimize ederken, fonksiyonun α_0 , α_1 ve β parametrelerine göre kısmi türev alınır.

İki değişkenli GARCH (1,1) modelinin sabit koşullu korelasyon yöntemine (3.17) de belirtilen denklemin matris gösterimi şu şekildedir:

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & \rho_{12}\sqrt{h_{11,t}h_{22,t}} \\ \rho_{12}\sqrt{h_{11,t}h_{22,t}} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{bmatrix}$$

K değişken sayısı olmak üzere, K kadar koşullu varyans ve $K(K-1)/2$ kadar kovaryans denklemi oluşmaktadır. 2 değişkenli GARCH (1,1) süreci için, $K(K+1)/2$ yani $2(2+1)/2=3$ adet parametre hesaplanmaktadır.

Ancak, korelasyonun sabit varsayılması için gerçekleştirilmesi gereken testler vardır. Bunlar literatürde sınırlıdır. Bollerslev (1990: 502) çalışmasında, iki serinin standardize edilmiş hata terimlerinin çarpımının, $\varepsilon_{1t}\varepsilon_{2t}/\sqrt{h_{11t}h_{22t}}$, beyaz gürültü (White noise) olması gerektiğini ancak bu durumda sabit bir korelasyondan bahsedilebileceğini belirtir. Bu nedenle mevcut çalışmada, sabit korelasyondan bahsedip bahsedilemeyeceğine karar verebilmek amacıyla Ljung-Box beyaz gürültü testi uygulanmıştır.

İki serinin arasındaki korelasyonun sabit olduğu varsayımının gerçekleştiğine karar verilmesi adına Tse (2000) test geliştirmiştir (Tsay, 2005: 465). Söz konusu test, Bollerslev (1990) tarafından iki serinin standardize hata terimlerinin çarpımının beyaz seri olması koşuluna benzer şekilde

$$q_t = \ln\left(\frac{1+\rho_{21,t}}{1-\rho_{21,t}}\right) \text{ olmak üzere}$$

$$q_t = \bar{\omega}_0 + \bar{\omega}_1 + \bar{\omega}_2 \frac{\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1}}{\sqrt{h_{11,t-1}h_{22,t-1}}}$$

$$\bar{\omega}_1 = \bar{\omega}_2 = 0 \text{ ise, iki seri arasındaki korelasyon sabit kabul edilir (Tsay, 2005: 465).}$$

3.2.3.1.2.2. Dinamik Koşullu Korelasyon yöntemi (MGARCH DCC)

Engle'in (2002) dinamik koşullu korelasyon yöntemine göre koşullu korelasyonlar GARCH (1,1) süreci izlemektedir.

$$h_{ij,t} = \rho_{ij,t}(h_{ii,t}/h_{jj,t})^{1/2} \quad (3.21)$$

Burada, köşegen elemanlar tek değişkenli GARCH sürecini gerçekleştirmekte ve ρ zamana bağlı olarak değişmektedir.

$$y_t = E(y_t|\psi_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$Var(\varepsilon_t|\psi_{t-1}) = H_t$$

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (3.22)$$

R_t , bir korelasyon matrisidir. Şöyle dekompoze edilir:

$$R_t = (Köşegen(Q_t))^{-1/2} Q_t (Köşegen(Q_t))^{-1/2} \quad (3.23)$$

$$Q_t = (1 - \lambda_1 - \lambda_2)\bar{Q} + \lambda_1 v_{t-1} v'_{t-1} + \lambda_2 Q_{t-1} \quad (3.24)$$

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} v_t \quad (3.25)$$

y_t , bağımlı değişkenlerden oluşan $N \times 1$ boyutunda bir vektör

ε_t , normal, bağımsız ve özdeşçe (identical) dağılmış olan şokları içeren (innovation) $N \times 1$ boyutunda vektör

D_t , koşullu varyansları içeren köşegen matris. Bu matriste yer alan tüm $\sigma_{i,t}$ değerleri, GARCH formundadır.

R_t ; koşullu quazi korelasyon katsayı matrisidir.

v_t , $m \times 1$ büyüklüğündeki standardize hata terimleridir.

λ_1 ve λ_2 parametreleri, koşullu quazi korelasyon katsayılarının dinamiklerini yöneten parametrelerdir. λ_1 ve λ_2 negatif değildir ve $0 \leq \lambda_1 + \lambda_2 < 1$ kısıtları olmalıdır. Bollerslev'den (1990) tek farkı, koşullu korelasyonların zamana bağlı olarak değişmesidir. Q_t durağan olduğunda, \bar{Q} matrisi, standardize hata terimlerinin koşulsuz kovaryans matrisi ve Q_t nin şartsız ortalamasının ağırlıklı ortalamasıdır. $\bar{Q} \neq Q$ olduğu için (Aelli, 2009), \bar{Q} tek başına Q_t nin şartsız ortalaması veya şartsız korelasyon matrisi değildir. Bu nedenle, \bar{Q} matrisindeki

parametreler quasi korelasyon olarak adlandırılır. İki deęişkenli bir örnekte, DCC modelinin matris sunumu řu řekildedir:

$$\begin{bmatrix} \sigma_{1t}^2 & \sigma_{12t} \\ \sigma_{21t} & \sigma_{2t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{1t} & 0 \\ 0 & \sigma_{2t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12t} \\ \rho_{21t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{1t} & 0 \\ 0 & \sigma_{2t} \end{bmatrix}$$

ve her bir kořullu varyans GARCH modeli ile tanımlanır

$$\begin{bmatrix} q_{1t} & q_{12t} \\ q_{21t} & q_{2t} \end{bmatrix} = [1 - \lambda_1 - \lambda_2] \begin{bmatrix} 1 & \bar{q}_{12} \\ \bar{q}_{21} & 1 \end{bmatrix} + \lambda_1 \begin{bmatrix} v_{1,t-1} \\ v_{2,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_{1,t-1} \\ v_{2,t-1} \end{bmatrix}^T + \lambda_2 \begin{bmatrix} q_{1t-1} & q_{12t-1} \\ q_{21t-1} & q_{2t-1} \end{bmatrix}$$

R_t ise ařaęıdaki formülle hesaplanır:

$$\begin{bmatrix} 1 & \rho_{12t} \\ \rho_{21t} & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & q_{12t}/\sqrt{q_{1t}q_{2t}} \\ q_{21t}/\sqrt{q_{1t}q_{2t}} & 1 \end{bmatrix}$$

H_t matrisinin pozitif tanımlı olmasını saęlamak için, tek deęişkenli GARCH modelindeki parametrelerin pozitif olması, R_t 'nin her t noktasında pozitif olması, Q_t 'nin yine her t noktasında pozitif olması gerekmektedir. Q_t 'nin pozitiflięi, $(1-\alpha-\beta)$ parametrelerinin pozitiflięini gerektirir. \bar{Q} , pozitif olmalıdır. $\alpha + \beta < 1$ halinde model ortalamaya dñnmektedir. Q_t , duraęan ve ortalamaya dñnen bir GARCH (1,1) sñrecidir (Wafia, 2013).

Engle (2002) nin MGARCH DCC modeli, maksimum olabilirlik yñntemi ile hesaplanabilmektedir. Olabilirlik fonksiyonunun, çok deęişkenli Gausyen daęılım sergiledięi farzedildięinde yazılıřı řu řekildedir:

$$L(\theta) = \prod_{t=1}^T \frac{1}{2\pi^2 |\varepsilon_t|^2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \varepsilon_t^T H_t^{-1} \varepsilon_t \right\}$$

θ , D_t ve R_t matrislerindeki bilinmeyen parametreleri ifade eder. Yukarıdaki fonksiyonun doęal logaritmasını aldıęımızda,

$$nL(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [n \ln(2\pi) + \ln(|\varepsilon_t| + \varepsilon_t^T H_t^{-1} \varepsilon_t)]$$

Bu fonksiyonu parçalara ayırarak yazdıęımızda,

$$\sum_{t=1}^T l_t = -\frac{TK}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln(|H_t|) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^T H_t^{-1} \varepsilon_t \quad (3.26)$$

(3.22) de yer alan denklemi 3.26'da yerine koyarak yazarsak,

$$\sum_{t=1}^T l_t = -\frac{TK}{2} \ln(2\pi) - \frac{T}{2} \ln|R_t| - \sum_{t=1}^T \ln(|D_t|) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T v_t' R_t^{-1} v_t \quad (3.27)$$

Çok değişkenli GARCH modelinin DCC versiyonunda, 2 adımda hesaplama yapılır (Engle, 2002). Fonksiyona, $v_t' v_t$ (ki bu, $\varepsilon_t' D_t^{-1} D_t^{-1} \varepsilon_t$ 'e eşittir) eklenir ve çıkarılır. Ekleme varyans kısmına çıkarma ise korelasyon kısmına yapılır. Model (3.27) deki halini alır. (3.27) in varyans ve korelasyon şeklinde iki kısımda gösterilmesi şöyledir:

$$\begin{aligned} \sum_{t=1}^T l_t = & \underbrace{-\frac{TK}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [(\ln|D_t|^2 + \varepsilon_t' D_t^{-2} \varepsilon_t)]}_{\text{varyans}} \\ & + \underbrace{[-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln|R_t| + v_t' R_t^{-1} v_t + v_t' v_t)]}_{\text{korelasyon}} \end{aligned} \quad (3.28)$$

İlk adımda varyans parametreleri, α ve β , ikinci adımda ise korelasyon parametreleri hesaplanır. İlk adımda elde edilen varyans serisi (h_t), ikinci adımda devreye giren standardize hata terimlerini (v_t) elde etmek için kullanılır. İkinci adımda, $\ln(L(\Theta))$ fonksiyonu R_t 'e göre maksimize edilir (Engle, 2002: 342). Dinamik korelasyon ise şöyle formüle edilmektedir (Bauwens vd., 2006: 90),

$$\rho_{ij,t} = \frac{(1-\lambda_1-\lambda_2)\bar{q}_{ij} + \lambda_1 v_{i,t-1} v_{j,t-1} + \lambda_2 q_{ij,t-1}}{\sqrt{(1-\lambda_1-\lambda_2)\bar{q}_{ii} + \lambda_1 v_{i,t-1}^2 + \lambda_2 q_{ii,t-1}} \sqrt{(1-\lambda_1-\lambda_2)\bar{q}_{jj} + \lambda_1 v_{j,t-1}^2 + \lambda_2 q_{jj,t-1}}} \quad (3.29)$$

Çalışmada DVECH, DBEKK, CCC ve DCC yöntemleri uygulanmıştır. DVECH, DBEKK ve CCC yöntemlerinde çalışmaların orjinallerinde (Engle ve Kroner, 1995: 139; Bollerslev vd., 1988; Bollerslev, 1990: 500) olduğu gibi BHHH (Berndt vd., 1974) optimizasyon yöntemi kullanılmış, DCC yönteminde ise Marquardt optimizasyon yöntemi uygulanmıştır.

Takip eden bölümde, uygulama ve bulgular sunulacaktır.

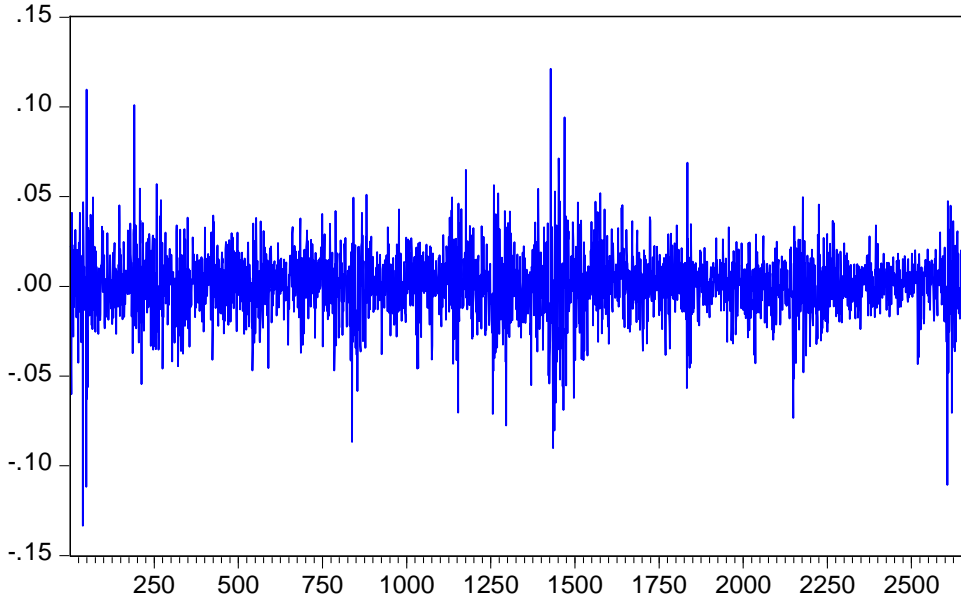
DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

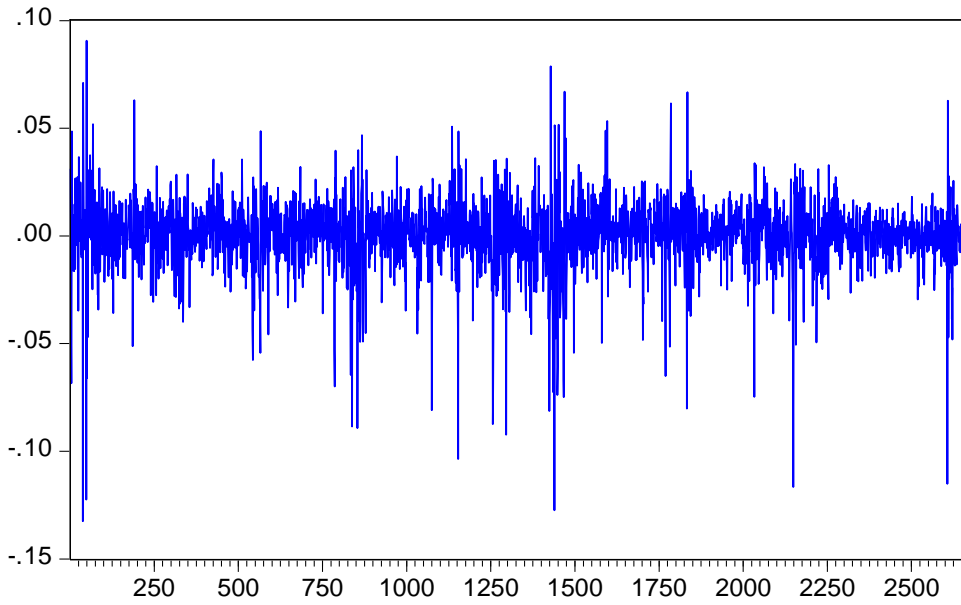
4.1. Giriş

Bu bölümde, piyasa endeksi olarak alınan BIST 100 Endeksi ve oluşturulan portföylerin risk göstergesi olarak varyans ve kovaryansları hesaplanmıştır. Literatürün gösterdiği yolda, olayların risk algısına etki edeceği ve varyans ve kovaryans gibi risk göstergelerinde artışa neden olabileceği tahmin edilmiş, bu düşünce ile portföy ve piyasa arasındaki kovaryansın arttığı tarihlerdeki önemli ekonomik, sosyal, politik ve global olaylar araştırılmıştır. Ancak bu uygulamadan önceki aşamada, oluşturulmuş portföy serilerine yapısal kırılma testi uygulanarak, çalışılan dönemde ekonomik süreçlerin piyasa hareketlerinde ne yönde etkili olduğu genel kabul görmüş yöntemlerle ortaya konmuştur. En son aşamada ise, riskten getiri tahmini yapılmaya çalışılmıştır. Yöntem olarak finansal varlık fiyatlama modelinin varyasyonları kullanılmıştır. Dinamik betaların güncellenme özelliğinden dolayı statik betadan, bir başka deyişle geleneksel betadan daha iyi getiri tahmini yapabileceği düşünülmüş ve değişik yöntemlerle test edilmiştir. Dinamik betadan getiri tahmini yaparken öncelikle yuvarlanan regresyon yöntemi, sonrasında ise çok değişkenli GARCH (mgarch) yöntemleri uygulanmıştır.

Piyasa ve portföy getiri serilerine işlem yapılabilmesi için ilk önce düzeyde durağan olup olmadıklarının kontrol edilmesi gerekmektedir. Düzeyde durağan olmayan serilere regresyon uyguladığımızda ilişki yoksa bile anlamlı bir ilişki varmış gibi görünebilir. Bu sahte regresyon olarak adlandırılır (Hill vd, 2008: 334). Bu nedenle serilerin durağanlığı kontrol edilmelidir.



Şekil 4.1 02.01.2003 - 29.08.2013 Tarihleri Arasında Gerçekleşen PM Getiri Grafiği



Şekil 4.2 02.01.2003 - 29.08.2013 Tarihleri Arasında Gerçekleşen P1 Getiri Grafiği

Getiri serilerinin durağanlığını kontrol etmek için Arttırılmış Dickey-Fuller testi uygulanmıştır. Piyasa portföyü ve oluşturduğumuz 30 portföyün getiri serilerini y değişkeni olarak düşünürsek, y değişkeni kendi gecikmesi ve hata teriminden oluşur. Eğer denklem (40) deki $\rho = 1$ ise, serinin birim kökü vardır ve durağan değildir. Durağan olması için $\rho < 1$ olmalıdır.

$$y_t = \rho y_{t-1} + v_t \quad (4.1)$$

$$y_t - y_{t-1} = \rho y_{t-1} - y_{t-1} + v_t$$

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + v_t$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + v_t$$

Test bir sabit ve trendi içerdiğinde,

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \lambda t + v_t \quad (4.2)$$

$\rho < 1$ kuralı burada $\lambda < 0$ kuralına dönüşmüştür. Null hipotezine göre seri durağan değildir ve birim kökü vardır.

$$H_0 : \lambda = 0,$$

$$H_1 : \lambda < 0.$$

Buna göre $\lambda = 0$ ise seri durağan değildir ve birim kök vardır. İşlem yapabilmek için öncelikle seri durağanlaştırılmalıdır.

Çalışmada uygulanan Arttırılmış Dickey-Fuller testi ise şu şekilde gösterilir

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{s=1}^m a_s \Delta y_{t-s} + \lambda t + v_t \quad (4.3)$$

Burada, serinin önceki gecikme farkları da dikkate alınır. Örneğin: $\Delta y_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-2}$ gibi.

Tablo 4.1 de verilen sonuçlara göre çalışmada ele alınan portföy getirileri düzeyde durağandır. t istatistikleri (-) değerlerdedir.

Tablo 4.1 Portföylerin Durağanlık Testi Sonuçları

<i>Portföyler</i>	<i>T</i>	<i>olasılık (p)</i>	<i>AIC</i>	<i>Gecikme</i>
<i>PM</i>	-12.55039	0.0000	-5.053099	12
<i>P1</i>	-10.63137	0.0000	-5.2494	13
<i>P2</i>	-10.2776	0.0000	-5.432206	13
<i>P3</i>	-11.75356	0.0000	-5.271682	12
<i>P4</i>	-11.4249	0.0000	-5.257071	12
<i>P5</i>	-10.83302	0.0000	-5.255229	13
<i>P6</i>	-10.42074	0.0000	-5.351161	13
<i>P7</i>	-11.44649	0.0000	-5.412086	12
<i>P8</i>	-11.02172	0.0000	-5.2240	12
<i>P9</i>	-10.51166	0.0000	-5.289781	13
<i>P10</i>	-11.879	0.0000	-5.21005	12
<i>P11</i>	-11.45923	0.0000	-5.333882	12
<i>P12</i>	-10.33352	0.0000	-5.263811	13
<i>P13</i>	-11.10925	0.0000	-5.31522	13
<i>P14</i>	-10.45648	0.0000	-5.379704	13
<i>P15</i>	-10.96558	0.0000	-5.310039	12
<i>P16</i>	-10.42856	0.0000	-5.26429	13
<i>P17</i>	-10.31234	0.0000	-5.331718	13
<i>P18</i>	-10.45948	0.0000	-5.387843	13
<i>P19</i>	-11.47682	0.0000	-5.287722	12
<i>P20</i>	-10.83184	0.0000	-5.367565	12
<i>P21</i>	-10.72492	0.0000	-5.368818	13
<i>P22</i>	-10.56998	0.0000	-5.270433	13
<i>P23</i>	-10.55521	0.0000	-5.331981	13
<i>P24</i>	-11.24838	0.0000	-5.277459	12
<i>P25</i>	-10.91612	0.0000	-5.433542	13
<i>P26</i>	-11.03687	0.0000	-5.180166	12
<i>P27</i>	-10.18465	0.0000	-5.186409	13
<i>P28</i>	-9.981622	0.0000	-5.278047	13
<i>P29</i>	-13.71696	0.0000	-5.382725	9
<i>P30</i>	-13.47821	0.0000	-5.253503	9

Serilerin $p < 0.0001$ düzeyinde durağan olduğu görülmüştür.

4.2. Yapısal Kırılma Testi

Çalışmada, piyasa portföyü PM ve 30 adet portföyün yapısal kırılma testi gerçekleştirilmiştir. Piyasaların olaylardan etkilenmesini yapısal kırılma testleri ile ele alabilmek için fiyat serileri üzerinde çalışılmalıdır. Bu sebeple portföy değerleri kullanılmıştır. Örneklem, 02.01.2003 – 29.08.2013 tarihleri arasında BIST 100 endeks fiyatları ve 154 adet hisse senedinden rastgele seçimle oluşturulmuş olan 30 adet portföyün hesaplanmış değeridir. Hesaplanma şekli veri kısmında açıklandığı şekilde yapılmıştır.

Yapısal kırılma testlerinde kırılma bekleyebilmemiz için öncelikle fiyat serilerinin durağan olmadıklarının tespit edilmesi gerekmektedir. Çalışmada, Arttırılmış Dickey - Fuller testi uygulanmıştır. Test, sabit ve trendi içermektedir.

Ho: Seride birim kök vardır. Durağan değildir

H1: Seride birim kök yoktur. Durağandır

Piyasa portföyü ve 30 adet portföyün hesaplanmış fiyat serilerinin tamamında null hipotezi reddedilememiş ve durağanlık tespit edilememiştir. Durağanlık testinin sonuçları Tablo 4.2 de sunulmuştur.

Tablo 4.2 Yapısal Kırılma Portföylerinin Durağanlık Testi Sonuçları

<i>Portföyler</i>	t değeri	Olasılık (p)	AIC	Gecikme
<i>PM</i>	-2.6924	0.2398	16.9231	13
<i>P1</i>	-1.7516	0.7278	16.90886	28
<i>P2</i>	-2.009	0.5956	17.99739	26
<i>P3</i>	-1.8533	0.6782	16.63273	29
<i>P4</i>	-2.0594	0.5677	17.42891	15
<i>P5</i>	-2.47521	0.3406	16.7269	13
<i>P6</i>	-2.35917	0.4011	17.0041	20
<i>P7</i>	-3.0577	0.1169	16.649	13
<i>P8</i>	-2.1748	0.503	16.986	13
<i>P9</i>	-2.1817	0.4991	17.7033	26
<i>P10</i>	-3.3185	0.0634	17.6233	22
<i>P11</i>	-1.7834	0.7128	16.8518	26
<i>P12</i>	-2.5735	0.2926	17.1033	23
<i>P13</i>	-2.8515	0.2889	17.9368	25
<i>P14</i>	-2.2459	0.4631	16.7899	27
<i>P15</i>	-2.4433	0.3568	17.2409	20
<i>P16</i>	-1.8234	0.6933	17.2131	29
<i>P17</i>	-1.7395	0.7335	18.0088	21
<i>P18</i>	-2.4445	0.3562	17.6704	25
<i>P19</i>	-2.2331	0.4703	16.3301	22
<i>P20</i>	-2.2325	0.4707	17.3305	26
<i>P21</i>	-2.3472	0.4076	16.8389	20
<i>P22</i>	-2.0542	0.5706	17.0359	25
<i>P23</i>	-2.1284	0.5291	17.8501	29
<i>P24</i>	-1.2841	0.8913	17.4771	27
<i>P25</i>	-2.0953	0.5476	17.6943	26
<i>P26</i>	-2.1876	0.4958	16.7374	13
<i>P27</i>	-2.5244	0.3162	17.2408	20
<i>P28</i>	-1.8692	0.6701	17.4147	27
<i>P29</i>	-2.2083	0.4842	17.6115	26
<i>P30</i>	-2.5881	0.2859	16.7019	22

Kırılma sayıları ve tarihleri LWZ kriterlerine göre belirlenmiştir. Çift maksimum testi sonuçları da sunulmuştur.

Tablo 4.3 Yapısal Kırılma Testi Sonuçları

<i>Portföyler</i>	<i>UD Max</i>	<i>WD Max</i>	<i>Kırılma Sayısı (LWZ)</i>	<i>Kırılma tarihleri</i>				
PM	170.8916	274.7273	5	07.06.2006	14.01.2008	09.04.2009	11.10.2010	20.01.2012
P1	1223.425	1678.552	5	20.09.2007	23.10.2008	29.06.2010	21.07.2011	08.08.2012
P2	446.5172	588.7874	5	30.11.2005	07.10.2008	20.05.2010	15.06.2011	08.08.2012
P3	531.4349	777.787	5	08.06.2006	25.12.2007	06.03.2009	17.05.2010	20.07.2011
P4	151.3665	243.3386	5	11.08.2004	30.12.2005	02.07.2007	29.04.2009	20.07.2011
P5	166.4422	219.4744	5	12.04.2005	10.05.2006	30.05.2007	08.10.2008	04.08.2011
P6	34.16974	66.99605	5	12.04.2005	13.06.2006	06.07.2007	16.10.2008	19.07.2011
P7	115.5385	133.7757	5	15.04.2005	15.05.2006	19.09.2007	16.10.2008	02.08.2011
P8	63.06268	83.15585	5	15.04.2005	08.06.2006	14.09.2007	10.10.2008	21.07.2011
P9	270.4395	313.1271	5	30.11.2005	03.04.2007	10.10.2008	14.05.2010	03.08.2011
P10	87.76482	141.0917	5	15.04.2005	17.05.2006	06.10.2008	15.11.2010	26.01.2012
P11	202.1751	234.0875	5	13.04.2005	15.05.2006	25.10.2007	19.11.2008	05.08.2011
P12	214.9802	248.9137	5	18.04.2005	18.05.2006	04.07.2007	10.10.2008	05.08.2011
P13	270.0516	395.2368	5	28.11.2005	09.02.2007	08.10.2008	05.05.2010	03.08.2011
P14	120.1476	139.1122	5	15.04.2005	22.05.2006	02.01.2008	23.03.2009	22.07.2011
P15	66.86035	108.7379	5	11.04.2005	22.05.2006	03.01.2008	16.04.2009	05.08.2011
P16	171.7855	213.5993	5	29.11.2005	13.07.2007	07.10.2008	06.01.2011	03.02.2012
P17	159.3455	256.1657	5	31.08.2005	30.04.2007	07.10.2008	20.05.2010	20.07.2011
P18	208.2722	334.8208	5	23.11.2005	08.10.2008	06.05.2010	21.07.2011	08.08.2012
P19	53.35985	103.4968	5	07.11.2005	28.06.2007	17.11.2008	22.06.2011	08.08.2012
P20	181.2305	291.3483	5	16.11.2005	29.06.2007	16.10.2008	25.05.2010	08.08.2011
P21	96.18921	154.6349	5	14.12.2005	09.07.2007	19.11.2008	04.02.2010	04.08.2011
P22	157.3587	252.9717	5	14.04.2005	12.05.2006	06.10.2008	22.03.2010	03.08.2011
P23	315.6465	507.4369	5	15.04.2005	15.05.2006	07.10.2008	06.05.2010	20.07.2011
P24	619.9959	817.5403	5	14.04.2005	20.05.2006	09.07.2007	10.10.2008	10.05.2012
P25	251.7545	368.4579	5	08.11.2005	15.06.2007	08.10.2008	07.05.2010	21.07.2011
P26	319.031	512.8779	5	15.04.2005	19.05.2006	02.01.2008	25.03.2009	22.06.2011
P27	100.4623	161.5044	5	15.04.2005	15.05.2006	14.01.2008	23.03.2009	03.08.2011
P28	463.0323	536.1196	5	13.04.2005	15.05.2006	06.08.2007	10.10.2008	05.08.2011
P29	283.5216	414.9509	5	25.11.2005	18.05.2007	08.10.2008	31.05.2010	21.07.2011
P30	92.90843	149.3607	5	25.11.2005	18.05.2007	04.07.2007	31.05.2010	21.07.2011

2005 Nisan ayında ABD Doları/TL kuru, gelişmekte olan ülkelerden sermaye çıkışlarının devam etmesi ve Fransa’da AB Anayasası’nın onaylanmasına dair yapılacak halk oylamasından “hayır” sonucunun çıkması beklentisiyle yükselmiştir (TCMB Denetleme Kurulu Raporu, 2006:98). Çalışmada, 2005 Nisan ayında aşağı yönlü yapısal kırılma tespit edilmiştir. Benzer şekilde Euro alanında İngiltere’de ve Japonya’da büyüme oranları 2004

yılına göre düşmüştür. Bu ülkelerde enflasyon, petrol fiyatı artışından dolayı 2003 ve 2004 yıllarına göre artmıştır. Enflasyon, gelişmiş ülkeler için de sorun teşkil etmiştir. Yaz sonunda ABD'ye negatif yönde etki eden iki büyük doğal afet, özellikle petrol, doğalgaz ve taşımacılık sektörlerini olumsuz yönde etkilemiştir. Söz konusu doğal afetlerin, ABD'nin büyümesini %0.5 yavaşlattığı öne sürülmektedir (TCMB Denetleme Kurulu Raporu, 2006:2). Merkez Bankası raporu (2006: 6) benzer şekilde, küresel büyümedeki yavaşlamanın, dünya ticaret hacmi büyümesini de yavaşlattığını öne sürmektedir. 2004 yılında 22.4% yükselen emtia fiyatları 2005 yılında 34.5% artış göstermiştir. Ham petrol fiyatları da, yıl boyunca yükselme eğilimi göstermiştir. 2005 yılında ortaya çıkan diğer bir gelişme altın fiyatlarındaki yükseliştir. 2005 yılı boyunca Amerika Merkez Bankası faiz oranlarını arttırdığından dolayı, gelişmekte olan piyasalara sermaye girişi azalmış ancak bu piyasalardan sermaye çıkışı artmıştır (TCMB Denetleme Kurulu Raporu, 2006: 52). Faiz artırımını Eylül döneminde sona ermiştir (TCMB Denetleme Kurulu Raporu, 2006: 9). Bu tarihten sonra, gelişmekte olan piyasalara yabancı sermaye girişinde yine artış olmuştur. Bu nedenle Kasım ayında, Türkiye piyasalarında yukarı yönlü yapısal kırılma gözlenmektedir. 1 Kasım tarihinde 5411 sayılı Bankacılık Kanunu yürürlüğe girmiştir. Bu Kanun ile finansal holding şirketleri, kuruluş birlikleri ve Tasarruf Mevduat Sigorta Fonu da Bankalar Kanunu kapsamına alınmıştır. Bundan böyle, finansal kiralama, faktoring dahil finans şirketleri de BDDK'nın denetim kapsamına alınmıştır. Özel finans kurumları "katılım bankaları" olarak değiştirilmiştir. Kanun ile BDDK'nın denetim ve gözetim faaliyetleri yeniden düzenlenmiş ve denetim kapsamı geliştirilmiştir. Döviz piyasaları Kasım ayına sakin başlamakla birlikte, ayın ikinci yarısında Euro/ ABD Dolar paritesine bağlı olarak ABD Doları/TL kuru 1,3600 seviyesine yükselmiştir. Bunun üzerine Merkez Bankası, oluşması beklenen aşırı oynaklığı engellemek amacıyla döviz piyasasına doğrudan alım yönünde müdahale ederek döviz kurunu indirmiştir (TCMB Denetleme Kurulu Raporu, 2006: 99). Ayrıca Kasım ve Aralık aylarında, önceki ayların aksine ülkeden sermaye çıkışı olmuştur. 17 Kasım tarihinde, Türkiye Cumhuriyeti ile Avrupa Birliği Komisyonu Arasında Finansman Zaptı imzalanmıştır (TCMB Denetleme Kurulu Raporu, 2006: 185).

Türkiye, Mayıs 2006'da gelişmiş ülkelerin merkez bankalarının faiz arttırmalarından kaynaklanan kur şokuna maruz kalmıştır (Sak ve Acar, 2006). Bu şokun etkileri ise enflasyon beklentileri üzerinde hemen hissedilmiştir. Şok öncesinde enflasyon hedefi etrafında birbirine yakın seyreden beklentiler, şok sonrasında enflasyon hedefinin üzerinde birden fazla değer etrafında dalgalanmaya başlamıştır (Sak ve Acar, 2006: 1). Gelişmekte olan pek çok ülke Borsası'nda değer kaybının Türkiye'nin gerisinde olduğu ileri

sürülmektedir (Sak ve Acar, 2006: 2). Sonraki ay, Dolar son dönemlerin en yüksek seviyesi olan 1.77'i gördü. Yükseliş, Merkez Bankasının müdahalesiyle kontrol altına alındı. Merkez Bankası, hem döviz satarak hem de faiz arttırarak müdahale etmiştir (Sak ve Acar, 2006: 2). 2006 yılının Mayıs – Haziran döneminde yaşanan dalgalanma sonrasında net ihracatın büyümeye katkısı pozitif dönmüş ve bu durum 2007 yılının ilk yarısında da devam etmiştir. Ancak 2007 yılının ikinci yarısında miktar olarak ithalatın ihracattan daha hızlı büyümesi sonucunda net ihracatın büyümeye katkısı negatif gerçekleşmiştir (TCMB Yıllık Rapor, 2007: 30). Çalışmada 2006 yılının Mayıs ve Haziran aylarında aşağı yönlü yapısal kırılma tespit edilmiştir. 2006 yılında kaydedilen diğer bazı ekonomik olaylardan ilki, 4 Haziran 2006 tarihinde günde 1 milyon varil petrol taşıma kapasitesine haiz Bakü-Tiflis – Ceyhan Boru Hattı açıklanmasıdır. 27 Aralık 2006 tarihinde ise 5569 sayılı Küçük ve orta büyüklükteki işletmelerin mali sektöre olan borçlarının yeniden yapılandırılması hakkında kanun yürürlüğe girmiştir.

2007 yılının Ağustos ayında tüm dünyayı etkileyen mortgage krizi başgösterdi. 2007 yılının sonlarında ABD'deki konut piyasası kaynaklı başlayan finansal kriz, hızla dünya piyasalarına yayılarak küresel bir finansal krize dönüşmüştür. Kriz en tepe noktasına Eylül 2008' de Amerikan yatırım bankası Lehman Brothers iflası ile ulaşmıştır. Finansal kriz küresel bir ekonomik durgunluğa yol açmıştır. 2008 Krizi hisse senetleri piyasasını oldukça etkilemiştir. İMKB 100 Endeksi, 2007 sonlarında 58.000 seviyelerine kadar çıkmışken 2008 yılı boyunca aşağı doğru hareket ederek 20.000 seviyelerine kadar inmiştir. (İstanbul Ticaret Odası ve İlmî Etüdler Derneği, 2011: 189-190).

2008 yılının Ocak ayında, petrolün varil fiyatı ilk kez 100 Dolar seviyesini gördü. Amerika'da ev satışlarının son 10 yılın en düşük seviyesinde olduğu açıklandı ve Merkez Bankası gösterge faizi iki aşamada %3.5 ve %3.0 indirdi. Piyasalarda, emlak piyasasının krizde olduğu yorumu yapıldı. Bu ay, BIST 100 de yapısal kırılmanın gözlemlendiği aydır. 2009 yılının başından itibaren politika faiz oranlarının indirilmesine hız verilmiştir. 2008 yılının Eylül ayında özellikle ABD'deki bazı büyük finans kuruluşlarının iflas etmesiyle daha da derinleşen mortgage krizi, 2009 yılının ilk yarısında da devam etmiştir (TCMB Yıllık Raporu, 2009: 25). 2007 yılı sonlarında başlayan ve 2008 yılında derinleşen mortgage krizine daha detaylı olarak ikinci bölümde değinilmiştir.

İç talep, 2009 yılının ilk çeyreğinde hızlı bir şekilde gerilemiştir. Ancak, piyasa portföyü ve oluşturulan portföylerde, Nisan ve Mart sonu itibariyle yukarı doğru yapısal kırılma tespit edilmiştir. Krizin en dip döneminin Kasım 2008 – Nisan 2009 aralığını kapsayan dönem olduğu ileri sürülmektedir (TCMB Yıllık Raporu, 2009: 25). 2009 yılının

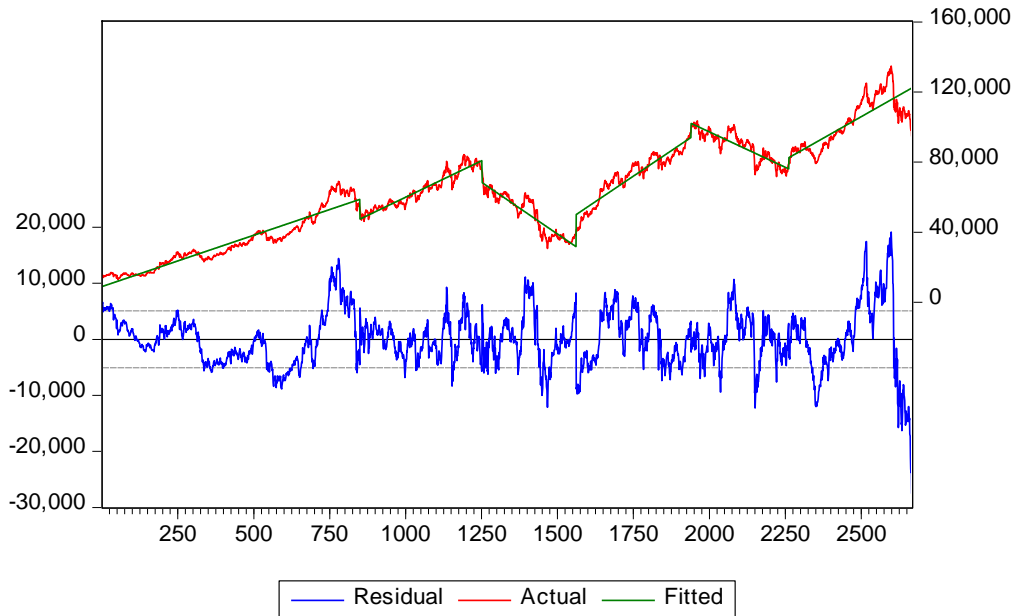
başından itibaren politika faiz oranlarının indirilmesine hız verilmiştir. 2009 yılının 20 Şubat tarihinde, Amerikan Doları için borç verme faizi % 7.5'den % 5.5'a, Avro için ise % 9'dan % 6.5 a düşürülmüştür. Aralık 2008 – Nisan 2009 aralığında politika faizleri 650 baz puan indirilmiştir. 2009 yılındaki diğer önemli ekonomik olayları ve kararlar şöyle sıralanmaktadır: 19 Haziran 2009'dan itibaren bir hafta vadeli repo işlemlerine ek olarak üç aya kadar vadeli repo işlemleri de kullanılmaya başlanmıştır. 13 Temmuz 2009 tarihinde Nabucco olarak bilinen Türkiye – Bulgaristan – Romanya – Avusturya – Almanya Doğalgaz Boru Hattı Projesi hükümetler arası anlaşma imzalanmıştır. 2 Ekim 2009 tarihinde Devlet Planlama Teşkilatı Müsteşarlığına İstanbul Uluslararası Finans Merkezi Strateji Belgesi hazırlama görevi verilmiştir. İstanbul Uluslararası Finans Merkezi Strateji Belgesi 2 Ekim 2009'da Resmi Gazete'de yayımlanmıştır. 16 Ekim 2009 tarihinde %6 seviyesinde olan zorunlu karşılık oranı %5'e düşürülmüş ve bankacılık sistemine kalıcı likidite sağlanmıştır.

Merkez Bankası, 2008 krizi ile birlikte zorunlu karşılıkları da yönetim aracı olarak kullanmaya başlamıştır (www.kalkinma.gov.tr). 2010 yılının Nisan ayında zorunlu karşılıklarda artış gerçekleşmiştir. Zorunlu karşılıklarda artış yapmakla amaçlanan 2 konu vardır. İlki, Türkiye'ye sıcak para girişinin beklendiği dönemde faizleri düşürerek TL'nin reel getirisini azaltmak ve TL faiz oranlarındaki azalışın kredi genişlemesine yol açarak ekonominin kontrolsüz şekilde büyümesini engellemeye çalışmaktır. Bu şekilde piyasadan 2010 yılında 11.8 milyar TL ve 2.9 milyar TL çekilmiştir (www.kalkinma.gov.tr). Mevcut çalışmada, 2010 yılının Mayıs ayında yapısal kırılmalar gözlenmiştir. Söz konusu dönemde, muhalefet partisi lideri bir skandal neticesinde istifa etmiş ve BIST 100 Endeksi arka arkaya 1% lik düşüşler kaydetmiştir. Mayıs ayında BIST 100 Endeksi, 3%-4%-5% oranlarında düşüşler kaydetmiştir.

2011 yılının son çeyreğinde EURO Bölgesinde üye ülkeler arasında önemli ayrışmalar gerçekleşmiş ve işsizlik oranında artış kaydedilmiştir. Söz konusu yılda, Euro bölgesi borç sorunu ile ilgili gelişmeler finansal piyasaları belirleyen başlıca unsur olmuştur. Borç sorunu çevre ülkelerden merkez ülkelere ve bankacılık sektörüne doğru yayılmaya başlaması ile bazı merkez ülkelerin ve özel bankaların kredi notlarında düşüşler olmuştur. Risk iştahında yaşanan bozulmaya bağlı olarak borsa endeksleri değer kaybetmiştir (TCMB Yıllık Raporu, 2011: 32). 2011 yılının Ağustos ayında, aralarında Yunanistan, Portekiz, İrlanda, İspanya ve Kıbrıs'ın bulunduğu para birimi Euro olan ülkeler dış borçlarını ödeyemediklerinden dolayı ortaya çıkan kriz tüm dünya borsalarını olumsuz yönde etkiledi. 2011 yılında Türkiye Borsası'nda, Temmuz ve Ağustos aylarında aşağı yönlü yapısal kırılma tespit edildi.

Küresel risk algılamalarındaki kısmi iyileşme ve ekonomideki dengelenme sürecinin belirginleşmesi nedeniyle para politikası 2012 yılının ortalarından kademeli olarak daha destekleyici bir konuma gelmiştir (TCMB Yıllık Raporu, 2012). 19 Haziran 2012 tarihinde reeskont ve avans faiz oranları sırasıyla %16 ve %16.5 olarak güncellendi. 4 Temmuz 2012 tarihinde, TCMB ve Avrupa Merkez Bankası arasında bir Mutabakat Zaptı imzalandı (TCMB Yıllık Raporu, 2012). Çalışmada, 2012 yılının Ağustos ayında yukarı yönlü yapısal kırılma tespit edilmiştir. Yapısal kırılmalar, Şekil 4.3 ve 4.4 de verilmiştir. Çalışmaya konu olan portföyler ve piyasa endeksi sadece iş günlerinde işlem gördüğü için tarihler ardışık bir sıra izleyememektedir. Bu nedenle grafiklerdeki yatay değerler, işlem günü ardışık sırasını vermektedir.

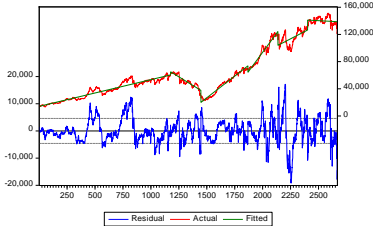
PM KIRILMA NOKTALARI



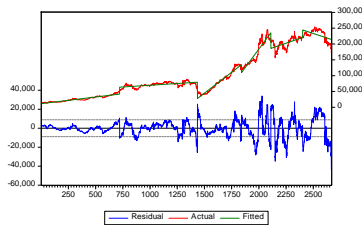
Şekil 4.3 02.01.2003 - 29.08.2013 Tarihleri Arasında Gerçekleşen PM Kırılmaları

Not: Kırılma tarihleri sırasıyla, 07 Ekim 2006, 14 Ocak 2008, 9 Nisan 2009, 11 Ekim 2010 ve 20 Ocak 2012 olarak tespit edilmiştir.

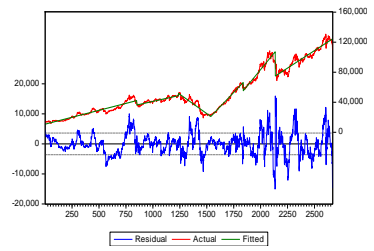
P1 KIRILMA NOKTALARI



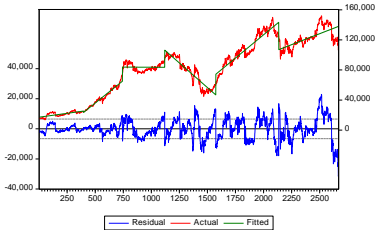
P2 KIRILMA NOKTALARI



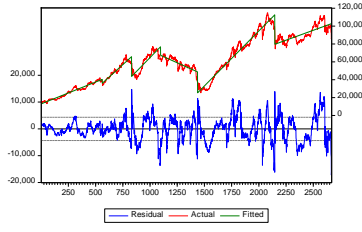
P3 KIRILMA NOKTALARI



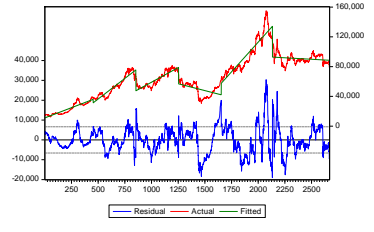
P4 KIRILMA NOKTALARI



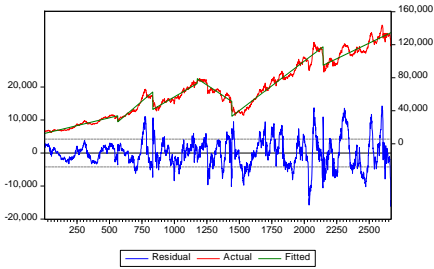
P5 KIRILMA NOKTALARI



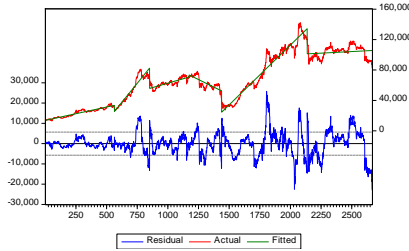
P6 KIRILMA NOKTALARI



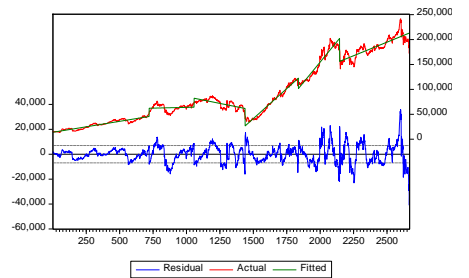
P7 KIRILMA NOKTALARI



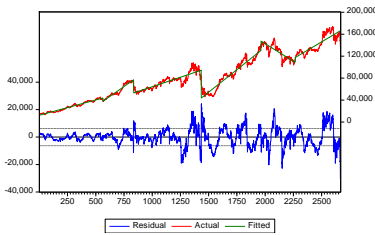
P8 KIRILMA NOKTALARI



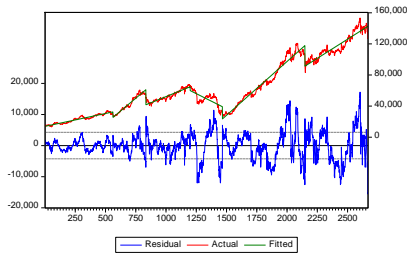
P9 KIRILMA NOKTALARI



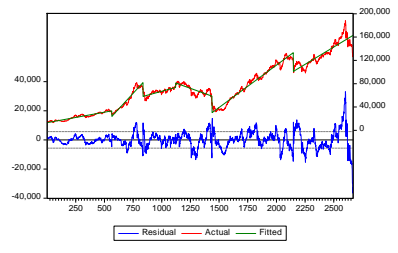
P10 KIRILMA NOKTALARI



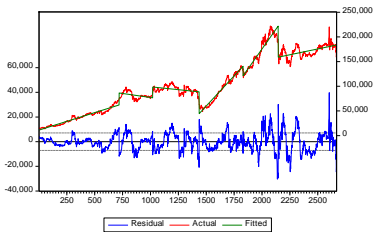
P11 KIRILMA NOKTALARI



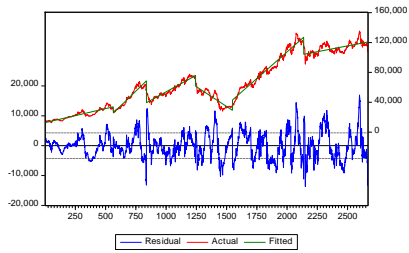
P12 KIRILMA NOKTALARI



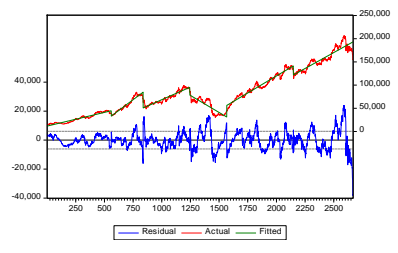
P13 KIRILMA NOKTALARI



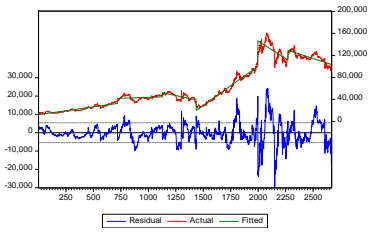
P14 KIRILMA NOKTALARI



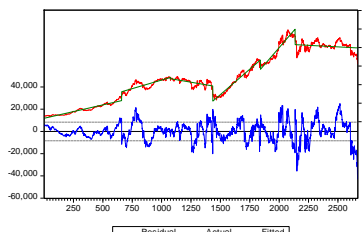
P15 KIRILMA NOKTALARI



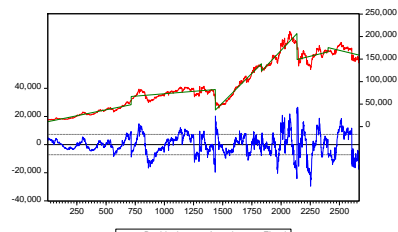
P16 KIRILMA NOKTALARI

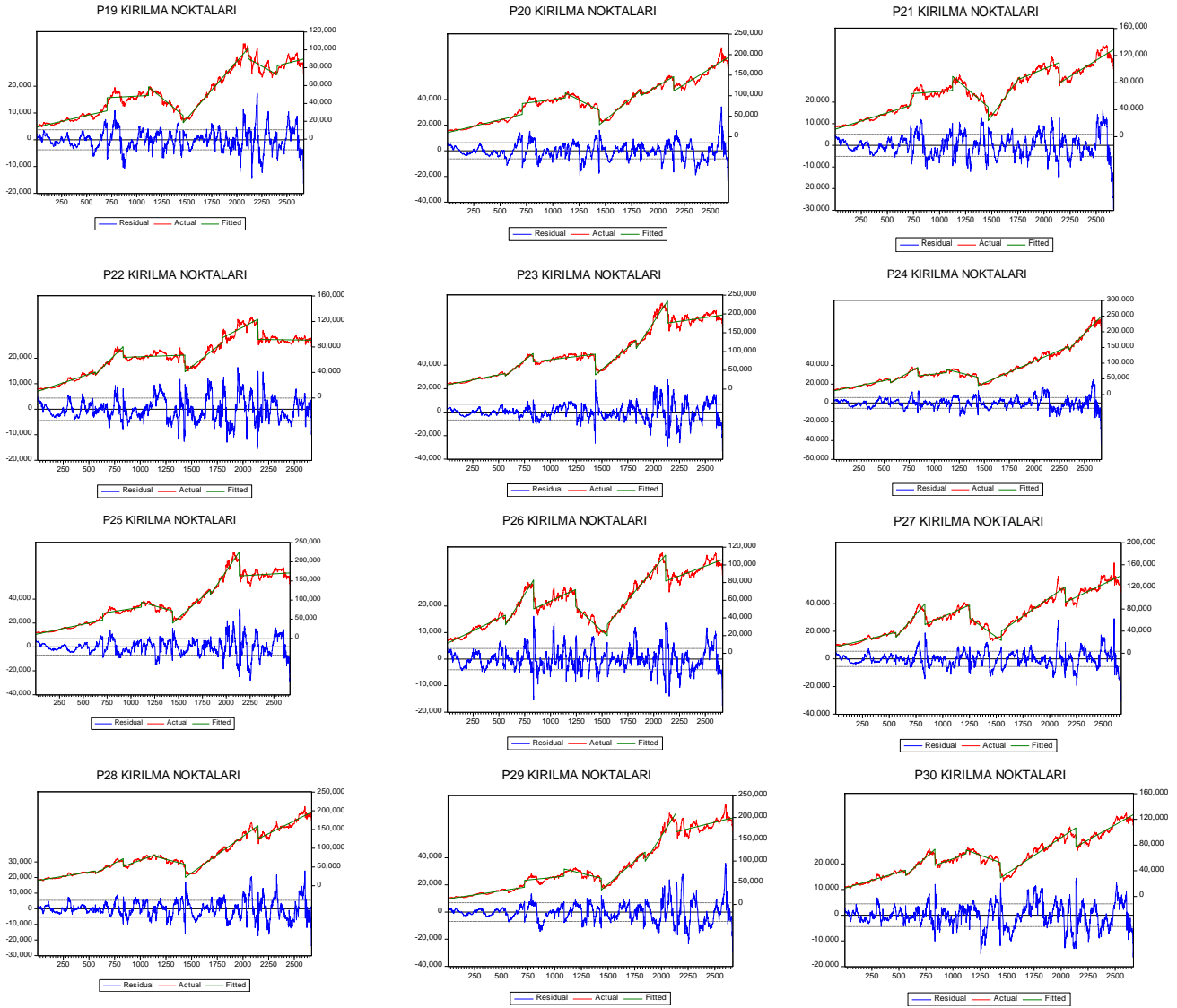


P17 KIRILMA NOKTALARI



P18 KIRILMA NOKTALARI





Şekil 4.4 02.01.2003 - 29.08.2013 Tarihleri Arasında Gerçekleşen Portföylerin Kırılmaları

Şekil 4.3 ve Şekil 4.4 de 02.01.2003 ve 29.08.2013 tarihleri arasında piyasa portföyünde ve oluşturulmuş 30 adet portföyde kırılma noktaları görülmektedir.

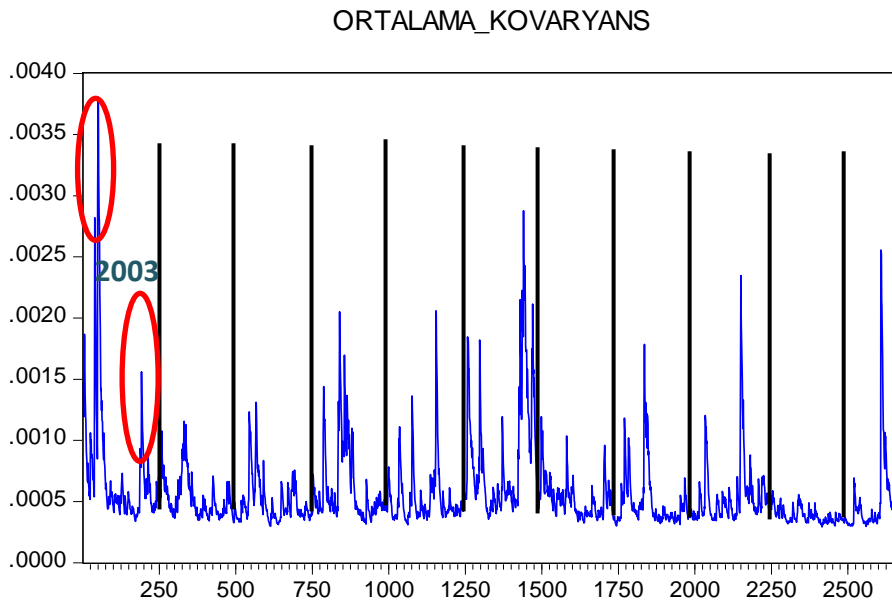
Uygulamanın birinci bölümü özetlendiğinde, 02.01.2003 – 29.08.2013 tarihleri arasındaki oluşturulmuş portföylerde ve piyasa portföyünde Bai Perron yöntemi ile 5 adet kırılma tespit edilmiştir. Kırılma tarihlerinin verildiği tabloya bakıldığında Kırılmalar ağırlıklı olarak Nisan 2005, Kasım 2005, Mayıs ve Haziran 2006, Ekim ve Kasım 2007, Ocak 2008, Ekim 2008, Mart sonu 2009, Mayıs 2010, Temmuz ve Ağustos 2011 ve Ağustos 2012’de tespit edilmiştir. 2009 ve 2012 yıllarındaki kırılmalar yukarı yönlü, diğerleri aşağı yönlüdür. 2005 yılında Türkiye piyasalarından sermaye çıkışının olması, 2006 yılında gelişmiş ülkelerin merkez bankalarının faiz arttırmalarından kaynaklanan kur şokları, 2007 ve 2008 yıllarında mortgage krizi, 2010 yılında Merkez Bankasının zorunlu karşılıkları arttırması ve

2011 yılında AB'ye üye bazı ülkelerin borçlarını ödeyememeleri sonucu ortaya çıkan kriz nedeniyle yapısal kırılmalar gerçekleşmiştir.

4.3. Koşullu Varyans ve Kovaryansların Zamana Bağlı Analizi

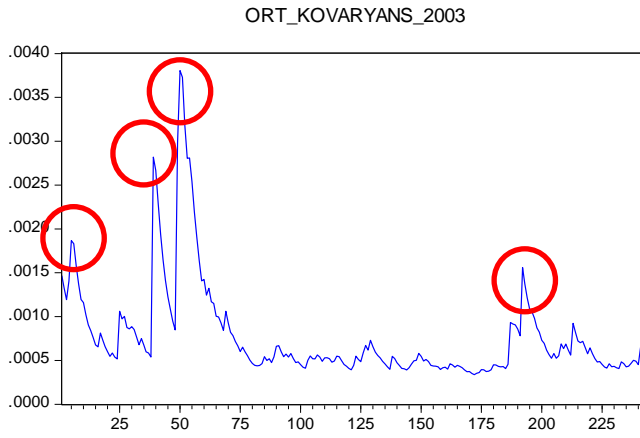
Uygulamanın ikinci bölümünde, 02.01.2003 – 29.08.2013 tarihleri arasında BIST TİM'de işlem gören hisse senetlerinden oluşturulmuş portföyler ve piyasa portföyü arasındaki kovaryansın değişimi sosyal ekonomik ve politik olaylarla analiz edilmiştir.

02.01.2003 - 29.08.2013 tarihleri arasında, 30 adet portföyün piyasa portföyü ile gösterdiği ortalama kovaryans değerleri belirlenmiştir. Belirlenen kovaryanslar büyükten küçüğe göre sıralanmış ve bu ortalama kovaryans değerlerinin 2668 günlük tam örneklem ortalaması alınmıştır. Her bir günde gerçekleşen ortalama kovaryans değerleri günlük ortalama kovaryans değerine bölünmek suretiyle günlük kovaryans değerlerinin ortalama kovaryansların üzerinde bulunduğu tarihler tespit edilmiştir. 2668 günün ortalama kovaryans değeri (h_{12} , ortalama) 0.000057 dir. Çalışmada, örneklemin ortalama kovaryans sıralamasında en yüksek 5% lik kısma giren 133 kovaryans değerinin gerçekleştiği tarihler ele alınmıştır. Bu değerler, yıl bazında tablolar halinde sunulmuştur. 2003 yılında portföylerin piyasa ile kovaryanslarının en yüksek gerçekleştiği tarihler Tablo 4.4 de sıralanmıştır. Söz konusu tarihler, aynı zamanda piyasa varyansının ve örneklemini oluşturan portföylerin varyanslarının ortalama değerlerinin de en yüksek gerçekleştiği tarihlerdir.



Şekil 4.5 02.01.2003 – 29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans – 2003

Şekil 4.5 de, çalışmanın kapsadığı dönemin tamamı verilmiştir. 2003 yılı şekil üzerinde belirtilmiştir. Yüksek kovaryanslar kırmızı daire içerisinde gösterilmiştir.



Şekil 4.6 02.01.2003-31.12.2003 tarihleri arasında ortalama kovaryans

Not: Daire içine alınan değerler, 2 -13 Ocak, 4-12 Mart, 18 Mart- 4 Nisan ve 7-9 Ekim tarihleri arasındaki dönemleri işaret etmektedir.

Şekil 4.6 da, sadece 2003 dönemi için ortalama kovaryans verilmiş olup sıçramanın olduğu günler kırmızı daire içine alınarak belirtilmiştir.

Tablo 4.4 2003 Yılında Ortalama Kovaryansların Yüksek Olduğu Tarihler

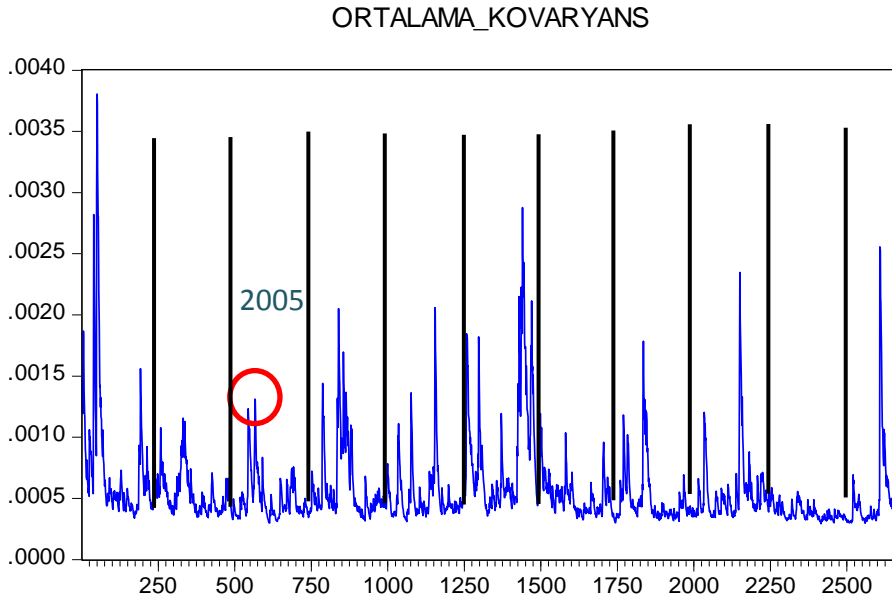
Tarih	Ortalama Kovaryans (CCC)	$h_{12}/h_{12,ortalama}$
02.01.2003	0.001468	2.568584
03.01.2003	0.001326	2.320989
07.01.2003	0.001405	2.458599
08.01.2003	0.001867	3.267562
09.01.2003	0.001832	3.206600
10.01.2003	0.001579	2.764021
13.01.2003	0.001371	2.399620
04.03.2003	0.002819	4.933490
05.03.2003	0.002666	4.665551
06.03.2003	0.002287	4.002527
07.03.2003	0.001938	3.391852
10.03.2003	0.001647	2.882994
11.03.2003	0.001411	2.468996
12.03.2003	0.001225	2.144155
18.03.2003	0.002982	5.219014
19.03.2003	0.003806	6.660618
20.03.2003	0.003729	6.526268
21.03.2003	0.003179	5.562408
24.03.2003	0.002806	4.909575
25.03.2003	0.002809	4.915059
26.03.2003	0.002541	4.446114
27.03.2003	0.002194	3.839123
28.03.2003	0.001911	3.343688
31.03.2003	0.001639	2.868342
01.04.2003	0.001408	2.463982
02.04.2003	0.001424	2.491880
03.04.2003	0.001244	2.176961
04.04.2003	0.001324	2.316322
07.10.2003	0.001560	2.729623
08.10.2003	0.001375	2.406371
09.10.2003	0.001214	2.123775

2003 yılının Ocak ayında kovaryans bir miktar yüksek olmasına rağmen ilk günlerinde önemli bir siyasi veya ekonomik olay kaydedilmedi. Ancak 2003 yılı Mart ayı önemli politik kararların alındığı ve gerçekleştirildiği bir dönemdir. 1 Mart 2003 tarihinde, Türk Silahlı Kuvvetlerinin yabancı ülkelere gönderilmesine, yabancı silahlı kuvvet unsurlarının 6 ay süreyle Türkiye’de bulunmasına izin verilmesine ilişkin Başbakanlık Tezkeresi, TBMM Genel Kurulu’nda yapılan kapalı oturumda kabul edilmedi. 2003 yılında Mart ayında gerçekleşen önemli olaylardan ilk ikisi, 1 Mart tezkeresinin reddedilmesi ve 3

Mart 2003 Acil Eylem Planı'nın açıklanmasıdır. Acil Eylem Planının açıklandığı tarihin ertesi günü olan 4 Mart 2003 tarihindeki yüksek kovaryans 4 gün boyunca sürmüştür. Örneklem periyodunda kaydedilen en yüksek altıncı kovaryans değeri bu tarihte hesaplanmıştır. 19 Mart tarihinde ise, Türk Silahlı Kuvvetleri'nin Kuzey Irak 'a gönderilmesi, Türk Hava sahasınının yabancı silah kuvvetlerinin hava unsurlarına 6 ay süreyle açılmasına ilişkin Başbakanlık tezkeresi TBMM'e sunuldu.

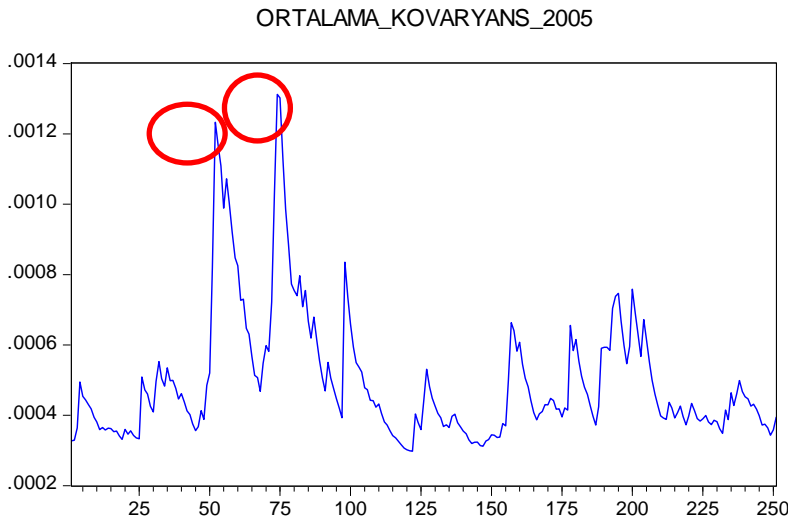
20 Mart 2003 tarihinde, Irak Savaşı başladı. 19 Mart 2003 tarihi, portföylerin 1 Ocak 2003 - 29 Ağustos 2013 tarihleri arasında piyasa ile en yüksek kovaryansı gösterdiği tarihtir. Bir gün sonrası ve bir gün öncesi ise sırasıyla ikinci ve üçüncü yüksek kovaryansın görüldüğü tarihlerdir. Ayın 28 ine kadar yüksek kovaryans devam etmiştir. 4 Nisan 2003 tarihine kadar ara ara kovaryans yüksek seyretmiştir. 7 Ekim 2003 tarihinde Irak'a asker gönderilmesine ilişkin tezkere TBMM oturumunda kabul edildi. Bu tarih ve bir gün sonrası da kovaryansın yüksek seyrettiği tarihlerdir. 2003 yılının Ocak ayında da kovaryans bir miktar yüksek seyretmiştir. O tarihlerde yüksek derecede önemli bir ulusal veya global bir ekonomik, sosyal veya politik bir olay kaydedilmese de, kriz nedeniyle borçlarını ödeyemeyen firmalara kredi borçlarını yeniden yapılandırma imkanı sağlayan 4743 sayılı Kanun yürürlüğe girmiştir. 4 Aralık 2003 tarihinde 5015 sayılı Petrol Piyasası Kanunu yürürlüğe girmiştir. Yeni Petrol Piyasası Kanunu, ham petrolün aranması ve üretilmesini kapsam dışı bırakmış, petrol ürünlerinin tüketicilere sunulması için piyasa faaliyetleri tespit etmiş, piyasa faaliyetlerinin yürütülmesi için EPDK'dan lisans alınması zorunluluğunu getirmiştir (www.epdk.gov.tr).

2004 yılında yüksek kovaryans gösteren bir tarih belirlenmemiştir. 2005 yılının yüksek kovaryans gösteren tarihleri Tablo 4.5 de sıralanmıştır. Aynı tarihlerde portföy varyansları da yüksektir.



Şekil 4.7 02.01.2003-29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans-2005

Şekil 4.7 de, çalışmanın kapsadığı dönemin tamamı verilmiştir. 2005 yılı şekil üzerinde belirtilmiştir. Yüksek kovaryanslar kırmızı daire içerisinde gösterilmiştir.



Şekil 4.8 02.01.2005-31.12.2005 tarihleri arasında ortalama kovaryans

Not: Daire içine alınan değerler, 18 Mart ve 19-20 Nisan tarihleri arasındaki dönemi işaret etmektedir.

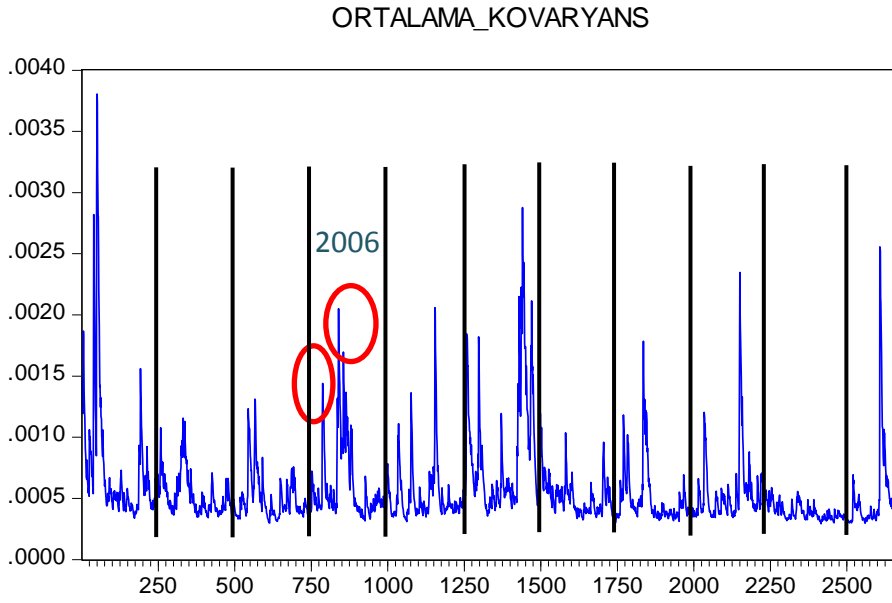
Şekil 4.8 de, sadece 2005 dönemi için ortalama kovaryans verilmiş olup sıçramanın olduğu günler kırmızı daire içine alınarak belirtilmiştir.

Tablo 4.5 2005 Yılında Ortalama Kovaryansların Yüksek Olduğu Tarihler

Tarih	Ortalama Kovaryans (CCC)	$h_{12}/h_{12,ortalama}$
18.03.2005	0.001233	2.157333
19.04.2005	0.001312	2.296437
20.04.2005	0.001302	2.278474

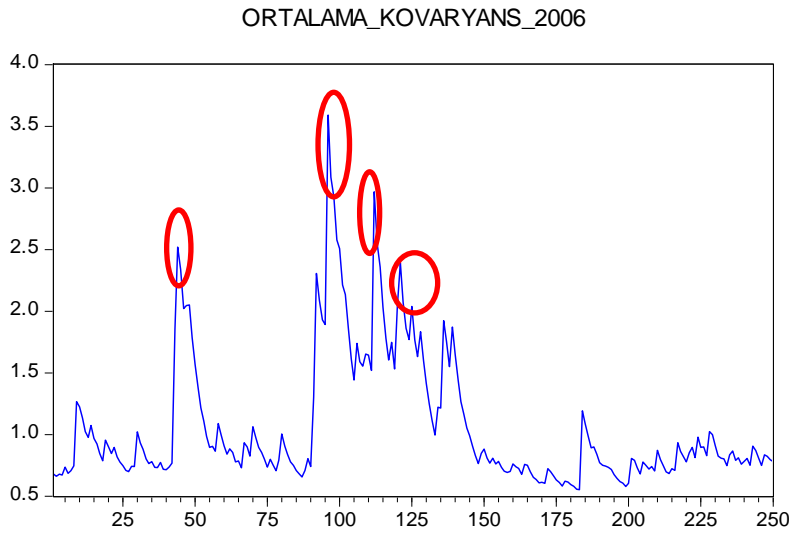
18 Mart 2005 tarihinde ve bir müddet öncesinde önemli bir olay tespit edilmemiştir. Bu tarihlerde kovaryans yüksek seyretmiştir. 2005 Nisan ayında ABD Doları/YTL kuru, gelişmekte olan ülkelerden sermaye çıkışlarının devam etmesi ve Fransa’da AB Anayasası’nın onaylanmasına dair yapılacak halk oylamasından “hayır” sonucunun çıkması beklentisiyle yükselmiştir (TCMB Denetleme Kurulu Raporu, 2006: 98). 2005 yılına ait tespit edilen diğer önemli olaylar, 4 Şubat 2005 tarihinde Türkiye’de Vadeli Opsiyon Borsası’nın faaliyete geçmesi, 20 Mart 2005 tarihinde Japonya’nın Fukuoka şehrinde meydana gelen 6.6 şiddetindeki depremdir. 10 Mayıs 2005 tarihinde 5316 sayılı yenilenebilir enerji kaynaklarının elektrik enerjisi üretimi amaçlı kullanımına ilişkin kanun yürürlüğe girdi. 1 Kasım 2005 tarihinde 5411 sayılı Bankacılık Kanunu yürürlüğe girmiştir. Bu Kanun ile finansal holding şirketleri, kuruluş birlikleri ve Tasarruf Mevduat Sigorta Fonu da Bankalar Kanunu kapsamına alınmış ve özel finans kurumları “katılım bankaları” olarak değiştirilmiştir. Kanun ile BDDK’nın denetim ve gözetim faaliyetleri yeniden düzenlenmiştir. Ancak söz konusu Kanunların yürürlüğe girmesi, piyasa ve portföylerdeki kovaryansı etkilememiştir.

2006 yılının yüksek kovaryans gösteren tarihleri Tablo 4.6 da sıralanmıştır. Söz konusu tarihlerde portföy varyansları ve piyasa varyansı da yüksektir.



Şekil 4.9 02.01.2003-29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans-2006

Şekil 4.9 da, çalışmanın kapsadığı dönemin tamamı verilmiştir. 2006 yılı şekil üzerinde belirtilmiştir. Yüksek kovaryanslar kırmızı daire içerisinde gösterilmiştir.



Şekil 4.10 02.01.2006-31.12.2006 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans

Not: Daire içine alınan değerler, 9-10 Mart, 16 Mayıs, 23-26 Mayıs, 29-31 Mayıs, 14-16 Haziran tarihleri arasındaki dönemleri ve 27 Haziran tarihini işaret etmektedir.

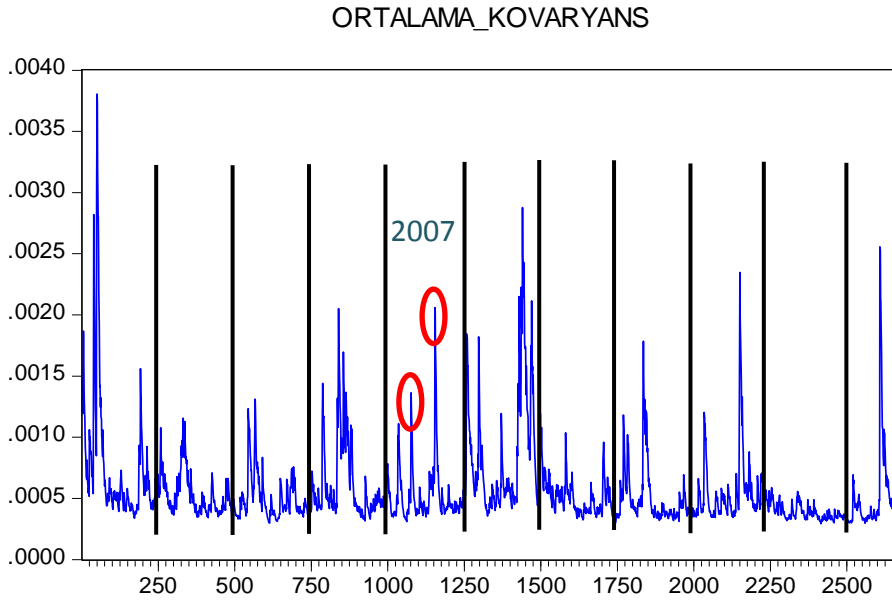
Şekil 4.10 da, sadece 2006 dönemi için ortalama kovaryans verilmiş olup sıçramanın olduğu günler kırmızı daire içine alınarak belirtilmiştir.

Tablo 4.6 2006 Yılında Ortalama Kovaryansların Yüksek Olduğu Tarihler

Tarih	Ortalama Kovaryans (CCC)	$h_{12}/h_{12,ortalama}$
09.03.2006	0.001440	2.520206
10.03.2006	0.001335	2.336800
16.05.2006	0.001318	2.306088
23.05.2006	0.002052	3.591014
24.05.2006	0.001765	3.087850
25.05.2006	0.001671	2.924769
26.05.2006	0.001474	2.579117
29.05.2006	0.001433	2.508204
30.05.2006	0.001265	2.213141
31.05.2006	0.001220	2.134805
14.06.2006	0.001696	2.967256
15.06.2006	0.001457	2.549189
16.06.2006	0.001347	2.357526
27.06.2006	0.001367	2.391361

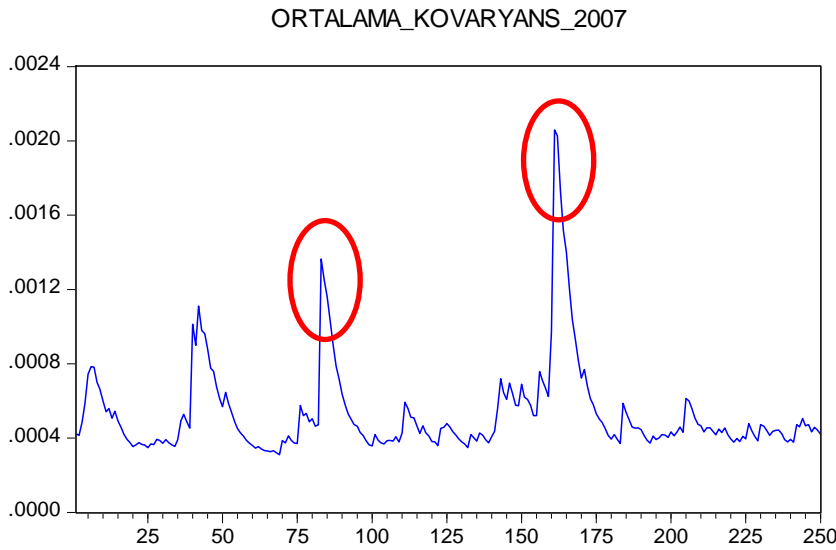
9 Mart 2006 tarihinde Van şehrinde canlı bomba eylemi düzenlenmiş, saldırganın yanısıra 2 kişi ölmüş ve 19 kişi yaralanmıştır. Bu tarihteki kovaryans, örneklem periyodu içindeki 113. yüksek kovaryans olarak hesaplanmıştır. 16 Mayıs tarihinde önemli bir olay tespit edilememiştir. 23 Mayıs 2006 tarihinde ise portföyler ve piyasa portföyü arasında örneklem periyodu içindeki 32. yüksek kovaryans hesaplanmıştır. Bu tarih, 17 Mayıs 2006 tarihinde Danıştay saldırısından 6 gün sonrasına denk gelmektedir. Yüksek kovaryans bir hafta sürmüştür. 24 Haziran tarihinde ABD Doları yükselişe geçti ve 1.77 kur değerine ulaştı. 27 Haziran tarihinde kovaryans yine yüksek bir değer kaydetti.

2007 yılının yüksek kovaryans gösteren tarihleri Tablo 4.7 de sıralanmıştır. Aynı tarihlerde portföy varyansları ve piyasa varyansı da yüksektir.



Şekil 4.11 02.01.2003-29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans - 2007

Şekil 4.11 de, çalışmanın kapsadığı dönemin tamamı verilmiştir. 2007 yılı şekil üzerinde belirtilmiştir. Yüksek kovaryanslar kırmızı daire içerisinde gösterilmiştir.



Şekil 4.12 02.01.2007-31.12.2007 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans

Not: Daire içine alınan değerler, 1-2 Mayıs ve 17-24 Ağustos tarihleri arasındaki dönemleri işaret etmektedir.

Şekil 4.12 de, sadece 2006 dönemi için ortalama kovaryans verilmiş olup sıçramanın olduğu günler kırmızı daire içine alınarak belirtilmiştir.

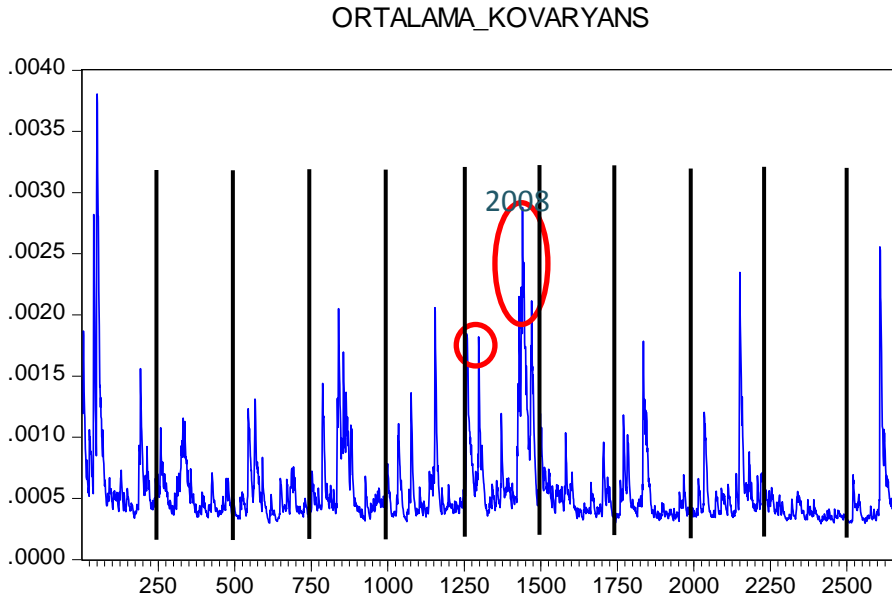
Tablo 4.7 2007 Yılında Ortalama Kovaryansların Yüksek Olduğu Tarihler

Tarih	Ortalama Kovaryans (CCC)	$h_{12}/h_{12,ortalama}$
01.05.2007	0.001364	2.386558
02.05.2007	0.001248	2.184537
17.08.2007	0.002059	3.603206
20.08.2007	0.002027	3.546826
21.08.2007	0.001727	3.022911
22.08.2007	0.001520	2.660307
23.08.2007	0.001400	2.449140
24.08.2007	0.001201	2.101272

1 Mayıs 2007 tarihinde tespit edilen önemli bir ekonomik ve siyasi olay, Bolivya Devlet Başkanı Evo Morales'in, ülkesinde bulunan enerji piyasasını kamulaştırmasıdır. Bu tarihlerde Türkiye piyasasında kovaryans bir miktar yüksek seyretmiştir.

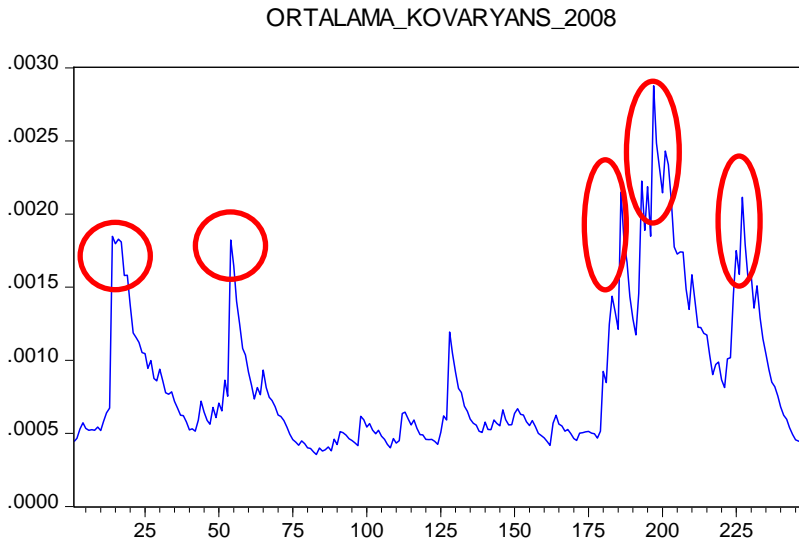
2007 yılının Ağustos ayında, mortgage krizi başgöstermiştir. Bu dönemde, yüksek kaldıraç kullanarak türev araçlarına yatırım yapanlar yüksek zararlar kaydettiler. Neticede yatırımcılar riskten kaçınmaya ve nakit varlıklarını satmaya başladılar. Bu tarihlerde, ilk kredi sorunları sonuçlarını göstermeye başladı, kısa vadeli finansman talepleri oluştu ve 3 aylık Libor oranları yükseldi. 17 Ağustos tarihinde Türkiye piyasalarındaki kovaryans, örneklem dönemindeki en yüksek 28. kovaryans olarak hesaplanmıştır. Yüksek kovaryans 5 gün devam etmiştir. Merkez Bankası, 2007 yılının Eylül ayından itibaren faiz indirimi uygulamaya başlamıştır. Aynı yıl reel sektördeki önemli bir gelişme de, 18 Kasım tarihinde Türkiye-Yunanistan –İtalya arasında yapılması planlanan ikinci önemli olay doğalgaz boru hattı projesinin Türkiye – Yunanistan ayağının tamamlanmasıdır.

2008 yılının yüksek kovaryans gösteren tarihleri Tablo 4.8 de sıralanmıştır. Aynı tarihlerde ve devam eden tarihlerde portföy varyansları ve piyasa varyansı da yüksektir.



Şekil 4.13 02.01.2003-29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans - 2008

Şekil 4.13 de, çalışmanın kapsadığı dönemin tamamı verilmiştir. 2008 yılı şekil üzerinde belirtilmiştir. Yüksek kovaryanslar kırmızı daire içerisinde gösterilmiştir.



Şekil 4.14 02.01.2008-31.12.2008 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans

Not: Daire içine alınan değerler, 22-30 Ocak, 18-21 Mart, 16-26 Eylül tarihleri arasındaki dönem, Ekim, Kasım ayları ve Aralık ayının ilk 3 günlük dönemini işaret etmektedir.

Şekil 4.14 de, sadece 2008 dönemi için ortalama kovaryans verilmiş olup sıçramanın olduğu günler kırmızı daire içine alınarak belirtilmiştir.

Tablo 4.8 2008 Yılında Ortalama Kovaryansların Yüksek Olduğu Tarihler

Tarih	Ortalama Kovaryans (CCC)	$h_{12}/h_{12,ortalama}$	Kovaryans Sıralama
22.01.2008	0.001847	3.231294	39
23.01.2008	0.001797	3.145258	46
24.01.2008	0.001828	3.199000	41
25.01.2008	0.001335	3.163967	45
28.01.2008	0.001580	2.764402	67
29.01.2008	0.001581	2.766968	66
30.01.2008	0.001380	2.414881	94
18.03.2008	0.001822	3.187572	42
19.03.2008	0.001645	2.879301	61
20.03.2008	0.001404	2.456331	92
21.03.2008	0.001251	2.189337	119
16.09.2008	0.001246	2.181158	121
17.09.2008	0.001437	2.515403	84
18.09.2008	0.001334	2.334076	104
19.09.2008	0.001211	2.119626	130
22.09.2008	0.002149	3.761068	22
23.09.2008	0.001817	3.180332	43
24.09.2008	0.001670	2.921830	59
25.09.2008	0.001435	2.511144	85
26.09.2008	0.001284	2.246499	114
06.10.2008	0.001457	2.549164	80
07.10.2008	0.002226	3.895375	19
08.10.2008	0.001888	3.303900	36
09.10.2008	0.002187	3.826742	21
10.10.2008	0.001849	3.235706	38
13.10.2008	0.002877	5.034248	5
14.10.2008	0.002485	4.348840	13
15.10.2008	0.002315	4.051152	17
16.10.2008	0.002146	3.755745	23
17.10.2008	0.002431	4.253517	14
20.10.2008	0.002337	4.090375	16
21.10.2008	0.002088	3.654352	27
22.10.2008	0.001775	3.106935	49
23.10.2008	0.001726	3.021038	55
24.10.2008	0.001740	3.045586	52
27.10.2008	0.001740	3.044422	53
28.10.2008	0.001487	2.601941	75
30.10.2008	0.001348	2.359670	100
31.10.2008	0.001584	2.772625	65
03.11.2008	0.001406	2.460341	90

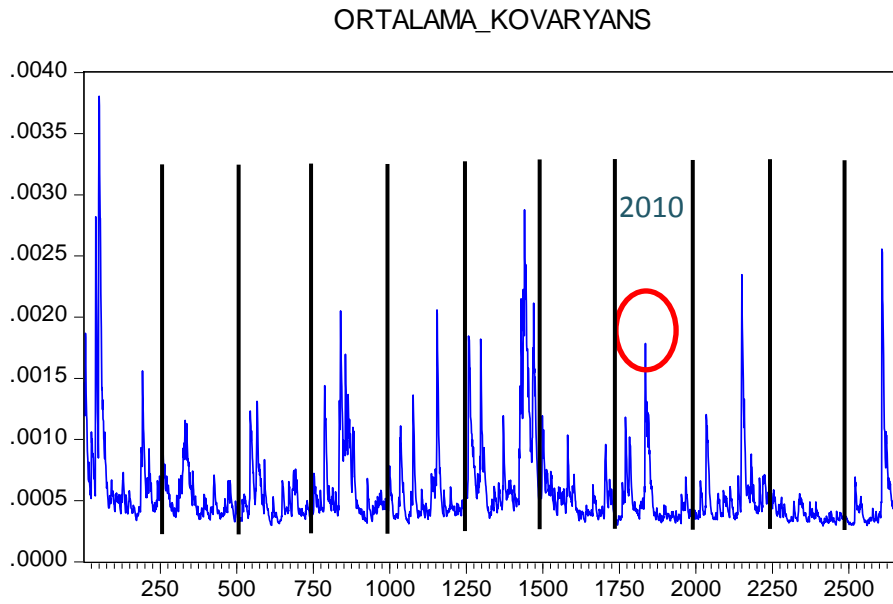
Tarih	Ortalama Kovaryans (CCC)	$h_{12}/h_{12,ortalama}$	Kovaryans Sıralama
04.11.2008	0.001226	2.144958	124
05.11.2008	0.001224	2.141353	126
20.11.2008	0.001456	2.547362	81
21.11.2008	0.001750	3.062570	51
24.11.2008	0.001587	2.776947	64
25.11.2008	0.002115	3.700578	25
26.11.2008	0.001792	3.135708	47
27.11.2008	0.001545	2.703671	71
28.11.2008	0.001577	2.759986	69
01.12.2008	0.001356	2.373610	99
02.12.2008	0.001509	2.640786	74
03.12.2008	0.001290	2.258065	113

Yüksek kovaryansların en sık görüldüğü yıl 2008 yılı olmuştur. 22 Ocak 2008 tarihinde tüm Dünya Borsalarında önemli düşüş yaşandı. Türkiye Borsası'nda da %2 lik bir düşük kaydedildi. Aynı tarihte, sabaha karşı 6 ayrı ilde 24 farklı adrese eş zamanlı baskın yapılması ve 33 kişi gözaltına alındı. Bu tarihte gerçekleşen kovaryans, örneklem dönemindeki 39. yüksek kovaryanstır. Yüksek kovaryans 9 gün sürmüştür. Ayrıca bu dönemde 17 Mart 2008 tarihinde iktidar partisinin kapatılması istemiyle açılan dava süreci başladı. 18 Mart 2008 tarihinde örneklem döneminin 42. yüksek kovaryansı gerçekleşti. Kovaryans, 4 gün daha yüksek seyretti. 2007 yılı Ağustos ayında başlayan kriz 2008 yılı Eylül ayından sonra derinleşti ve 2008 yılında da devam etti. 15 Eylül 2008 tarihinde Lehman Brothers iflas ettiğini açıkladı. Dolar / TL kuru 1.24 den 1.54 e sıçradı. 16 Eylül 2008 tarihli kovaryans, örneklem periyodunun kovaryans sıralamasında 121. sırada hesaplandı. Yüksek kovaryans 3 gün devam etti. 19 Eylül tarihinde de ABD, ekonomik krizin daha da derinleşmemesi için 700 milyar dolarlık bir kriz paketini ABD kongresinin onayına sundu. Krizin ve tartışmalı kriz paketinin neden olduğu çalkantılar Türkiye piyasalarını da olumsuz yönde etkiledi ve kovaryans 22 Eylül 2008 tarihinde örneklem periyodunun 22. yüksek kovaryansı olarak hesaplandı. Yüksek kovaryans 5 gün daha devam etti. Krizin iyice derinleşmesi ile dünya piyasaları ile birlikte Türkiye piyasası da etkilendi. 6 Ekim tarihinde borsa önceki güne 8.62% lik bir düşüş kaydetti ve bu tarihteki kovaryans örneklem periyodunda 80. yüksek kovaryans olarak hesaplanmıştır. Kovaryanslar sonraki günlerde yükselmeye devam etmiştir. 13 Ekim 2008 tarihinde örneklem periyodunda en yüksek 5. Kovaryans gerçekleşmiştir. Ekim ayında ve Kasım ve Aralık aylarının bir kısmında, kovaryanslar örneklem dönemi içerisindeki yüksek kovaryanslar olarak belirlenmiştir. Piyasa

varyansı, 2008 yılının Ekim ve Kasım aylarının tamamına yakınında yüksek seyretmiştir. 3 Ekim 2008 tarihinde Aktütün saldırısı gerçekleşmiştir. Bu tarihte gerçekleşen kovaryans, örneklem periyodundaki en yüksek 103. kovaryansdır. 2008 yılından vuku bulan diğer önemli olaylardan ilki Mayıs ayında IMF yapılmış olan 19. Stand by anlaşmasının tamamlanmasıdır.

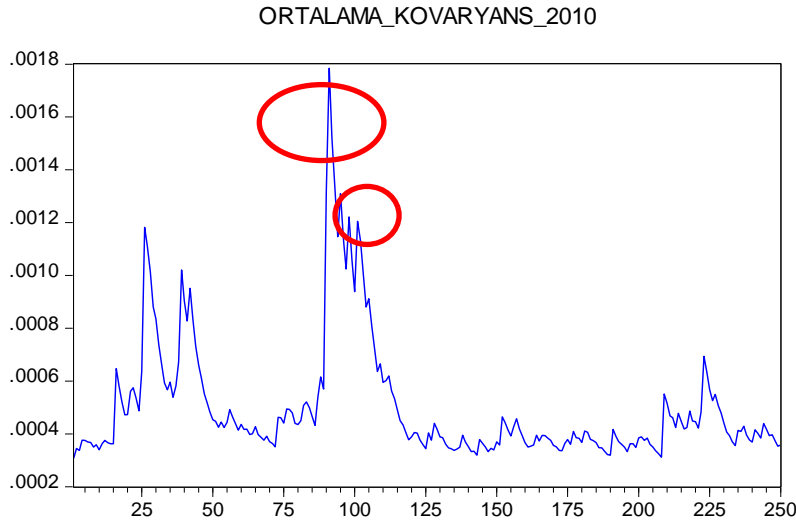
2009 yılında yüksek kovaryans gösteren bir tarih belirlenmemiştir. Ancak bu dönemde de bazı önemli ekonomik politikalar belirlenmiştir. Bunlardan ilki, 2009 yılının başından itibaren politika faiz oranlarının indirilmesine hız verilmesidir. 20 Mart ve 17 Nisan 2009 tarihlerinde ihracat yapan firmalara avantaj sağlayabilmek adına kredi limitleri yükseltilmiştir. 2009 yılının Aralık ayında gerçekleştirilen Merkez Bankası Para Politikası Kurulu toplantısında ekonomik faaliyetlerin ılımlı bir toplanma sürecine girdiği ifade edilmiştir (İstanbul Ticaret Odası ve İlimi Etüdler Derneği, 2011).

2010 yılının yüksek kovaryans gösteren tarihleri Tablo 4.9 da sıralanmıştır. Aynı tarihlerde portföy varyansları da yüksektir. Ancak portföy varyansı, kovaryanslardan farklı olarak 2 ayrı tarihte daha yüksek seyretmiştir.



Şekil 4.15 02.01.2003-29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans - 2010

Şekil 4.15 de, çalışmanın kapsadığı dönemin tamamı verilmiştir. 2010 yılı şekil üzerinde belirtilmiştir. Yüksek kovaryanslar kırmızı daire içerisinde gösterilmiştir.



Şekil 4.16 02.01.2010-31.12.2010 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans

Not: Daire içine alınan değerler, 10-13 Mayıs ve 17 – 26 Mayıs tarihleri arasındaki dönemleri işaret etmektedir.

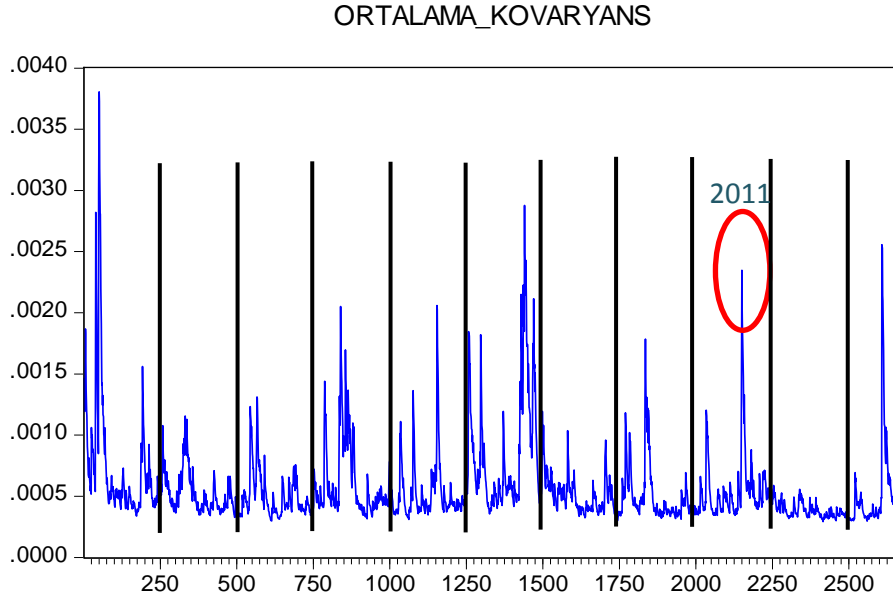
Şekil 4.16 da, sadece 2010 dönemi için ortalama kovaryans verilmiş olup sıçramanın olduğu günler kırmızı daire içine alınarak belirtilmiştir.

Tablo 4.9 2010 yılında ortalama kovaryansların yüksek olduğu tarihler

Tarih	Ortalama Kovaryans (CCC)	$h_{12}/h_{12,ortalama}$
10.05.2010	0.001316	2.302710
11.05.2010	0.001784	3.122792
12.05.2010	0.001520	2.660160
13.05.2010	0.001335	2.335570
17.05.2010	0.001309	2.291339
21.05.2010	0.001221	2.136782
26.05.2010	0.001205	2.109044

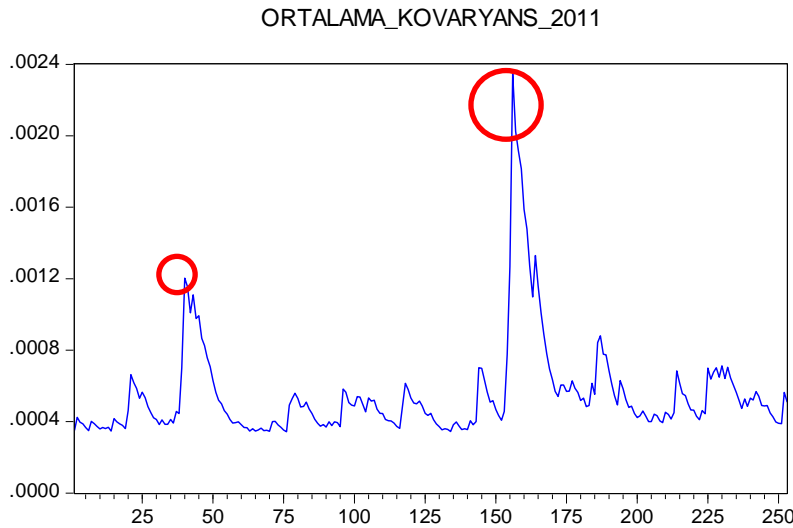
10 Mayıs 2010 tarihinde muhalefet partisi lideri bir skandal neticesinde istifa etmiştir. 11 Mayıs 2010 tarihinde kovaryans, örneklem periyodunun en yüksek 48. kovaryansı olarak hesaplanmıştır. Kovaryans 2 gün daha yüksek seyretmiştir. Portföy varyansları, 8 Şubat ve 9 Şubat 2010 tarihlerinde de yüksektir. Ancak bu tarihlerde önemli bir olay tespit edilememiştir. Piyasa varyansları ile portföy ve piyasa arasındaki kovaryansların yüksek seyrettiği tarihler benzeşmektedir.

2011 yılının yüksek kovaryans gösteren tarihleri Tablo 4.10 da sıralanmıştır. Aynı tarihlerde portföy varyansları da yüksektir. Ancak portföy varyansı, kovaryanslardan farklı olarak 2 ayrı tarihte daha yüksek seyretmiştir.



Şekil 4.17 02.01.2003-29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans - 2011

Şekil 4.17 de, çalışmanın kapsadığı dönemin tamamı verilmiştir. 2011 yılı şekil üzerinde belirtilmiştir. Yüksek kovaryanslar kırmızı daire içerisinde gösterilmiştir.



Şekil 4.18 02.01.2011-31.12.2011 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans

Not: Daire içine alınan değerler, 25 Şubat tarihi ve 8 – 19 Ağustos tarihleri arasındaki dönemi işaret etmektedir.

Şekil 4.18 de, sadece 2011 dönemi için ortalama kovaryans verilmiş olup sıçramanın olduğu günler kırmızı daire içine alınarak belirtilmiştir.

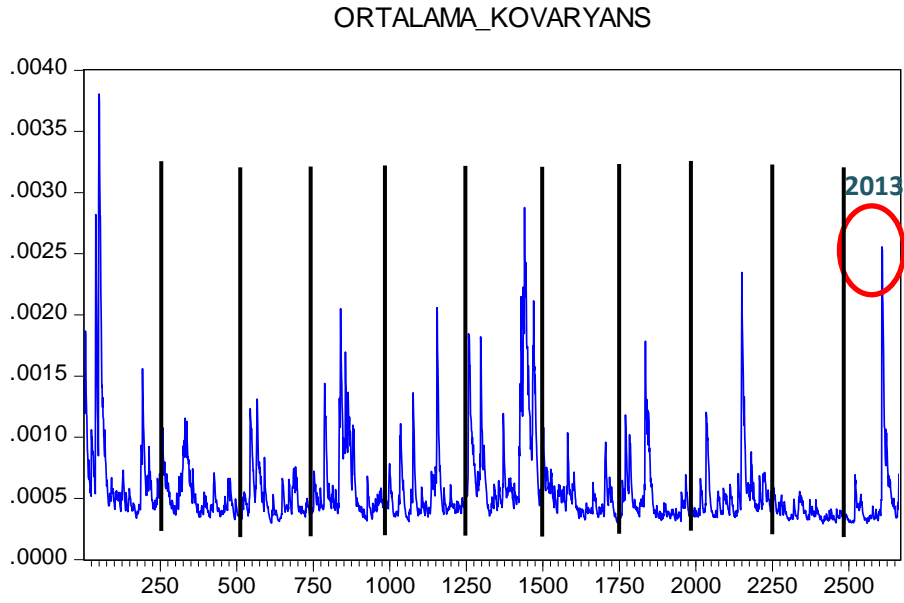
Tablo 4.10 2011 yılında ortalama kovaryansların yüksek olduğu tarihler

Tarih	Ortalama Kovaryans (CCC)	$h_{12}/h_{12,ortalama}$
25.02.2011	0.001204	2.106127
08.08.2011	0.001268	2.218487
09.08.2011	0.002347	4.106451
10.08.2011	0.001335	3.543669
11.08.2011	0.001917	3.354536
12.08.2011	0.001815	3.176548
15.08.2011	0.001589	2.780288
16.08.2011	0.001477	2.584920
17.08.2011	0.001272	2.226788
19.08.2011	0.001330	2.326782

Şubat 2011 tarihi Arap Baharının başladığı döneme denk gelmektedir. Kovaryansın, örneklem döneminin en yüksek 15. kovaryansı olduğu 9 Ağustos 2011 tarihinde İngiltere'de geniş çaplı şiddet olayları cereyan etmiştir. Olaylar, Londra ve Birmingham'ın ardından gece yarısı Liverpool kentine sıçradı. Gözaltına alınanların sayısı 500'ü aştı. 16 Ağustos 2011 tarihinde İngiltere'deki yağma ve şiddet olaylarında 1600 kişinin gözaltına alındığı açıklandı. Kovaryans, 2 gün daha yüksek seyretmiştir. Ancak belki de asıl neden, 2011 yılının Ağustos ayında, aralarında Yunanistan, Portekiz, İrlanda, İspanya ve Kıbrıs'ın bulunduğu para birimi Euro olan ülkeler dış borçlarını ödeyemediklerinden dolayı ortaya çıkan krizin tüm dünya borsalarını etkilemesiydi. Aynı anda, 2011 yılının Ağustos ayından itibaren, bozulan küresel risk iştahına paralel olarak Türk Lirası'nda gözlenen aşırı değer kaybı nedeniyle enflasyonda belirgin bir yükseliş de gözlenmiştir (TCMB Yıllık Raporu, 2011: 28).

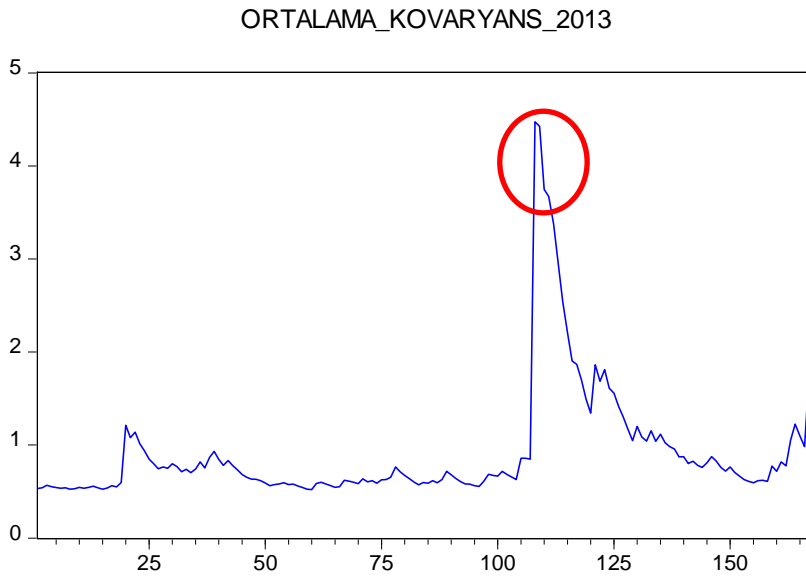
Ağustos ayı, kovaryanslar ve piyasa varyanslarıyla birlikte portföy varyanslarının da yüksek olduğu bir dönemdir. Ancak Ağustos ayı dışında, 25 Şubat ve 28 Şubat tarihlerinde de örneklemde yer alan portföylerin ortalama varyansı yükselme göstermiştir. 22 Şubat 14 Mart tarihleri arasında, Arap Baharından önce ham petrol fiyatları %20 nin üzerinde yükselmiştir. Bu ekonomik etkinin gerçekleştiği periyot, portföylerin getiri varyansının yükseldiği tarihlerle örtüşmektedir.

2013 yılının yüksek kovaryans gösteren tarihleri Tablo 4.11 de sıralanmıştır. Aynı tarihlerde portföy varyansları da yüksektir.



Şekil 4.19 02.01.2003-29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans- 2013

Şekil 4.19 da, çalışmanın kapsadığı dönemin tamamı verilmiştir. 2013 yılı şekil üzerinde belirtilmiştir. Yüksek kovaryanslar kırmızı daire içerisinde gösterilmiştir.



Şekil 4.20 02.01.2013-29.08.2013 Tarihleri Arasında Ortalama Kovaryans

Not: Daire içine alınan değerler, 4-13 Haziran arası dönemi işaret etmektedir.

Şekil 4.20 de, sadece 2013 dönemi için ortalama kovaryans verilmiş olup sıçramanın olduğu günler kırmızı daire içine alınarak belirtilmiştir.

Tablo 4.11 2013 yılında ortalama kovaryansların yüksek olduğu tarihler

Tarih	Ortalama Kovaryans (CCC)	$h_{12}/h_{12,ortalama}$
04.06.2013	0.002556	4.473514
05.06.2013	0.002529	4.425347
06.06.2013	0.002141	3.746953
07.06.2013	0.002099	3.672351
10.06.2013	0.001929	3.376529
11.06.2013	0.001690	2.956741
12.06.2013	0.001454	2.545199
13.06.2013	0.001260	2.204255

2013 yılında Haziran ayında toplu gösteriler ile başlayan süreçte yüksek kovaryanslar hesaplanmıştır. 5 Haziran 2013 tarihinde başlatılan iş bırakma eylemine 6 Haziran 2013 tarihinde sendikalar ve meslek odaları da katıldı. Gruplar Ankara'da Kızılay Meydanı, İzmir'de Gündoğdu Meydanı'nda, İstanbul'da Taksim Meydanı'nda bir araya geldi. Ayrıca, Antalya, İzmir, İzmit ve Çanakkale, Bursa, Kilis gibi çeşitli kentlerde de iş bırakma eylemleri yapıldı. Yüksek kovaryans bir haftayı aşkın süre devam etti. Piyasa varyansı ise Haziran ayının son haftasına kadar yüksek seyretmiştir.

Uygulamanın ikinci bölümünde piyasa ve portföy kovaryanslarının politik, sosyal ve ekonomik olaylarla analizi gerçekleştirilmiştir. Burada bir anlamda, olayların risk algısına etkisi irdelenmiş olmaktadır. Uygulamanın son bölümünde, bir risk ölçüsü olarak hem değişen kovaryans ve varyanslar üzerinden hesaplanan hem de yuvarlanan regresyon yöntemiyle hesaplanan dinamik betalar ile getiri tahmini yapılmış ve yöntemlerin statik beta ile yapılan getiri tahminine üstünlüğü araştırılmıştır.

4.4. Geleneksel FVFM ile Dinamik FVFM Getiri Tahmini Karşılaştırması

4.4.1. Geleneksel Finansal Varlık Fiyatlama Modeli (FVFM) Uygulama Sonuçları

Geleneksel modelde, geçmiş dönemde gerçekleşen varlık getirilerinin risksiz faiz oranı üzerindeki getirilerinin piyasa getirilerinin yine risksiz faiz oranı üzerinde kalan getirileri ile regresyona girdiğinde elde ettiğimiz β katsayısını risk katsayısı kabul ediyoruz. Bu katsayı kısa dönemler içinde değişmez ve sabit kabul edilir. Portföylerin geleneksel beta katsayıları tablo 4.12 de sunulmuştur. Portföylerin beta değerleri 0.67 ile 0.78 arasında değişmektedir. Beta değerleri 1'den küçük olduğu için düşük riskli portföylerdir. Dolayısıyla söz konusu portföyler, riskten kaçan yatırımcı profiline uygunluk göstermektedir.

Regresyonun hata terimlerinin otokorelasyonu için Breusch-Godfrey testi uygulanmıştır. Testin sonuçlarına göre P7 ve P11 hariç olmak üzere, portföylerin tamamına yakının getiri tahmini regresyonunda hata terimleri otokorelasyon göstermektedir. Bu bizi, daha iyi bir getiri tahmini yöntemi arayışına götürmektedir.

Tablo 4.12 Portföylerin Geleneksel Beta Katsayıları

	Portföylerin geleneksel beta katsayıları			Breusch-Godfrey Testi Sonuçları	
	β katsayısı	t değeri	p	$\chi^2 (NXR^2)$	p
P1	0.7019	57.2594	0.0000	50.0763	0.0002
P2	0.6715	63.9634	0.0000	58.3718	0.0000
P3	0.7129	60.5747	0.0000	42.2176	0.0026
P4	0.7674	74.8668	0.0000	55.9090	0.0000
P5	0.7508	69.3045	0.0000	40.4113	0.0044
P6	0.7054	66.1342	0.0000	40.7169	0.0040
P7	0.7163	78.2568	0.0000	29.8179	0.0729
P8	0.7167	58.4954	0.0000	46.6198	0.0007
P9	0.7092	61.6896	0.0000	38.4952	0.0077
P10	0.7895	76.3330	0.0000	24.2603	0.2312
P11	0.7270	71.9688	0.0000	34.5861	0.0224
P12	0.7851	83.6479	0.0000	55.2594	0.0000
P13	0.7084	64.7814	0.0000	44.4272	0.0013
P14	0.6825	62.8285	0.0000	40.7147	0.0041
P15	0.7484	75.4848	0.0000	47.1458	0.0006
P16	0.6955	56.8573	0.0000	47.3715	0.0005
P17	0.7077	64.9578	0.0000	58.6157	0.0000
P18	0.6721	60.7884	0.0000	44.7369	0.0012
P19	0.7326	67.3676	0.0000	50.7837	0.0002
P20	0.7083	68.2215	0.0000	54.2255	0.0001
P21	0.7330	77.3091	0.0000	44.0754	0.0015
P22	0.7239	63.7479	0.0000	49.5372	0.0003
P23	0.7142	66.9126	0.0000	50.1216	0.0002
P24	0.7450	70.1105	0.0000	58.0954	0.0000
P25	0.6912	70.9891	0.0000	41.1439	0.0036
P26	0.7945	74.9411	0.0000	39.9081	0.0051
P27	0.7398	59.9720	0.0000	56.0254	0.0000
P28	0.7060	60.3434	0.0000	50.1213	0.0002
P29	0.6894	65.6629	0.0000	39.9904	0.0050
P30	0.7841	80.1420	0.0000	38.0304	0.0088

Tablo 4.12 de görüldüğü üzere, β katsayıları anlamlıdır ancak yapılan regresyonlarda α katsayıları anlamlı bulunmamıştır.

4.4.2. Dinamik Finansal Varlık Fiyatlama Modeli (FVFM) Uygulama Sonuçları

Önceki bölümlerde yapısal kırılma, varyans ve kovaryansların olaylarla etkileşimi ile piyasanın değişkenliği incelenmişti. Bu bölümler sonuç itibariyle olaylardan etkilenen dinamik piyasanın varlığını bir kez daha gözler önüne sunmuştur. Bu bölümde ise, dinamik piyasaların bir yansıması olarak zamana göre değişen finansal varlık fiyatlama modeli ele alınmaktadır.

4.4.2.1. Yuvarlanan Regresyon ile Hesaplanan Beta

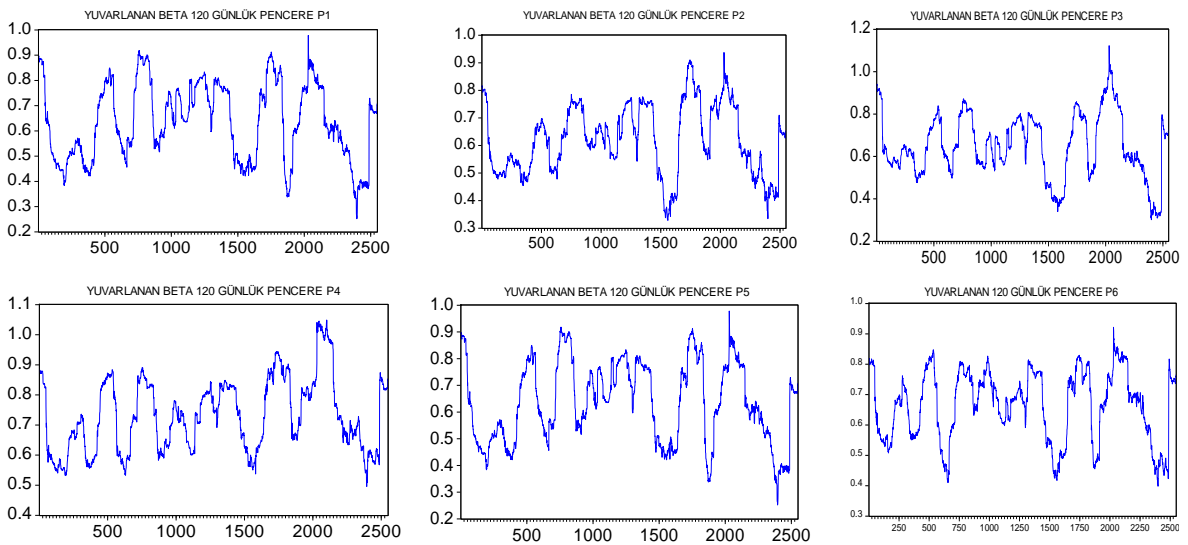
“Yuvarlanan regresyon” yöntemi olarak adlandırdığımız yöntem her yeni bilgi geldiğinde 30, 60, 120, 240 ve 360 günlük pencerelerde yer alan son 30 günlük, son 60 günlük, 120 günlük, 240 günlük ve 360 günlük bilgiye göre doğrusal regresyonun yinelenmesidir. Yuvarlanan regresyon, yatırımcının betayı güncellemesi varsayımı üzerine yapılmıştır. Regresyon yine geleneksel yöntemde olduğu gibi en küçük kareler yöntemi ile gerçekleştirilmektedir.

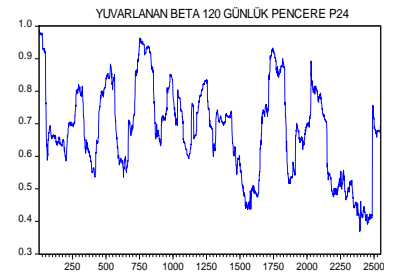
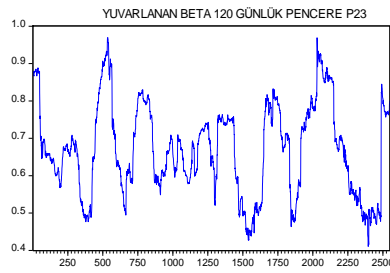
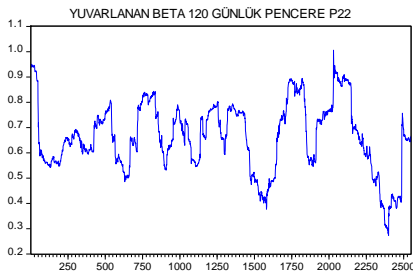
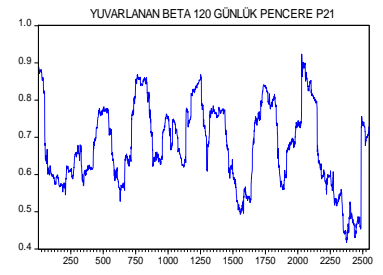
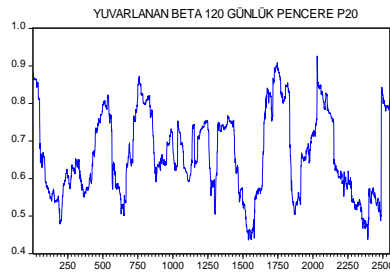
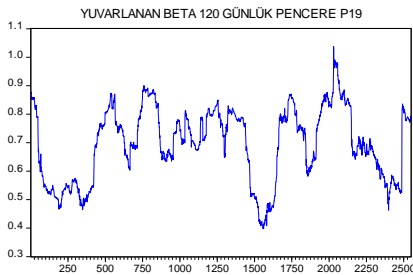
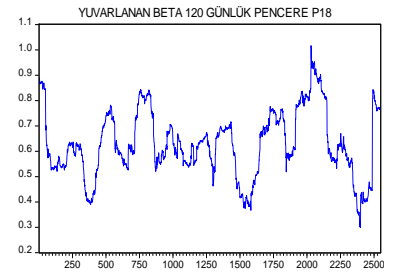
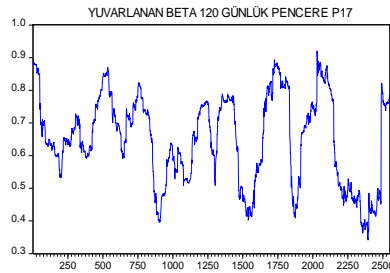
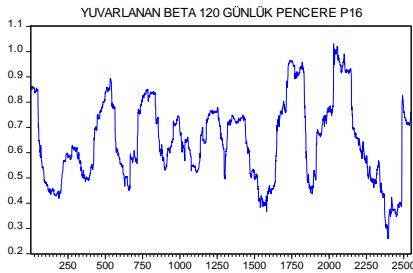
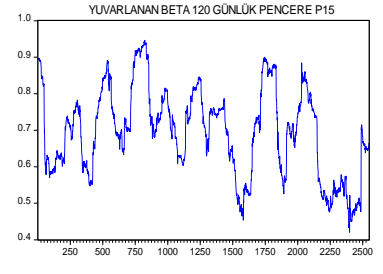
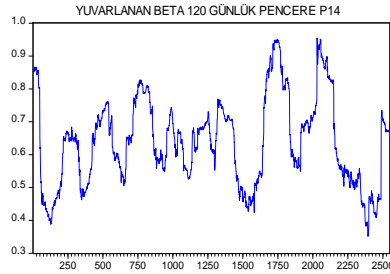
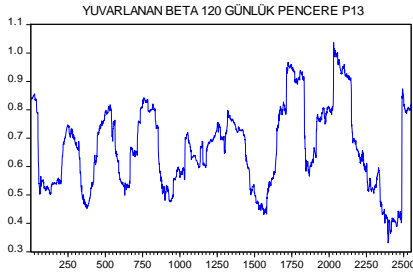
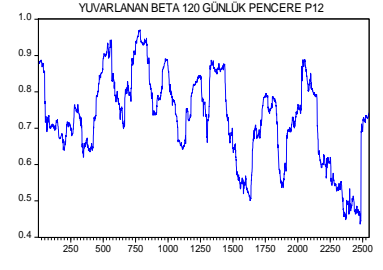
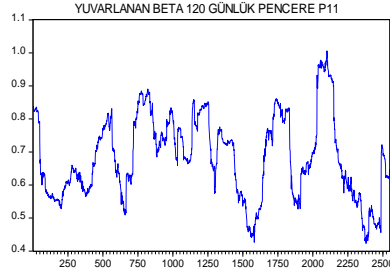
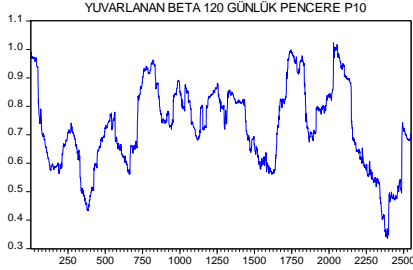
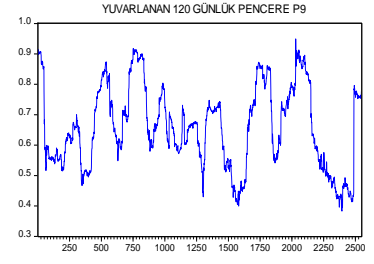
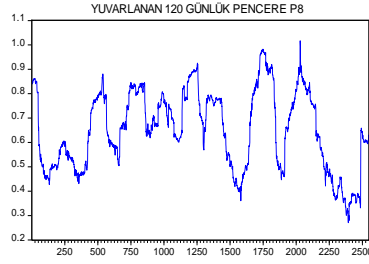
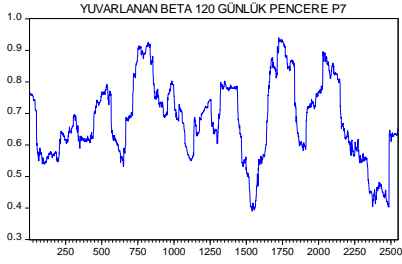
$$E(R_i) - R_f = \alpha + \beta (R_m - R_f) + \varepsilon$$

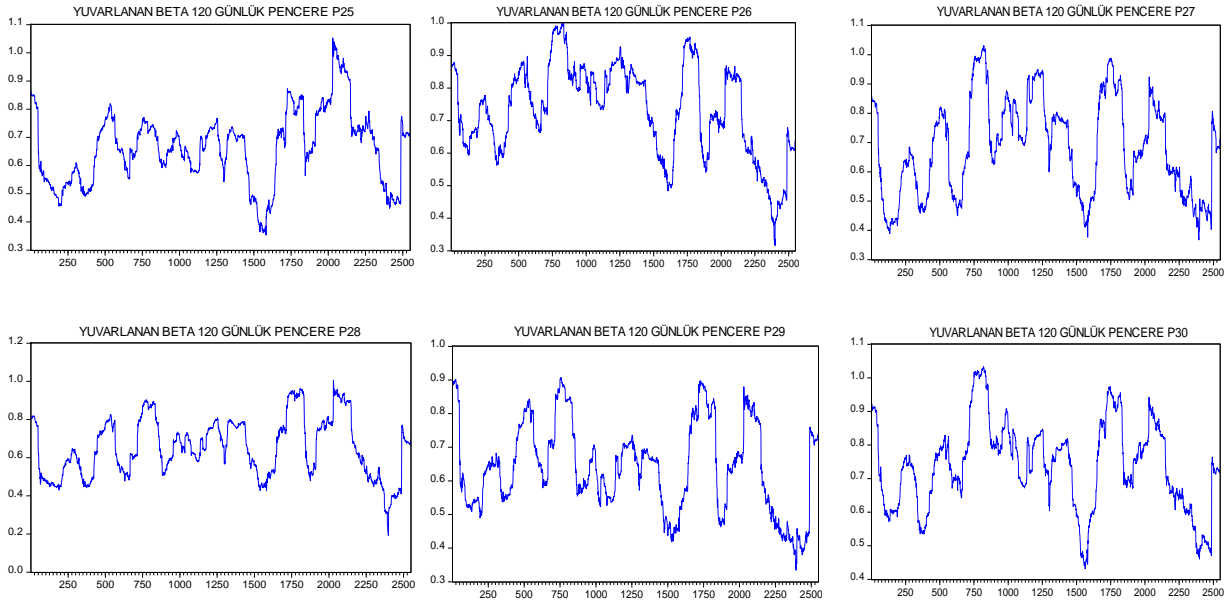
Getiri tahmini,

$$E(R_{it}) = \beta_{t-1}(R_{mt} - R_{ft}) \text{ şeklinde yapılmaktadır.}$$

Bir sonraki, β değerinin günlük olarak hesaplandığı, günlük getirinin buna göre yeniden hesaplandığı dinamik yöntemdir. 120 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemine göre hesaplanan zamana bağlı değişen betalar Şekil 4.21 de sunulmuştur.







Şekil 4.21 120 Günlük Pencere ile Yuvarlanan Betalar

4.4.2.2. Çok değişkenli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Heteroskedisite (MGARCH) Süreci ile Hesaplanan Beta

Çok değişkenli GARCH süreci ile hesaplanan beta dinamik özelliklidir. Çünkü, her yeni gelen bilgiye göre $t=1$ döneminden itibaren tüm hesaplamaları yani tüm beta değerlerini tekrar günceller. Tekrar modelleme yapar.

$$r_{it} = R_{it} - R_f \text{ ve}$$

$$r_{mt} = R_{mt} - R_f \text{ olmak üzere,}$$

$$E(r_{it}|\psi_{t-1}) = \beta_i|\psi_{t-1}(E(r_{mt}|\psi_{t-1}))$$

$$\beta_{it}|\psi_{t-1} = \frac{Cov(R_{it}, R_{mt}|\psi_{t-1})}{Var(R_{mt}|\psi_{t-1})}$$

R_f , risksiz getiridir. r_{it} , portföy getirisinden risksiz getirinin indirildiğinde elimizde kalan fazla getiridir. r_{mt} , piyasa portföy getirisinden risksiz getiri düşürüldüğünden elde edilen fazla piyasa getirisidir.

ψ_{t-1} , t zamanında piyasayı etkilediği düşünülen tüm piyasa bilgisini anlatır. $E(|\psi_{t-1})$, $t-1$ zamanında var olan ψ bilgisinin koşullu olduğu beklentidir. Koşullu model, bir finansal varlığın, $E(r_{it}|\psi_{t-1})$ olarak gösterilen risk priminin üç bileşene göre zamana bağlı değişmesidir. Bu üç bileşen, piyasa portföyünün koşullu değişen varyansı, hisse senedi ve piyasa arasındaki getirinin koşullu değişen kovaryansı ve piyasa risk primidir (Morelli, 2003: 213). Getiri tahmini,

$E(r_{it}) = \beta_t r_{mt}$ şeklinde hesaplanır.

Dinamik modellerde değişken olarak portföy getirilerini kullanmak yerine portföylerin otoregresif süreçlerinden elde edilen hata terimleri kullanılmıştır. Çünkü portföylerin getirileri beyaz gürültü sürecine sahip olmayıp otoregresif bir süreç izlemektedir. Ancak otoregresif süreçlerden kalan hata terimleri beyaz gürültü sürecine sahiptir. Portföylerin genellikle 1., 6., 10.ve 13. gecikmeleri ile otoregresyonu anlamlı çıkmıştır. Anlamlı bulunan AR süreçlerine ilişkin tablo EK 1 de sunulmuştur.

DVECH yöntemine göre koşullu kovaryans ve koşullu varyans parametreleri iterasyon yaklaşımı nedeniyle hesaplanamamıştır. Hesaplama sadece 20. Portföy için parametre değerleri üretmiştir.

Tablo 4.13 DVECH Yöntemine Göre Koşullu Varyans ve Koşullu Kovaryans Parametreleri

DVECH yöntemine göre portföy parametreleri									
	a_{11}	a_{22}	a_{12}	b_{11}	b_{22}	b_{12}	c_1	c_2	c_3
<i>P20-PM</i>	0.168487	0.101266	0.125635	0.726668	0.826654	0.774735	0.000028	0.0000231	0.0000252

DVECH yöntemine göre, 20. portföyün koşullu varyansı h_{11} , piyasa portföyünün koşullu varyansı h_{22} ve ilk portföy ve piyasa portföyü arasındaki koşullu kovaryans h_{12} olmak üzere,

$$h_{11,t} = c_1 + a_{11}\varepsilon_{1,t-1}^2 + b_{11}h_{11,t-1}$$

$$h_{12,t} = c_2 + a_{12}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + b_{12}h_{12,t-1}$$

$$h_{22,t} = c_3 + a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{22}h_{22,t-1}$$

olmaktadır.

Bunların t dönemindeki denklemlerini verilen parametre değerlerine göre yazarsak,

$$h_{11,t} = 0.0000281 + 0.168487\varepsilon_{1,t-1}^2 + 0.726668h_{11,t-1}$$

$$h_{12,t} = 0.0000231 + 0.125635\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + 0.774735h_{12,t-1}$$

$$h_{22,t} = 0.0000252 + 0.101266\varepsilon_{2,t-1}^2 + 0.826654h_{22,t-1}$$

4.4.2.2.1. DBEKK Yöntemine Göre Hesaplanan Koşullu Varyans, Koşullu Kovaryans ve Beta

DBEKK yöntemine göre parametre sonuçları tablo 4.14 de verilmiştir:

Tablo 4.14 DBEKK Yöntemine Göre Koşullu Varyans ve Koşullu Kovaryans Parametreleri

	DBEKK yöntemine göre portföy parametreleri						
	a_{11}	a_{22}	b_{11}	b_{22}	c_{11}	c_{21}	c_{22}
<i>P1-PM</i>	0.353511	0.258158	0.879728	0.939440	0.000028	0.000017	0.000017
<i>P2-PM</i>	0.330131	0.265052	0.906374	0.940838	0.000016	0.000013	0.000015
<i>P3-PM</i>	0.335089	0.268602	0.906428	0.939370	0.000019	0.000013	0.000016
<i>P4-PM</i>	0.355794	0.277946	0.883473	0.931577	0.000025	0.000019	0.000018
<i>P5-PM</i>	0.330759	0.258575	0.899886	0.940595	0.000022	0.000016	0.000016
<i>P6-PM</i>	-	-	-	-	-	-	-
<i>P7-PM</i>	0.370724	0.303142	0.874429	0.921981	0.000023	0.000019	0.000020
<i>P8-PM</i>	0.390104	0.271270	0.855901	0.929228	0.000030	0.000020	0.000021
<i>P9-PM</i>	0.356720	0.267864	0.875825	0.934278	0.000028	0.000019	0.000018
<i>P10-PM</i>	0.317438	0.270804	0.906030	0.936979	0.000022	0.000016	0.000017
<i>P11-PM</i>	0.357257	0.280020	0.874193	0.927903	0.000028	0.000021	0.000021
<i>P12-PM</i>	0.284449	0.256345	0.929662	0.945331	0.000014	0.000012	0.000014
<i>P13-PM</i>	0.351117	0.278689	0.883269	0.933233	0.000025	0.000017	0.000017
<i>P14-PM</i>	0.315749	0.259611	0.900057	0.940371	0.000021	0.000015	0.000016
<i>P15-PM</i>	0.348114	0.267151	0.887374	0.935751	0.000023	0.000018	0.000018
<i>P16-PM</i>	0.366115	0.272332	0.875967	0.933620	0.000027	0.000018	0.000018
<i>P17-PM</i>	0.314678	0.255063	0.918831	0.946069	0.000015	0.000011	0.000014
<i>P18-PM</i>	0.377306	0.278172	0.860540	0.925835	0.000029	0.000021	0.000022
<i>P19-PM</i>	0.323537	0.258953	0.897984	0.939600	0.000023	0.000016	0.000017
<i>P20-PM</i>	0.409952	0.226647	0.884878	0.955156	0.000017	0.000000	0.000013
<i>P21-PM</i>	0.307524	0.264300	0.906940	0.937665	0.000020	0.000016	0.000017
<i>P22-PM</i>	0.350768	0.278345	0.883006	0.928188	0.000026	0.000018	0.000020
<i>P23-PM</i>	0.328367	0.284109	0.906626	0.932769	0.000018	0.000014	0.000017
<i>P24-PM</i>	0.371737	0.293015	0.879100	0.927115	0.000023	0.000017	0.000018
<i>P25-PM</i>	0.261909	0.329560	0.904951	0.941799	0.000016	0.000013	0.000015
<i>P26-PM</i>	0.306233	0.267315	0.907682	0.936390	0.000024	0.000017	0.000017
<i>P27-PM</i>	0.361293	0.266456	0.877668	0.938403	0.000029	0.000018	0.000016
<i>P28-PM</i>	0.357364	0.271182	0.879974	0.932099	0.000026	0.000017	0.000019
<i>P29-PM</i>	0.362096	0.272237	0.883382	0.934422	0.000022	0.000017	0.000018
<i>P30-PM</i>	0.329077	0.272332	0.895856	0.933604	0.000024	0.000018	0.000018

P6 portföyünün PM ile koşullu kovaryansında, DBEKK yöntemine göre maksimizasyon sağlanamamıştır. DBEKK yöntemine göre, ilk portföyün koşullu varyansı h_{11} , piyasa portföyünün koşullu varyansı h_{22} ve ilk portföy ve piyasa portföyü arasındaki koşullu kovaryans h_{12} olmak üzere,

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1}$$

$$h_{22,t} = c_{21}^2 + c_{22}^2 + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{22}^2 h_{22,t-1}$$

$$h_{12,t} = c_{11}c_{21} + a_{11}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + b_{11}b_{22}h_{22,t-1}$$

olmaktadır.

Bunların t dönemindeki denklemlerini tablo 4.14 de verilen 1. portföy parametre değerlerine göre yazarsak,

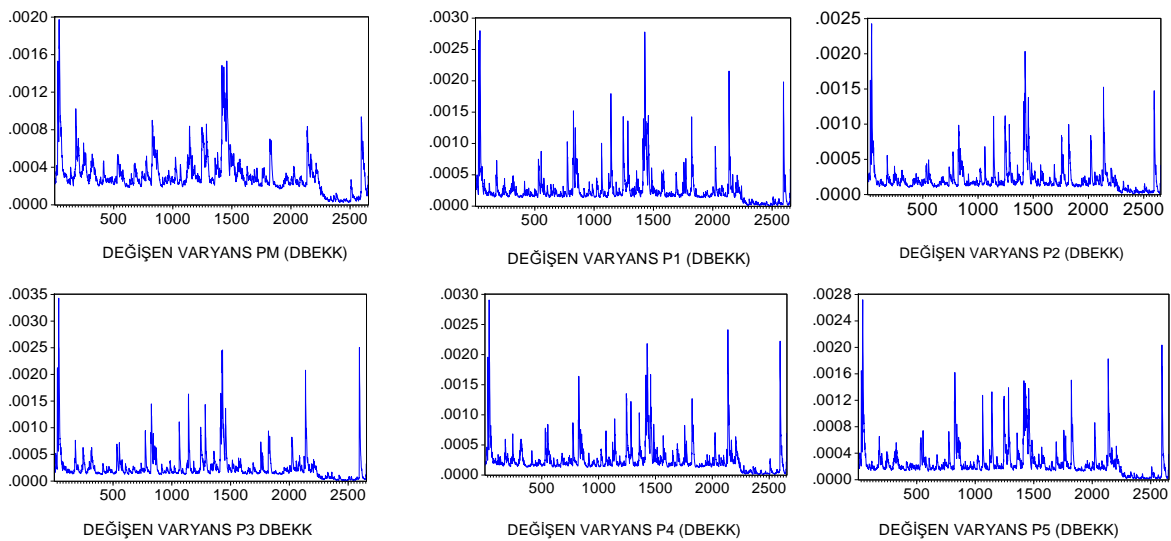
$$h_{11,t} = (0.0000275)^2 + (0.353511)^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + (0.879728)^2 h_{11,t-1}$$

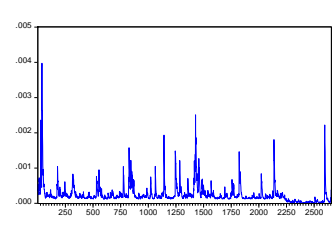
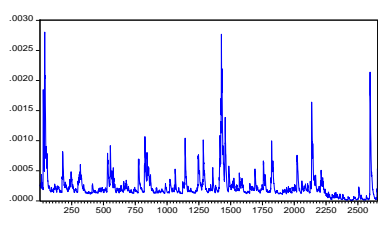
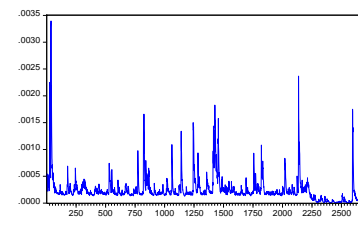
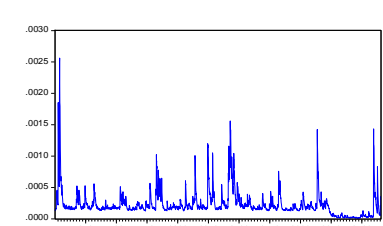
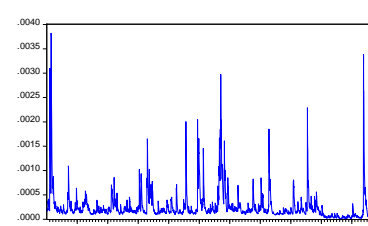
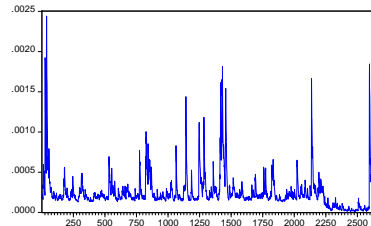
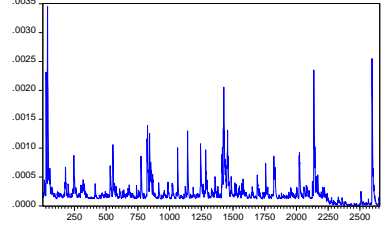
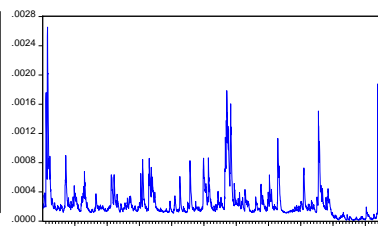
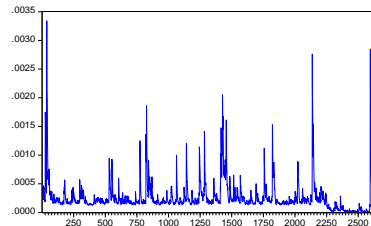
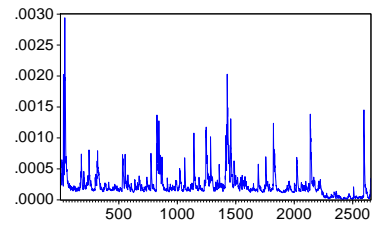
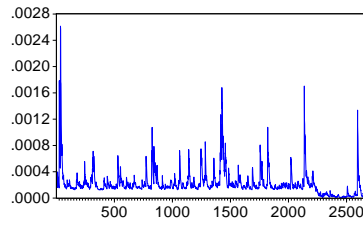
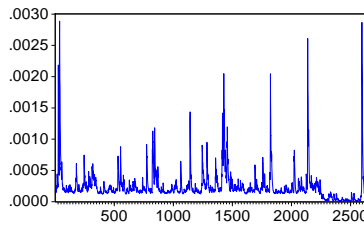
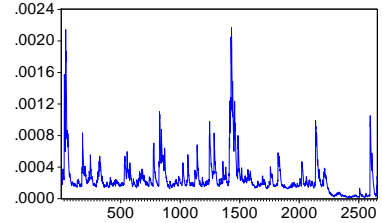
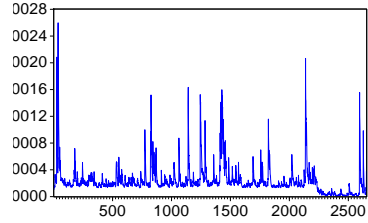
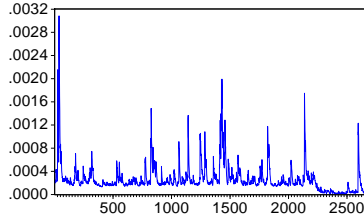
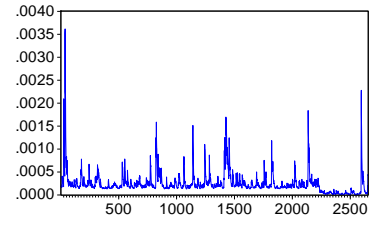
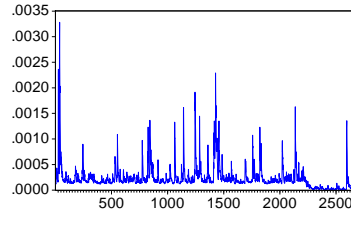
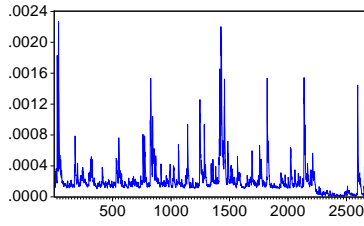
$$h_{22,t} = (0.0000173)^2 + (0.000017)^2 + (0.258158)^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + (0.93944)^2 h_{22,t-1}$$

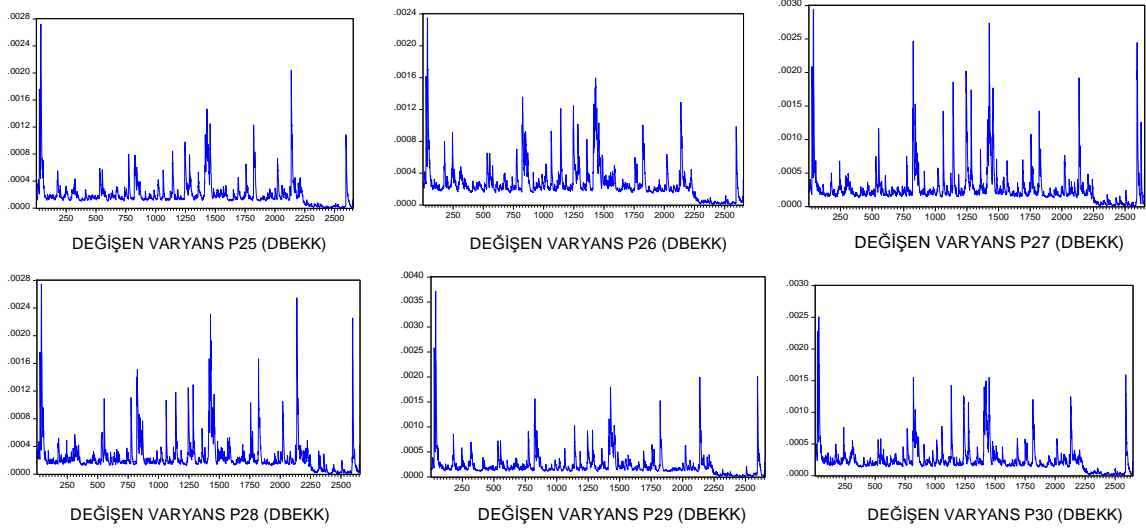
$$h_{12,t} = (0.0000275)(0.0000173) + (0.353511)(0.258158)\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ + (0.879728)(0.93944)h_{12,t-1}$$

elde etmiş olunur.

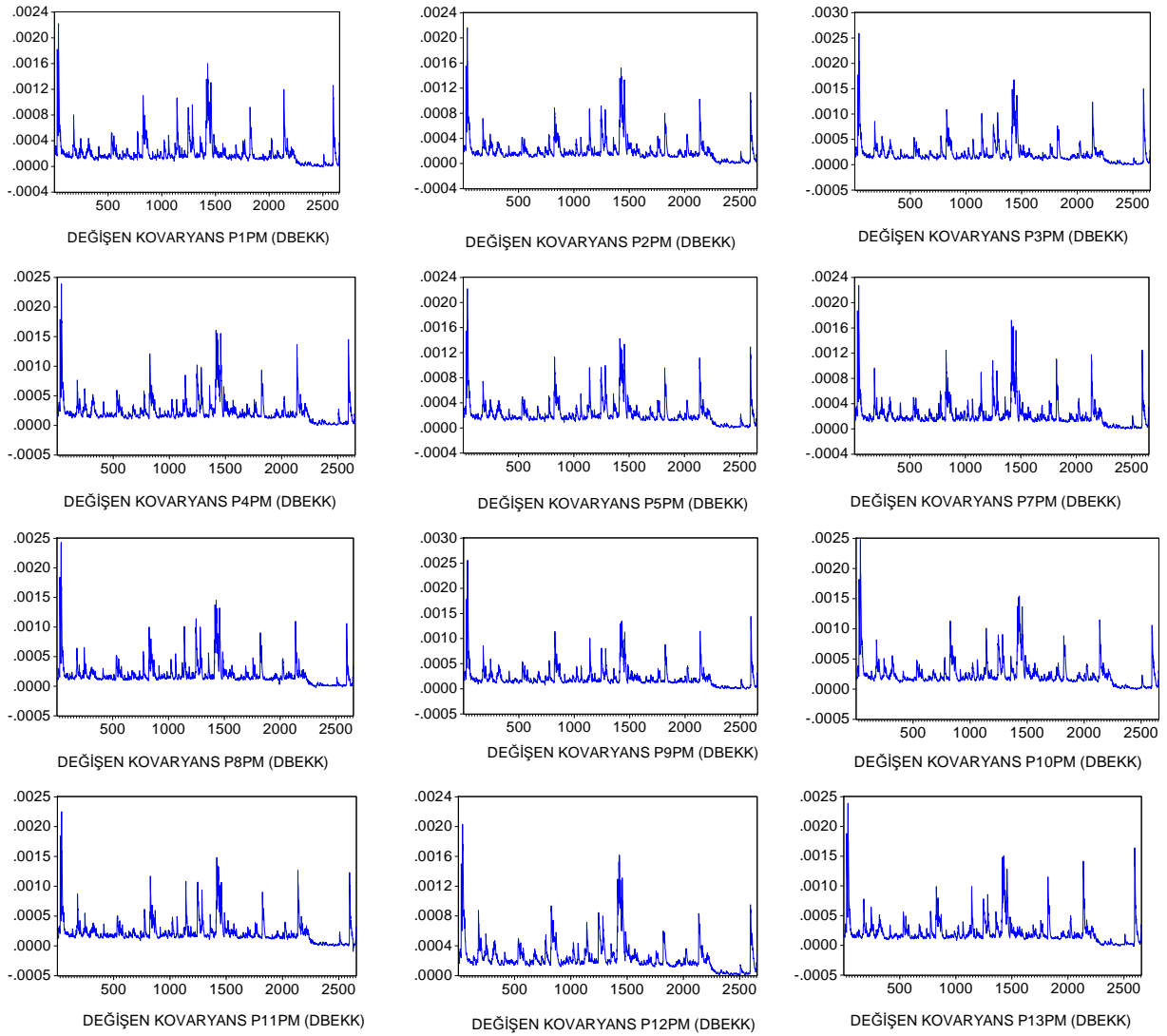
DBEKK yöntemine göre portföylerin koşullu değişen varyans, koşullu değişen kovaryans ve koşullu betalarının zaman grafikleri şekil 4.22 – 4.24 arasında sunulmuştur. İlk 2247 gözlem eğitim dönemine, sonraki gözlemler ise test dönemine aittir.

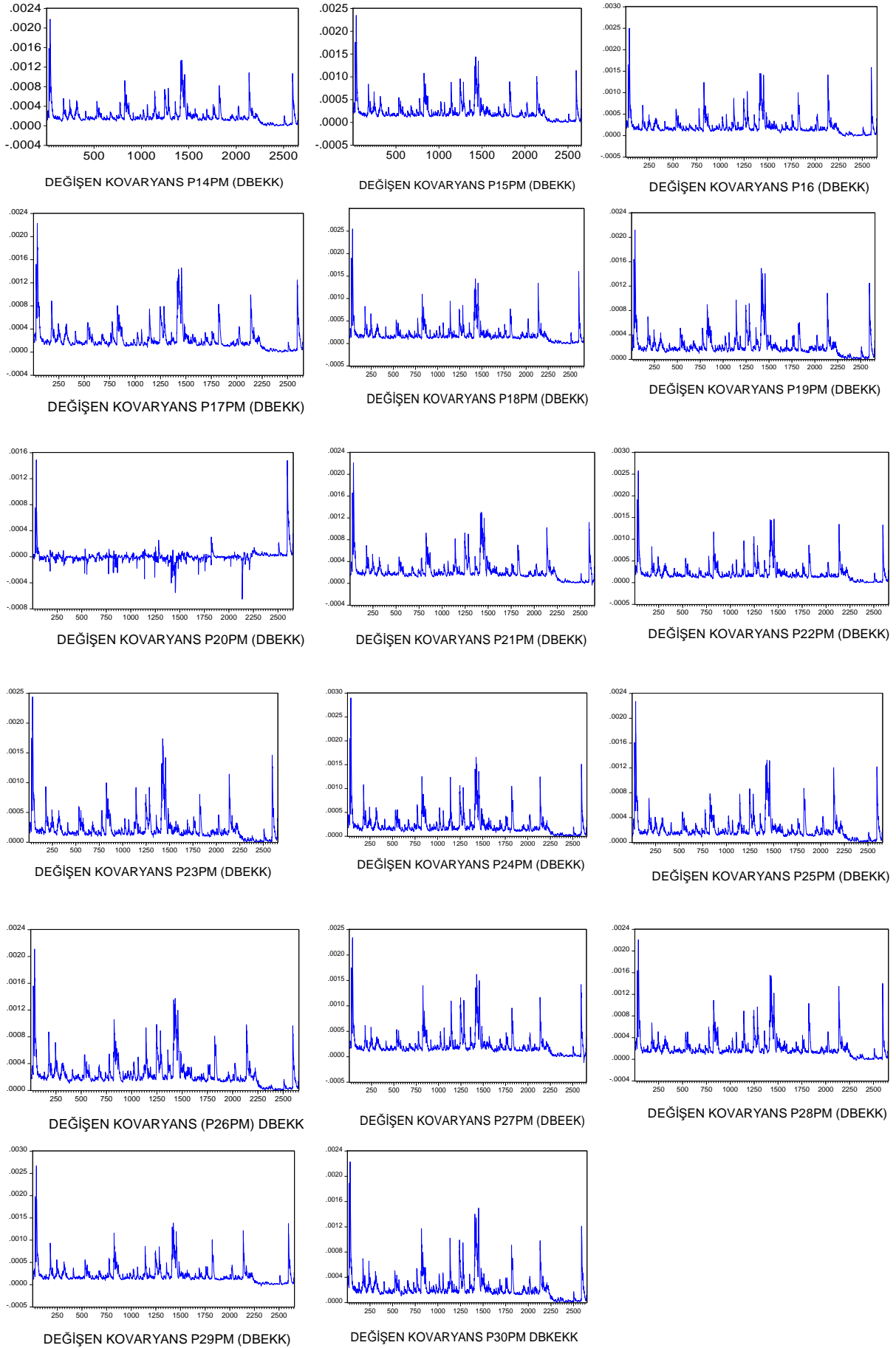






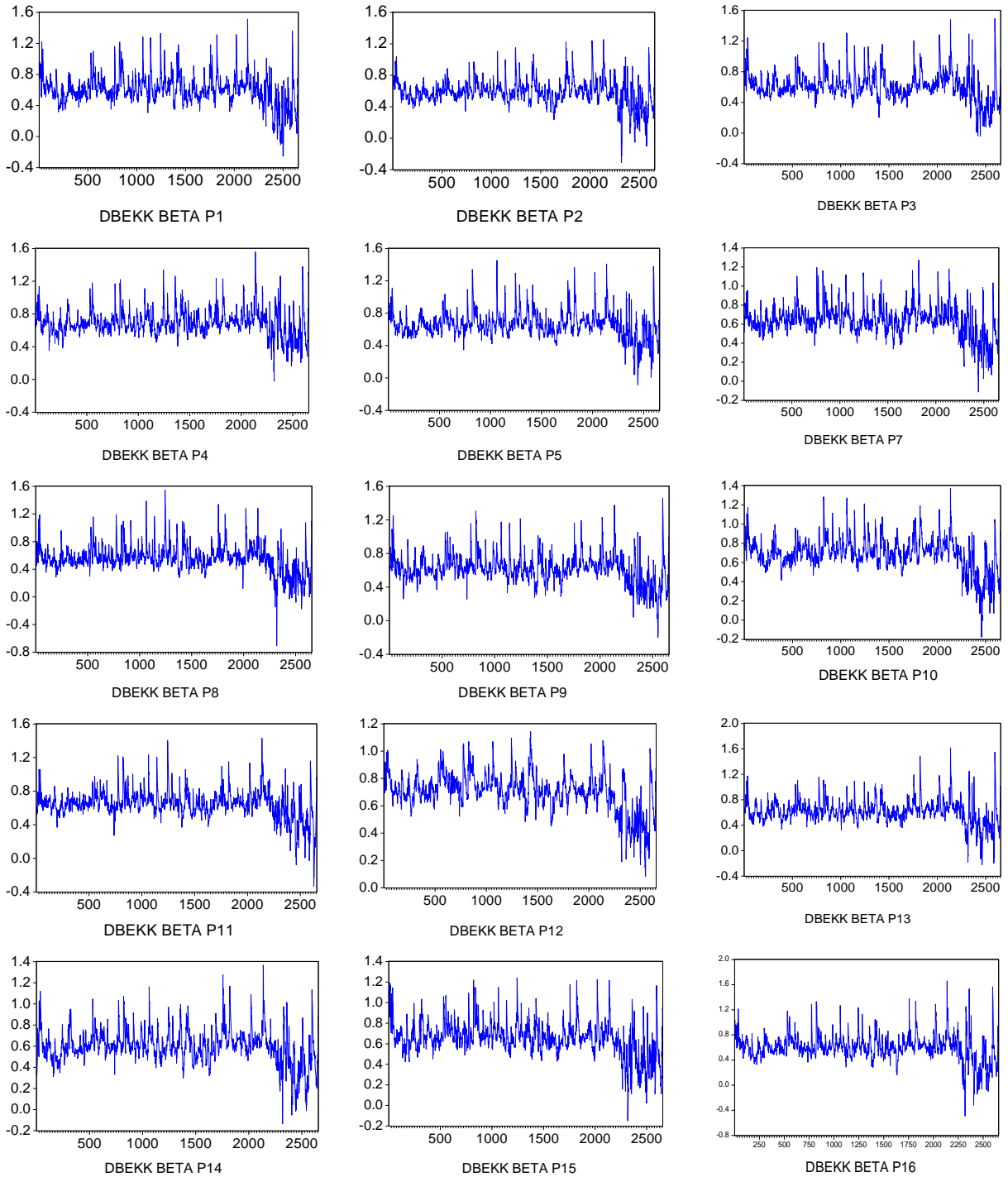
Şekil 4.22 DBEKK Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Varyansları

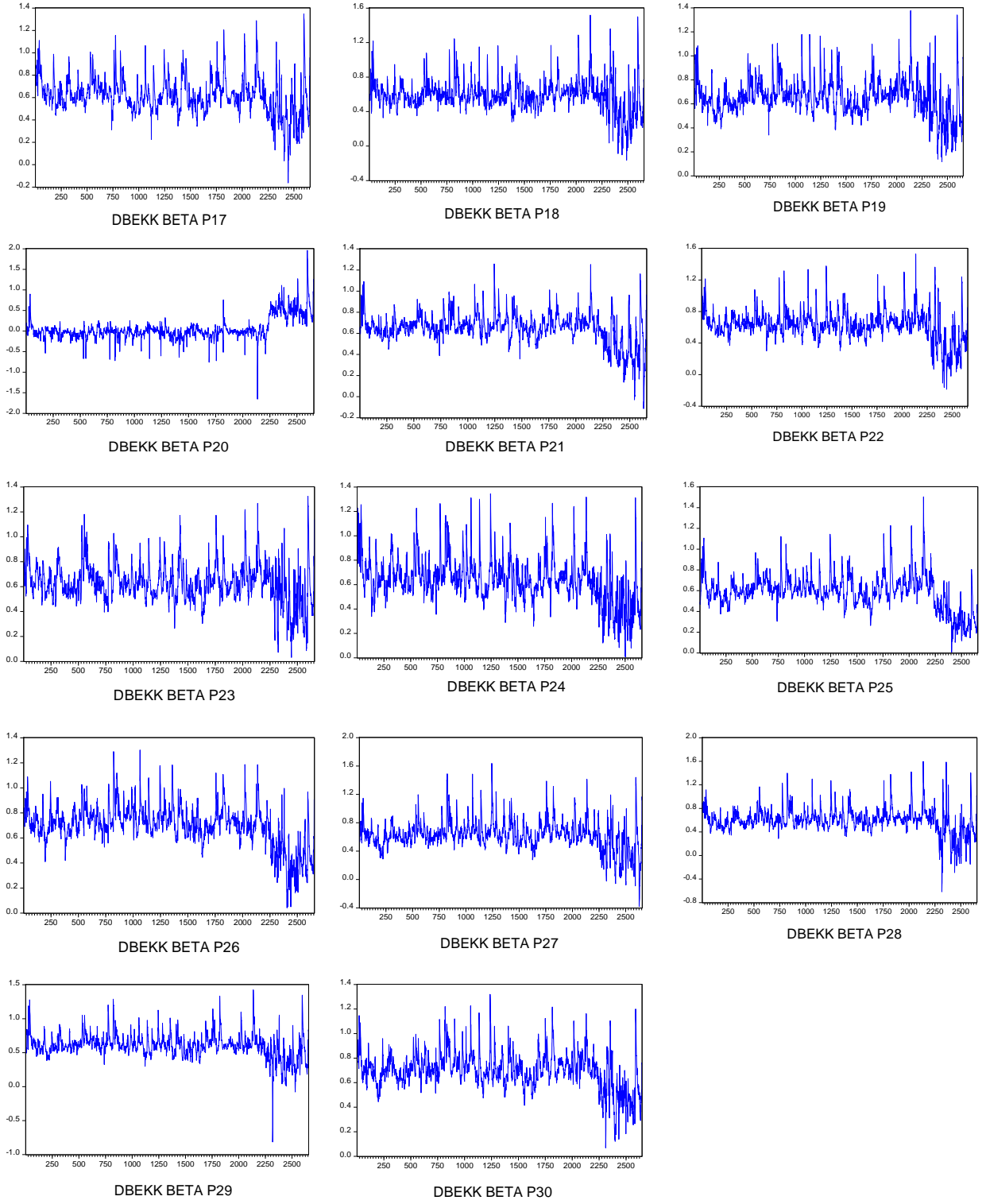




Şekil 4.23 DBEKK Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Kovaryansları

Portföylerin varyans ve koşullu varyansları ağırlıklı olarak, 2013 yılının Haziran ayında, 2008 yılının Ekim ve Kasım aylarında, 2007 yılının Ağustos ayında, 2006 yılının Mayıs ayında ve 2003 yılının Mart ayında yükselmiştir. Ancak koşullu değişen varyans ve kovaryanslarda, 2012 yılının Aralık ayından itibaren 2013 yılı Haziran ayındaki ani yükselişe değin belirgin olmayan bir düşük seyretme söz konusudur.





Şekil 4.24 DBEKK Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Betaları

Beta değerleri, 2012 yılının Nisan ayından itibaren aşağı doğru bir kırılma gerçekleştirmiştir.

4.4.2.2.2. Sabit Koşullu Korelasyon (CCC) Yöntemine Göre Hesaplanan Koşullu Varyans, Koşullu Kovaryans ve Beta

Bollerslev (1990), iki serinin sabit korelasyona sahip olabilmesi için, iki serinin standardize hata terimlerinin çarpımının beyaz seri olması başka bir deyişle otokorelasyon sergilememeleri gerektiğini öne sürmüştür (Bollerslev, 1990: 502). Bu nedenle iki serinin standardize hata terimleri çarpımlarına Ljung-box testi uygulandı. Testin sonuçları Ek-2 de sunulmuştur.

Ek-2 de görüldüğü gibi portföylerin standardize hata terimleri ve piyasa portföyü olan PM in standardize hata terimlerinin çarpımları, çoğunlukla $p < 0.05$ düzeyinde otokorelasyon göstermemektedir. Dolayısıyla büyük ölçüde beyaz gürültü sergilemektedir. Oluşturulmuş portföyler ile piyasa portföyü olan PM arasında genel anlamda sabit bir korelasyonun varlığından söz edebilmekteyiz. Sabit Koşullu Korelasyon (CCC) yöntemine göre sonuçlar Tablo 4.15 de sunulmuştur.

Tablo 4.15 CCC Yöntemine Göre Koşullu Varyans ve Kovaryans Parametreleri

CCC yöntemine göre portföy parametreleri							
	α_p	α_{pm}	β_p	β_{pm}	ω_p	ω_{pm}	ρ
<i>P1-PM</i>	0.127542	0.074243	0.764919	0.865517	0.000030	0.000021	0.737358
<i>P2-PM</i>	0.125247	0.078999	0.772007	0.854870	0.000024	0.000023	0.772627
<i>P3-PM</i>	0.124484	0.070658	0.779480	0.869605	0.000026	0.000020	0.755670
<i>P4-PM</i>	0.108745	0.063921	0.800194	0.879277	0.000024	0.000019	0.821704
<i>P5-PM</i>	0.116386	0.074206	0.769915	0.856592	0.000031	0.000024	0.795715
<i>P6-PM</i>	0.105913	0.074423	0.786469	0.861892	0.000027	0.000022	0.790628
<i>P7-PM</i>	0.140278	0.078045	0.760215	0.861240	0.000024	0.000021	0.835559
<i>P8-PM</i>	0.169593	0.083524	0.709121	0.848761	0.000033	0.000023	0.723160
<i>P9-PM</i>	0.135955	0.074502	0.736683	0.854235	0.000034	0.000024	0.761431
<i>P10-PM</i>	0.121044	0.076702	0.763815	0.849332	0.000033	0.000025	0.824906
<i>P11-PM</i>	0.120079	0.072968	0.757439	0.854672	0.000031	0.000024	0.810970
<i>P12-PM</i>	0.082931	0.056397	0.837279	0.886047	0.000021	0.000019	0.851418
<i>P13-PM</i>	0.128886	0.070832	0.757291	0.867706	0.000030	0.000021	0.774655
<i>P14-PM</i>	0.101548	0.071489	0.797546	0.871855	0.000024	0.000019	0.772097
<i>P15-PM</i>	0.111529	0.064693	0.786428	0.876234	0.000026	0.000020	0.822837
<i>P16-PM</i>	0.146551	0.077183	0.714396	0.852213	0.000038	0.000024	0.737384
<i>P17-PM</i>	0.108796	0.071647	0.807233	0.867130	0.000021	0.000021	0.775811
<i>P18-PM</i>	0.162867	0.084788	0.694579	0.840041	0.000035	0.000026	0.756056
<i>P19-PM</i>	0.103488	0.062325	0.794753	0.882228	0.000027	0.000019	0.791821
<i>P20-PM</i>	0.146652	0.079334	0.738266	0.846228	0.000029	0.000025	0.794588
<i>P21-PM</i>	0.098675	0.065762	0.804312	0.873170	0.000023	0.000021	0.832758
<i>P22-PM</i>	0.123018	0.070439	0.749349	0.864983	0.000034	0.000022	0.772964
<i>P23-PM</i>	0.108940	0.069640	0.784700	0.861505	0.000026	0.000023	0.788461
<i>P24-PM</i>	-	-	-	-	-	-	-
<i>P25-PM</i>	0.115850	0.076573	0.784597	0.868779	0.000022	0.000019	0.809729
<i>P26-PM</i>	0.103939	0.071183	0.782661	0.854454	0.000033	0.000025	0.821011
<i>P27-PM</i>	0.167623	0.086613	0.701495	0.842539	0.000040	0.000024	0.753786
<i>P28-PM</i>	0.133094	0.071303	0.753026	0.860859	0.000031	0.000023	0.752432
<i>P29-PM</i>	0.135367	0.079181	0.761654	0.859484	0.000025	0.000021	0.785196
<i>P30-PM</i>	0.122476	0.081123	0.758519	0.847941	0.000033	0.000024	0.838543

Sabit koşullu korelasyon (ccc) yöntemine göre, ilk portföyün koşullu varyansı h_{11} , piyasa portföyünün koşullu varyansı h_{22} ve ilk portföy ve piyasa portföyü arasındaki koşullu kovaryans h_{12} olmak üzere,

$$h_{11,t} = \omega_1 + \alpha_{p1}\varepsilon_{1,t-1}^2 + \beta_{p1}h_{11,t-1}$$

$$h_{22,t} = \omega_{pm} + \alpha_{pm}\varepsilon_{2,t-1}^2 + \beta_{pm}h_{22,t-1}$$

$$h_{12,t} = \rho_{12}(h_{11,t}/h_{22,t})^{1/2}$$

şeklinde ifade edilir.

Bunların t dönemindeki denklemlerini tablo 4.15 de verilen parametre değerlerine göre yazıldığında,

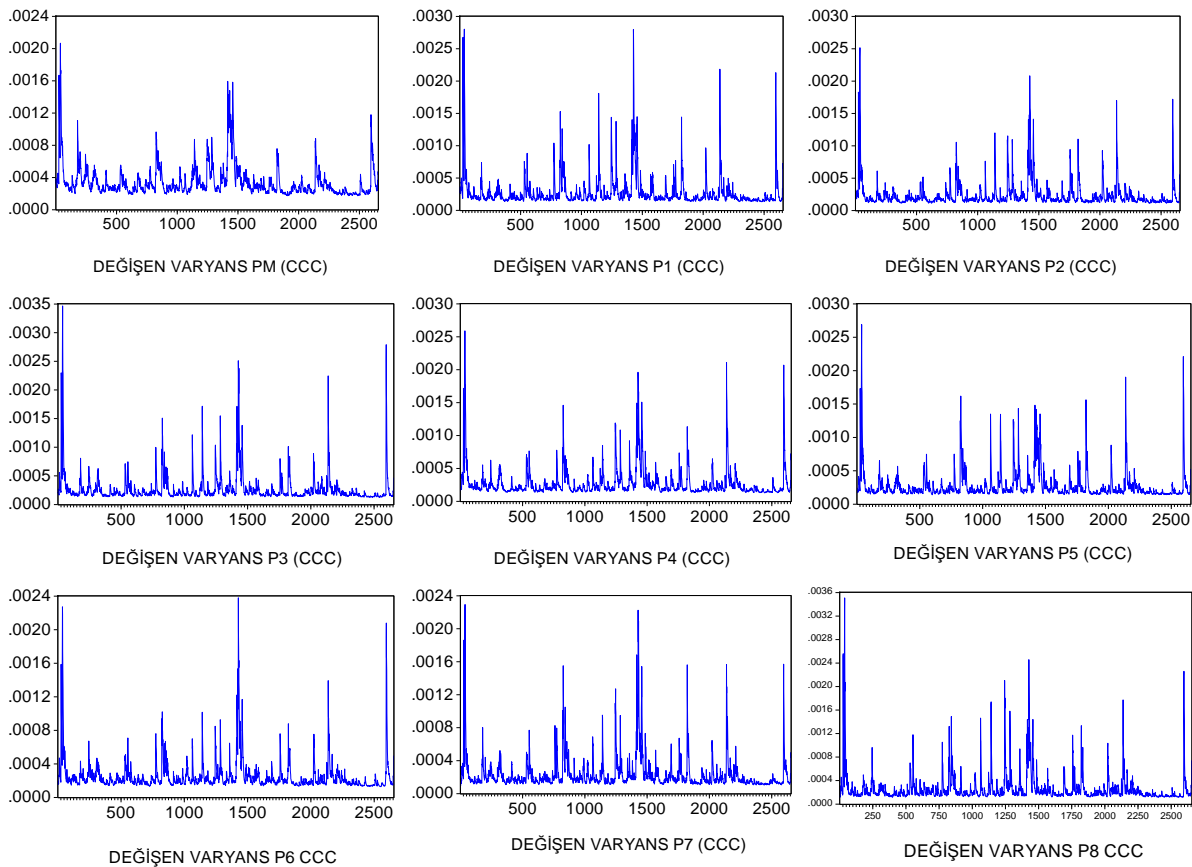
$$h_{11,t} = 0.0000298 + 0.127542\varepsilon_{1,t-1}^2 + 0.764919h_{11,t-1}$$

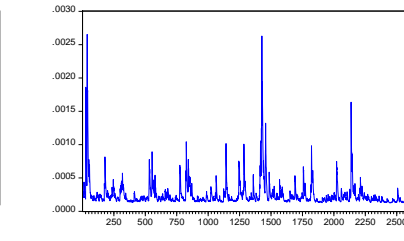
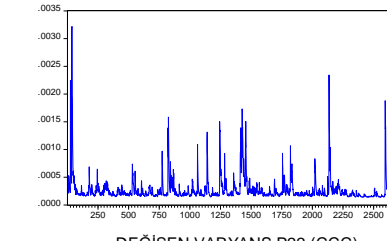
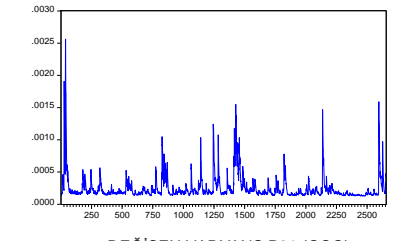
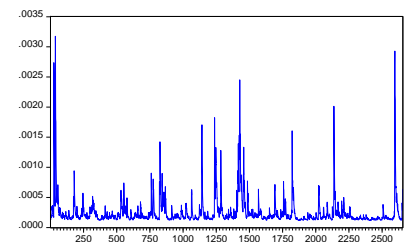
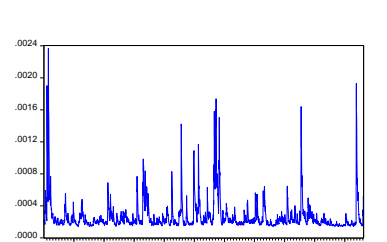
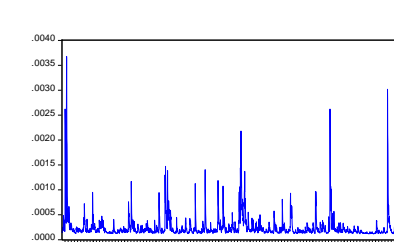
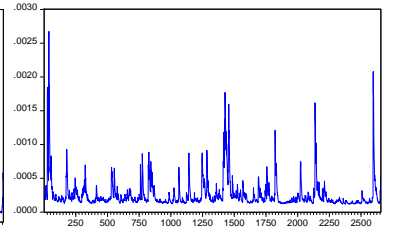
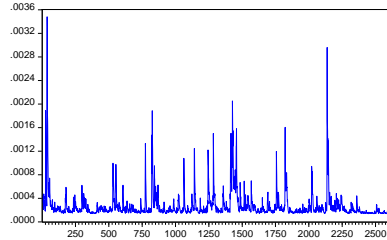
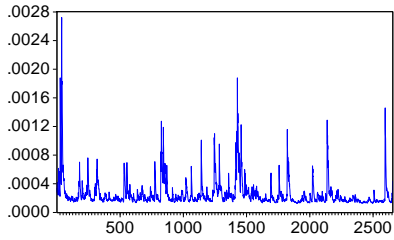
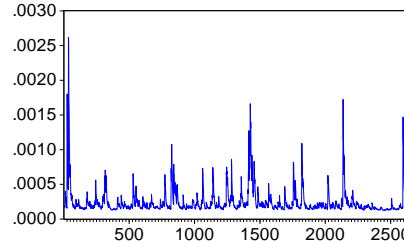
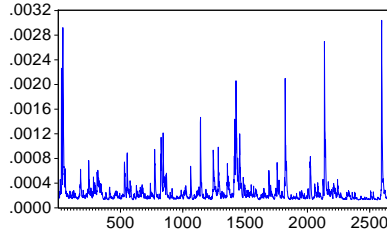
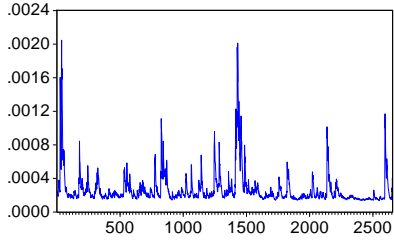
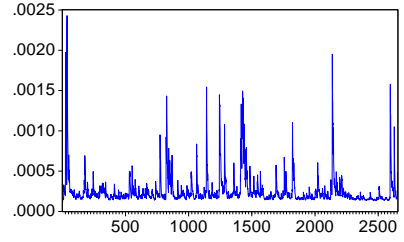
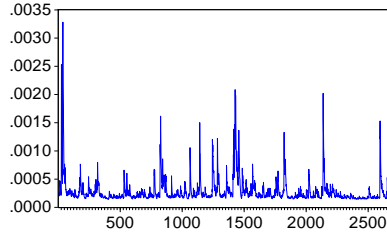
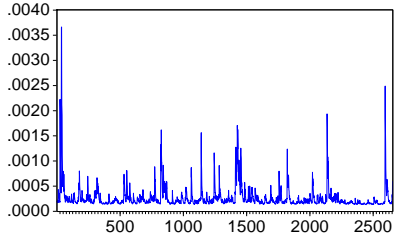
$$h_{22,t} = 0.0000205 + 0.074243\varepsilon_{2,t-1}^2 + 0.865517h_{22,t-1}$$

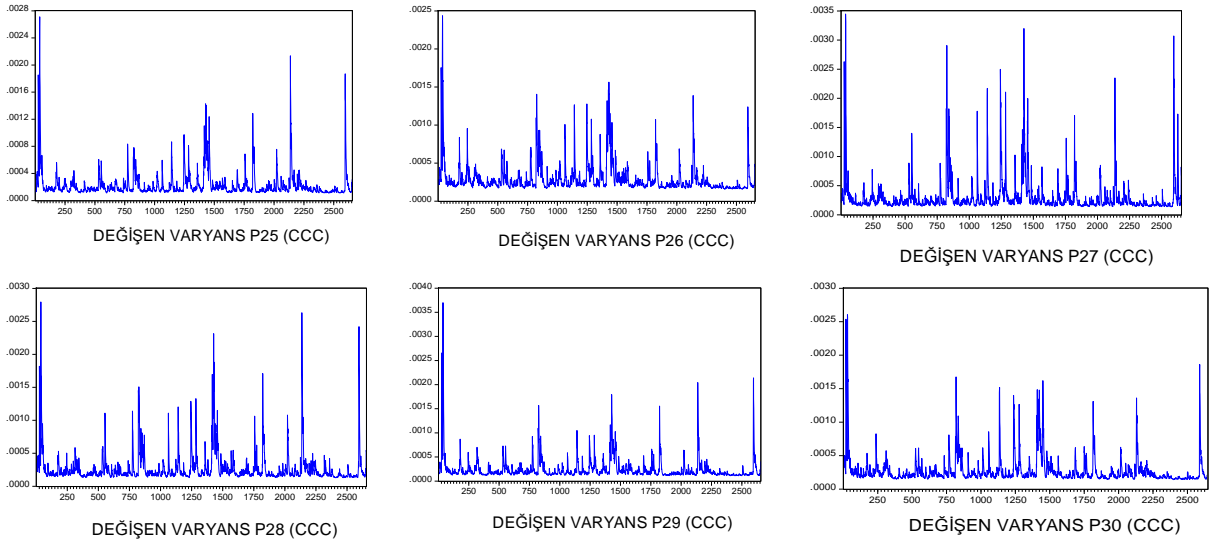
$$h_{12,t} = 0.737358\sqrt{h_{11,t}}\sqrt{h_{22,t}}$$

elde edilir.

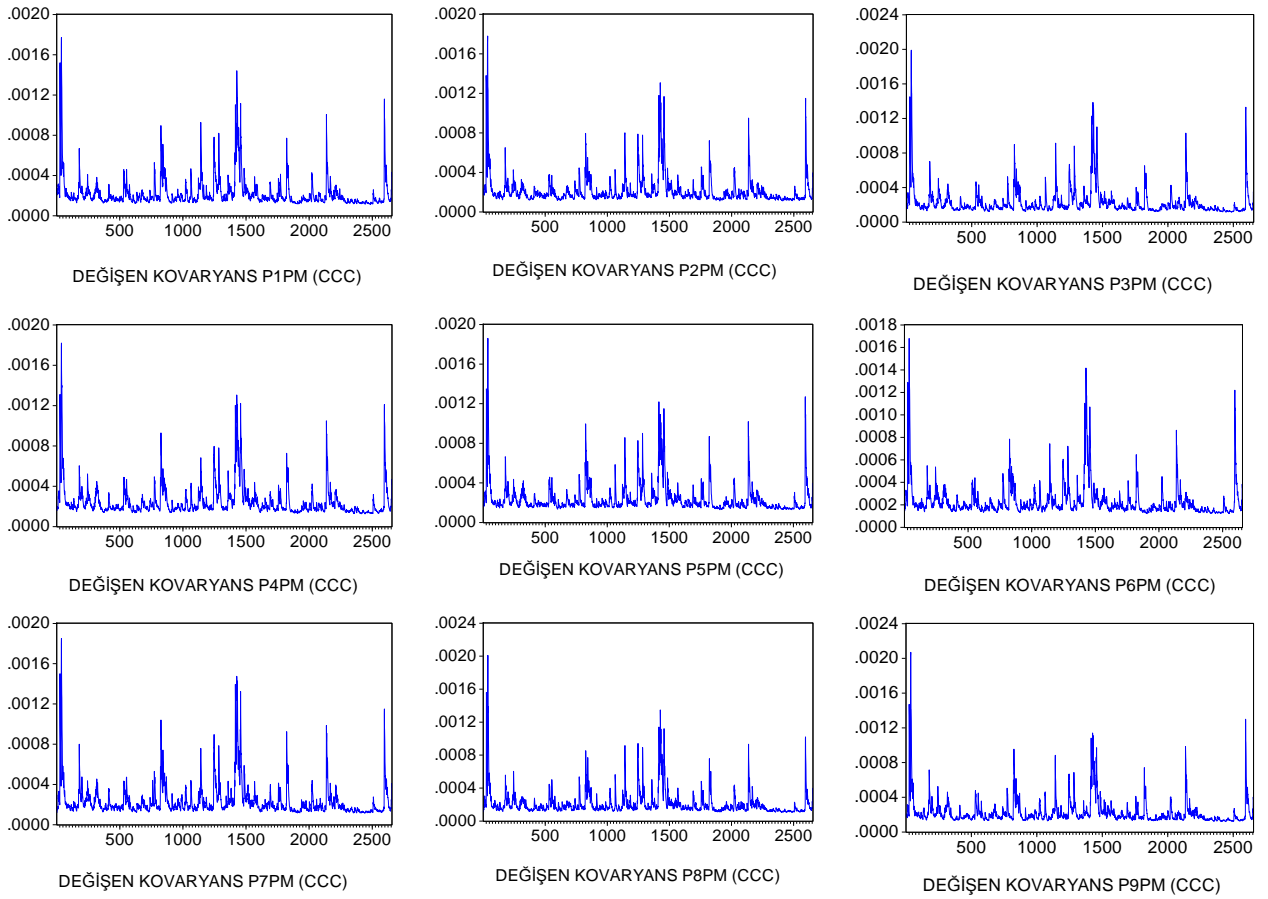
CCC yöntemine göre portföylerin koşullu değişen varyans, koşullu değişen kovaryans ve koşullu betalarının zaman grafikleri şekil 4.25 – 4.27 arasında sunulmuştur. İlk 2247 gözlem eğitim dönemine, sonraki gözlemler ise test dönemine aittir. CCC yöntemi, dinamik yöntemler içerisinde en başarılı yöntem olduğu için, CCC betalar ile hesaplanan tahmini getirileri grafik olarak sunulmuştur (Bkz. Şekil 4.28).

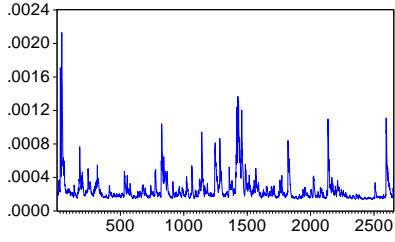




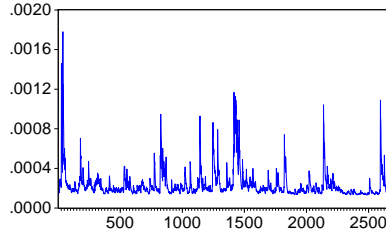


Şekil 4.25 CCC Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Varyansları

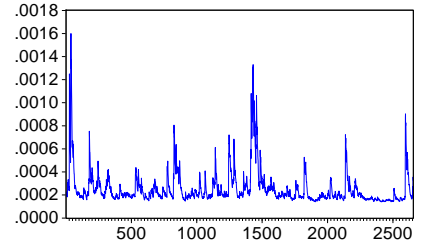




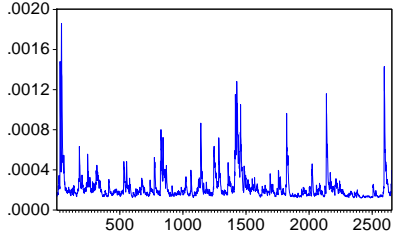
DEĞİŞEN KOVARYANS P10PM (CCC)



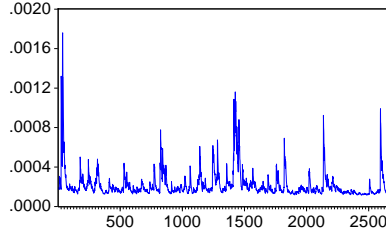
DEĞİŞEN KOVARYANS P11PM (CCC)



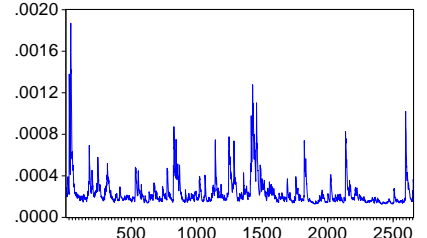
DEĞİŞEN KOVARYANS P12PM (CCC)



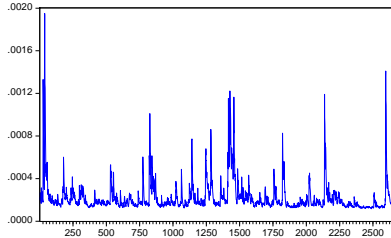
DEĞİŞEN KOVARYANS P13PM



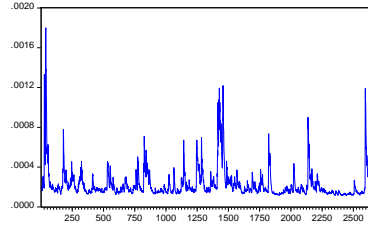
DEĞİŞEN KOVARYANS P14PM (CCC)



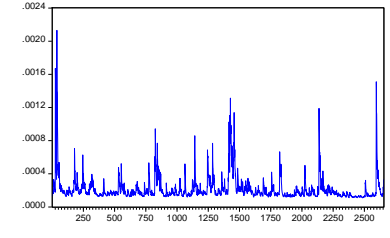
DEĞİŞEN KOVARYANS P15PM (CCC)



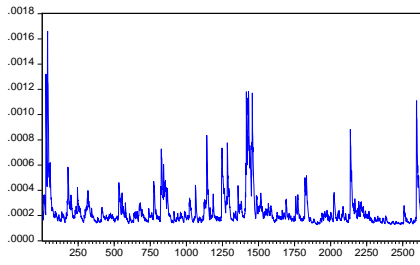
DEĞİŞEN KOVARYANS P16 (CCC)



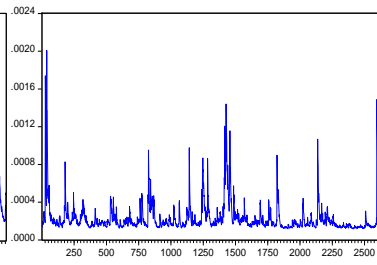
DEĞİŞEN KOVARYANS P17PM (CCC)



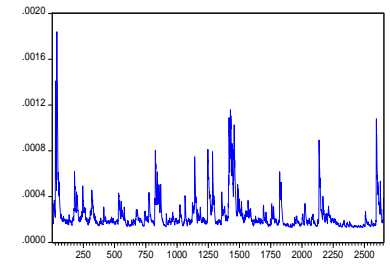
DEĞİŞEN KOVARYANS P18PM (CCC)



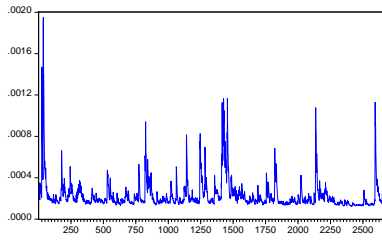
DEĞİŞEN KOVARYANS P19PM (CCC)



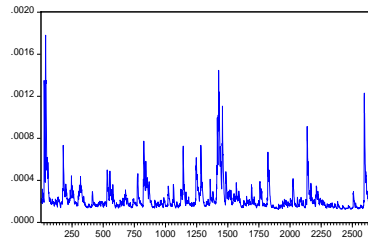
DEĞİŞEN KOVARYANS P20PM (CCC)



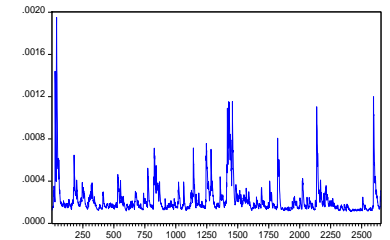
DEĞİŞEN KOVARYANS P21PM (CCC)



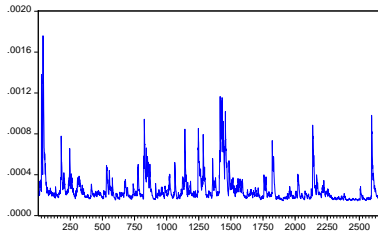
DEĞİŞEN KOVARYANS P22PM (CCC)



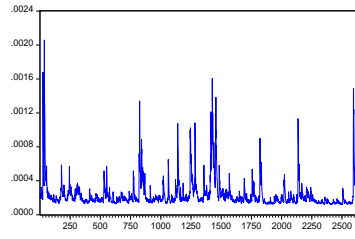
DEĞİŞEN KOVARYANS P23PM (CCC)



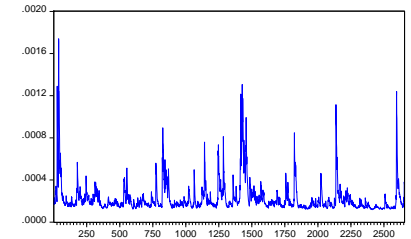
DEĞİŞEN KOVARYANS P25PM (CCC)



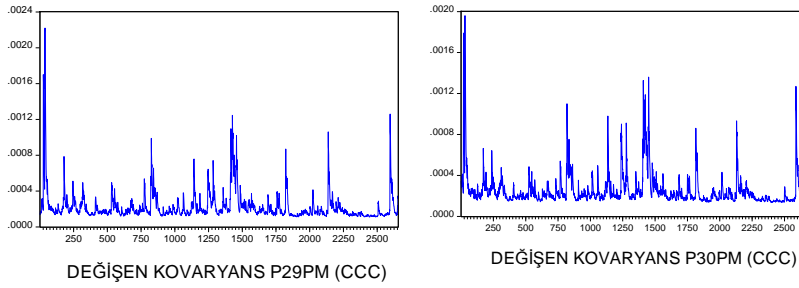
DEĞİŞEN KOVARYANS P26PM (CCC)



DEĞİŞEN KOVARYANS P27PM (CCC)

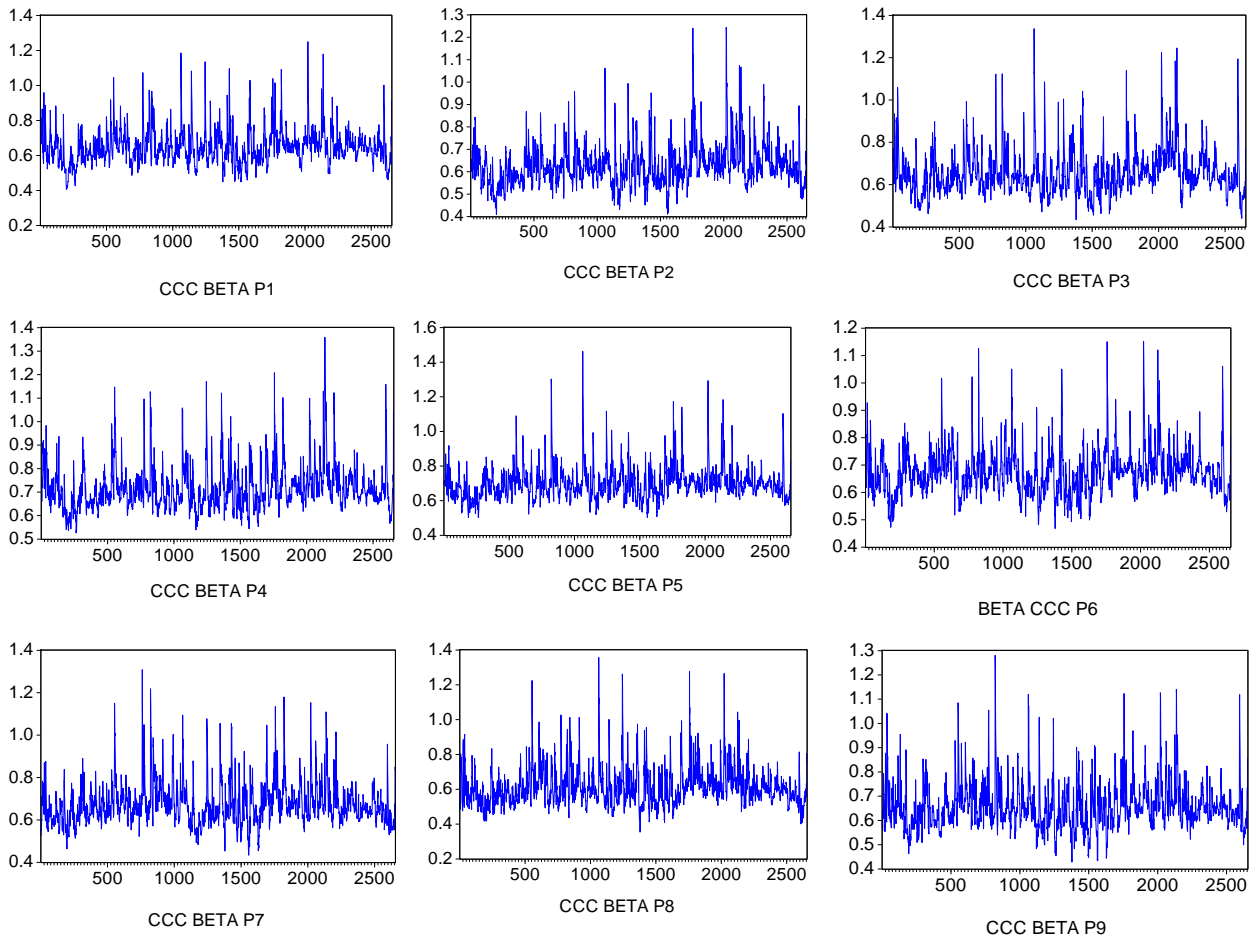


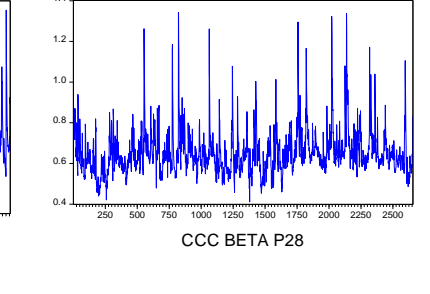
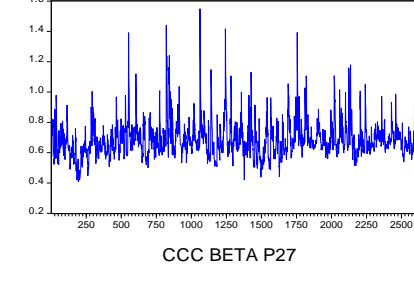
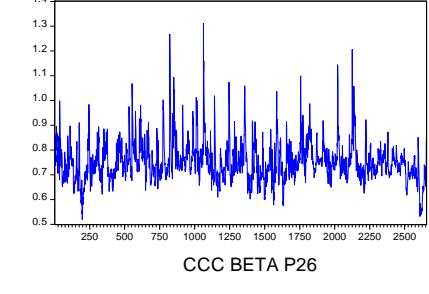
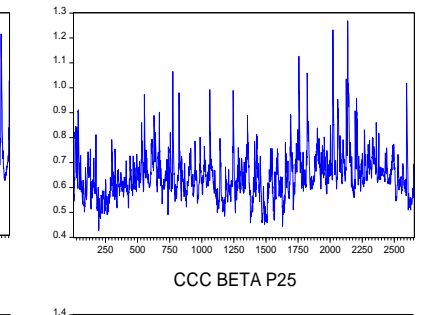
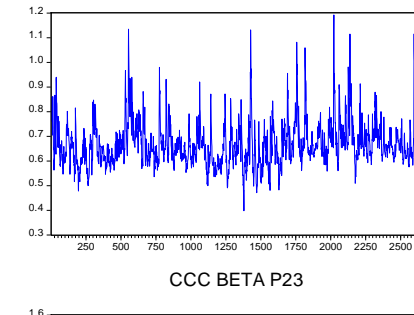
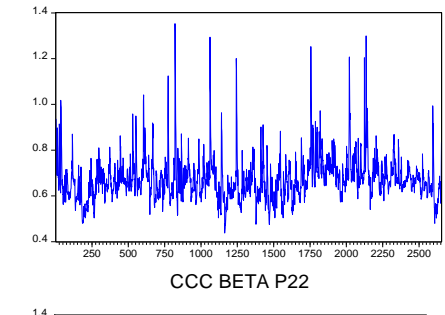
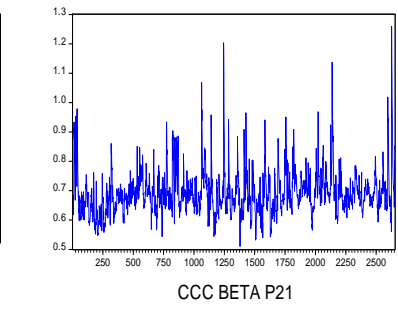
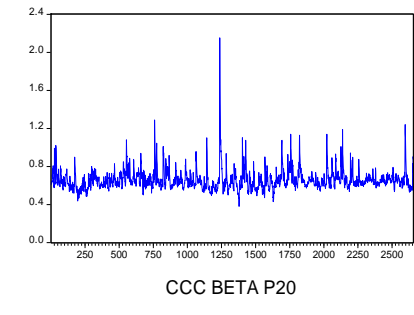
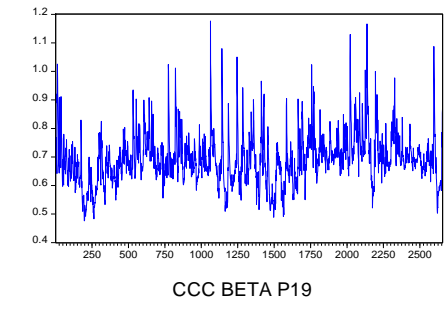
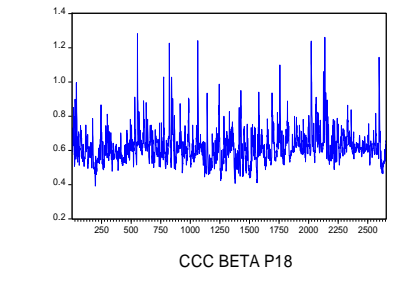
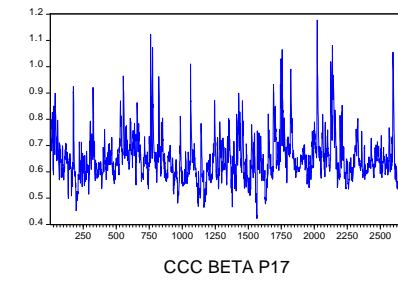
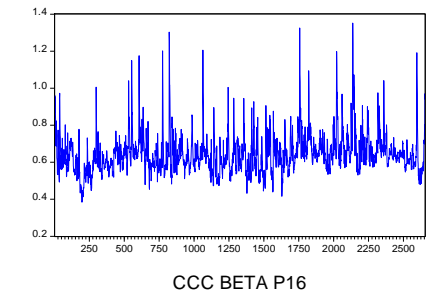
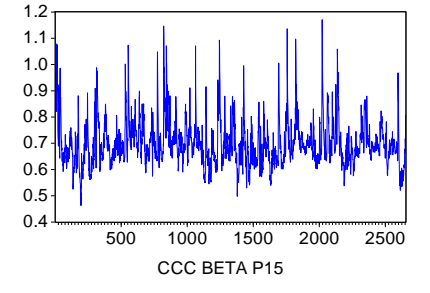
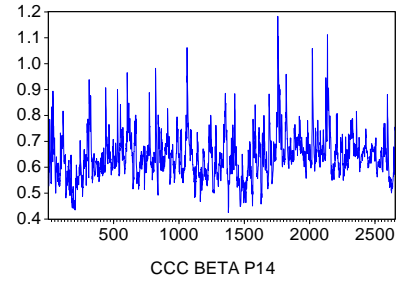
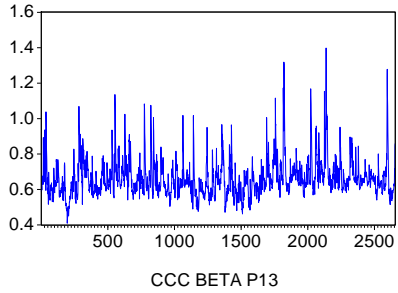
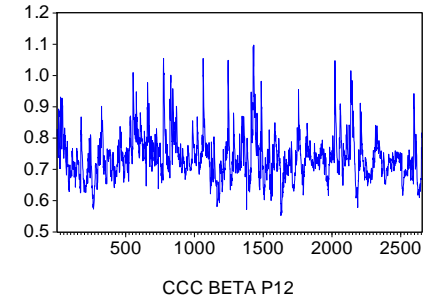
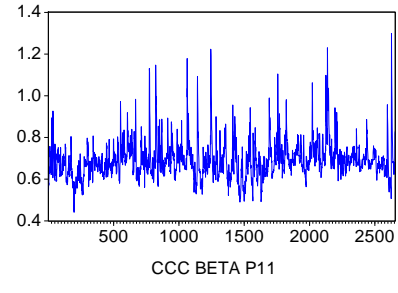
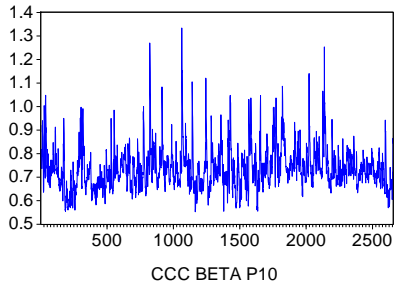
DEĞİŞEN KOVARYANS P28PM (CCC)

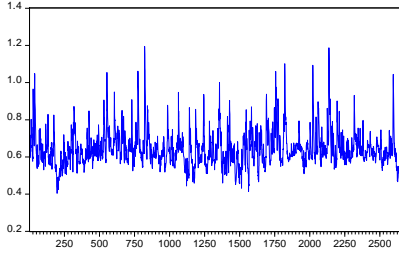


Şekil 4.26 CCC Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Kovaryansları

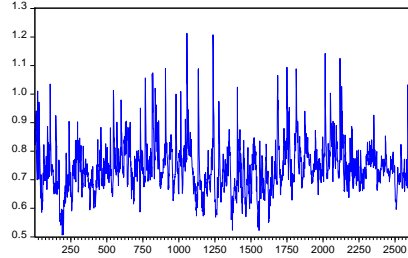
Portföylerin varyans ve koşullu varyansları ağırlıklı olarak, 2013 yılının Haziran ayında, 2008 yılının Ekim ve Kasım aylarında, 2007 yılının Ağustos ayında, 2006 yılının Mayıs ayında ve 2003 yılının Mart ayında yükselmiştir. Varyans ve kovaryansların aşırı yükselme gösterdiği dönemler, DBEKK ve CCC yöntemleri arasında grafikler üzerinden bakıldığında bir fark göstermemektedir.







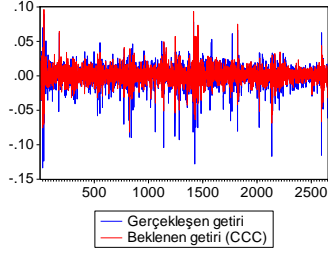
CCC BETA P29



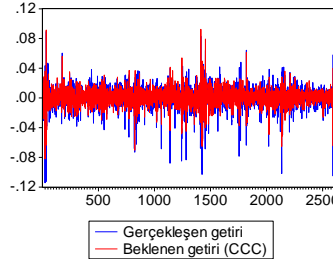
CCC BETA P30 (CCC)

Şekil 4.27 CCC Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Betaları

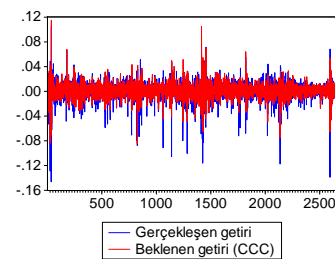
P1 GERÇEKLEŞEN GETİRİ ve BEKLENEN GETİRİ (CCC)



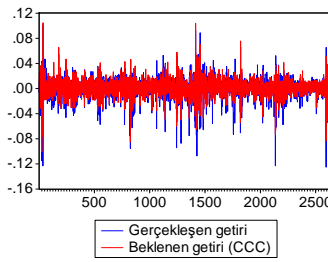
P2 GERÇEKLEŞEN GETİRİ ve BEKLENEN GETİRİ (CCC)



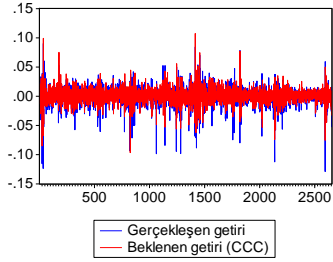
P3 GERÇEKLEŞEN GETİRİ ve BEKLENEN GETİRİ (CCC)



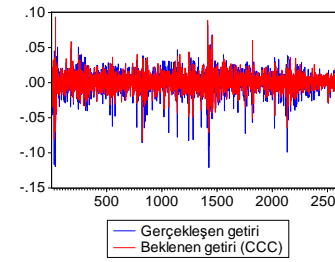
P4 GERÇEKLEŞEN GETİRİ ve BEKLENEN GETİRİ (CCC)



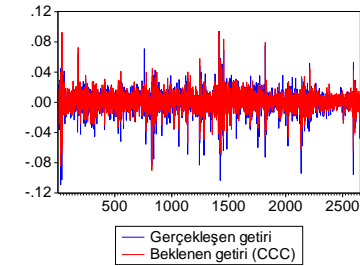
P5 GERÇEKLEŞEN GETİRİ ve BEKLENEN GETİRİ (CCC)



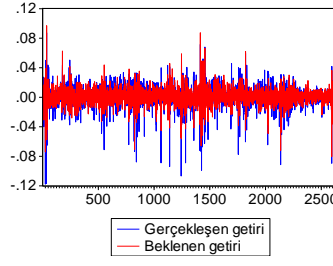
P6 GERÇEKLEŞEN GETİRİ ve BEKLENEN GETİRİ (CCC)



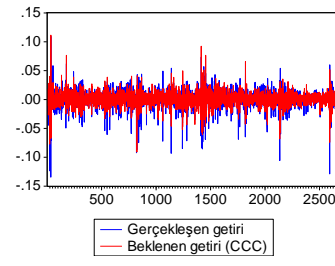
P7 GERÇEKLEŞEN GETİRİ ve BEKLENEN GETİRİ (CCC)



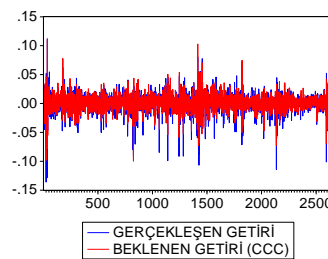
P8 GERÇEKLEŞEN GETİRİ ve BEKLENEN GETİRİ (CCC)



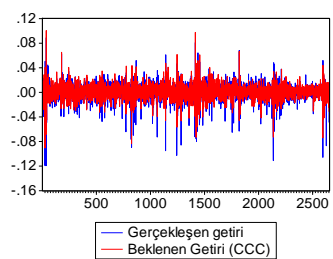
P9 GERÇEKLEŞEN GETİRİ ve BEKLENEN GETİRİ (CCC)



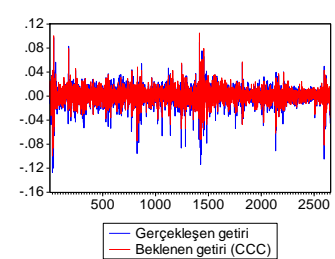
P10 GERÇEKLEŞEN GETİRİ ve BEKLENEN GETİRİ (CCC)

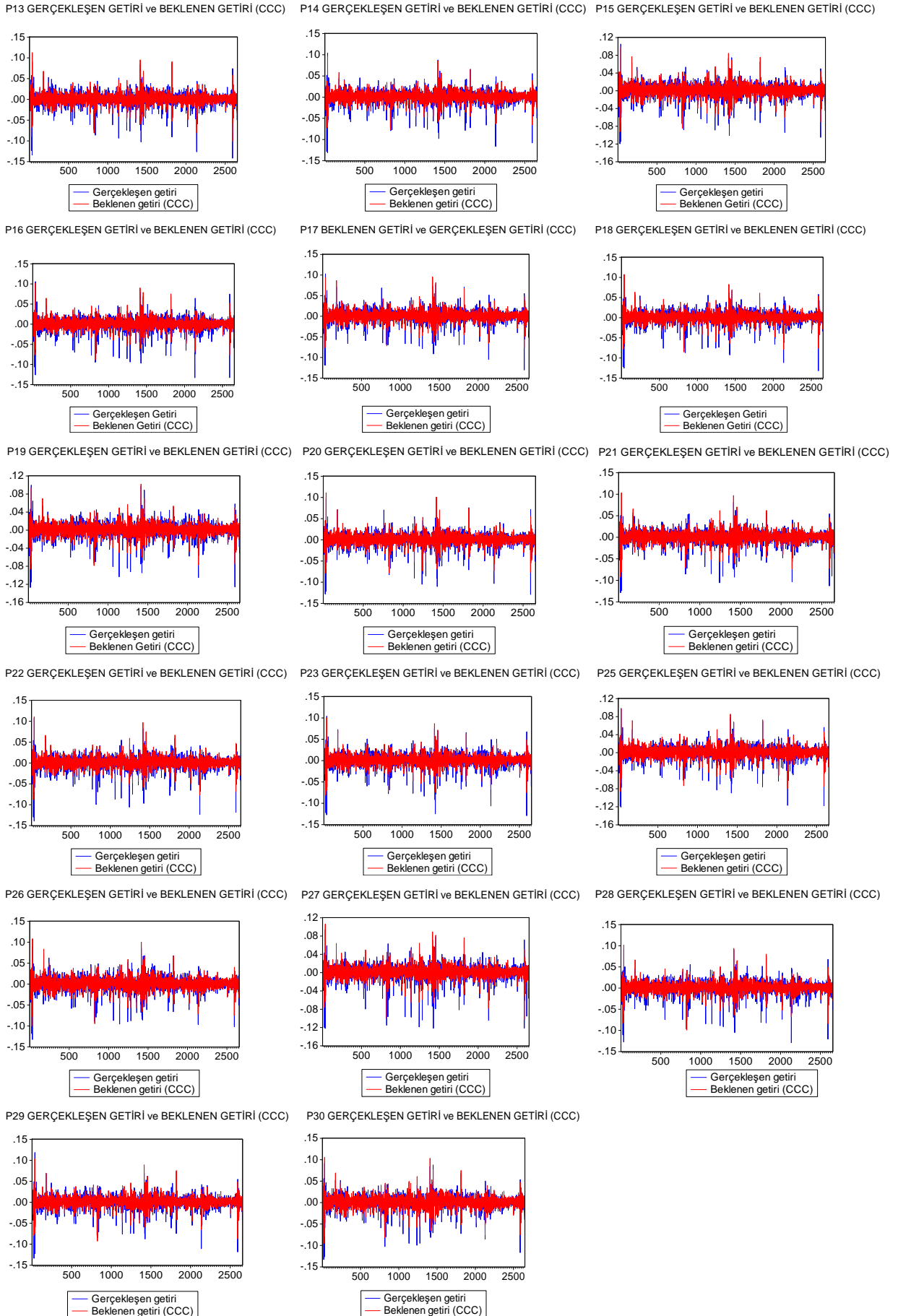


P11 GERÇEKLEŞEN GETİRİ ve BEKLENEN GETİRİ (CCC)



P12 GERÇEKLEŞEN GETİRİ ve BEKLENEN GETİRİ (CCC)





Şekil 4.28 Portföylerin Gerçekleşen Getirileri ve CCC Yöntemine Göre Beklenen Getirileri

4.4.2.2.3. Dinamik Koşullu Korelasyon (DCC) Yöntemine Göre Hesaplanan Koşullu Varyans, Koşullu Kovaryans ve Beta

Dinamik Koşullu Korelasyon (DCC) yöntemine göre sonuçlar tablo 4.16 da sunulmuştur.

Tablo 4.16 DCC Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Varyans ve Koşullu Kovaryans Parametreleri

DCC yöntemine göre portföy parametreleri									
	α_p	α_{pm}	β_p	β_{pm}	ω_p	ω_{pm}	λ_1	λ_2	R
<i>P1-PM</i>	0.163837	0.106041	0.784210	0.855014	0.000019	0.000015	0.033548	0.928764	0.727555
<i>P2-PM</i>	0.177760	0.104453	0.764192	0.857824	0.000018	0.000015	0.040493	0.916559	0.764903
<i>P3-PM</i>	0.167709	0.106041	0.780515	0.855014	0.000019	0.000015	0.044429	0.914208	0.747231
<i>P4-PM</i>	0.183206	0.106041	0.775235	0.855016	0.000017	0.000015	0.078599	0.818236	0.811249
<i>P5-PM</i>	0.173243	0.106041	0.769551	0.855014	0.000021	0.000015	0.038964	0.904296	0.785916
<i>P6-PM</i>	0.133276	0.106041	0.807679	0.855014	0.000017	0.000015	0.049134	0.888833	0.783869
<i>P7-PM</i>	0.190650	0.106041	0.758534	0.855014	0.000017	0.000015	0.053442	0.887268	0.830747
<i>P8-PM</i>	0.235655	0.106041	0.691457	0.855016	0.000026	0.000015	0.033046	0.884313	0.714744
<i>P9-PM</i>	0.187844	0.104453	0.743579	0.857824	0.000023	0.000015	0.050780	0.870703	0.761431
<i>P10-PM</i>	0.196600	0.106041	0.748594	0.855016	0.000022	0.000015	0.043000	0.915751	0.815384
<i>P11-PM</i>	0.176368	0.106041	0.759314	0.855014	0.000021	0.000015	0.045045	0.895155	0.802344
<i>P12-PM</i>	0.137309	0.106041	0.815797	0.855014	0.000015	0.000015	0.053080	0.901772	0.842883
<i>P13-PM</i>	0.185927	0.106041	0.758788	0.855014	0.000020	0.000015	0.053954	0.867435	0.774655
<i>P14-PM</i>	0.134974	0.104453	0.804023	0.857824	0.000017	0.000015	0.044616	0.885872	0.765184
<i>P15-PM</i>	0.154004	0.106041	0.802544	0.855014	0.000015	0.000015	0.050931	0.893550	0.813318
<i>P16-PM</i>	0.188340	0.106041	0.729834	0.855014	0.000027	0.000015	0.054202	0.864230	0.727908
<i>P17-PM</i>	0.144214	0.106041	0.823776	0.855014	0.000012	0.000015	0.051230	0.913765	0.766793
<i>P18-PM</i>	0.227557	0.106041	0.682440	0.855014	0.000028	0.000015	0.059963	0.819759	0.748105
<i>P19-PM</i>	0.135322	0.106041	0.808955	0.855014	0.000018	0.000015	0.042576	0.911752	0.783422
<i>P20-PM</i>	0.182381	0.106041	0.770484	0.855016	0.000017	0.000015	0.088310	0.793189	0.785768
<i>P21-PM</i>	0.146906	0.106041	0.799371	0.855014	0.000016	0.000015	0.040284	0.919442	0.825057
<i>P22-PM</i>	0.172689	0.104453	0.756781	0.857824	0.000024	0.000015	0.057237	0.873637	0.763763
<i>P23-PM</i>	0.150302	0.106041	0.790510	0.855016	0.000018	0.000015	0.059660	0.895057	0.778903
<i>P24-PM</i>	0.196318	0.106041	0.761236	0.855014	0.000017	0.000015	0.062809	0.869196	0.789582
<i>P25-PM</i>	0.109562	0.171969	0.851698	0.774548	0.000015	0.000016	0.039593	0.913335	0.799677
<i>P26-PM</i>	0.168687	0.106041	0.799371	0.855016	0.000022	0.000015	0.036249	0.927940	0.811124
<i>P27-PM</i>	0.201302	0.104453	0.720565	0.857822	0.000029	0.000015	0.031008	0.916258	0.747353
<i>P28-PM</i>	0.173101	0.106041	0.775927	0.855016	0.000018	0.000015	0.042086	0.909016	0.740892
<i>P29-PM</i>	0.181785	0.106041	0.764538	0.855016	0.000017	0.000015	0.036203	0.935203	0.779040
<i>P30-PM</i>	0.152889	0.102506	0.784019	0.860898	0.000021	0.000014	0.037847	0.921636	0.833039

Dinamik koşullu korelasyon (DCC) yöntemine göre oluşturulan 30 ayrı portföy ve piyasa portföyünün varyans parametreleri sabit (ω), hata terimleri katsayısı (α) ve önceki varyansın etkisi (β) olarak sunulmuştur. İki aşamalı DCC yöntemine göre ilk adımda iki değişkenin ayrı ayrı varyans parametreleri hesaplanmış ikinci adımda da değişen korelasyon hesaplanmıştır. Oysa DBEKK yönteminde h_{11} , h_{22} ve h_{12} ; CCC yönteminde h_{11} ve h_{22} beraber denenerak maksimizasyon yapmak suretiyle log olabilirlik fonksiyonu maksimize edildiği için, piyasa (PM) varyansı olan h_{22} , her portföyle olan kovaryans hesaplamasında sözkonusu yöntemlerde farklı varyans değerleri üretebilmektedir.

Dinamik koşullu korelasyon (DCC) yöntemine göre, ilk portföyün (P1) koşullu varyansı h_{11} , piyasa portföyünün koşullu varyansı h_{22} ve ilk portföy ve piyasa portföyü arasındaki koşullu kovaryans h_{12} olmak üzere,

$$h_{11,t} = \omega_1 + \alpha_{p1}\varepsilon_{1,t-1}^2 + \beta_{p1,t-1}$$

$$h_{22,t} = \omega_{pm} + \alpha_{pm}\varepsilon_{2,t-1}^2 + \beta_{pm,t-1}$$

olmaktadır.

Bunların t dönemindeki denklemlerini tablo 4.15 de verilen parametre değerlerine göre yazarsak,

$$h_{11,t} = 0.0000187 + 0.163837\varepsilon_{1,t-1}^2 + 0.78421h_{11,t-1}$$

$$h_{22,t} = 0.0000152 + 0.106041\varepsilon_{2,t-1}^2 + 0.855014h_{22,t-1}$$

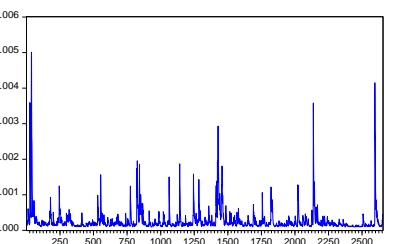
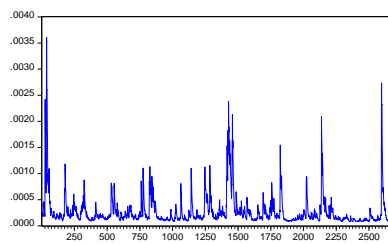
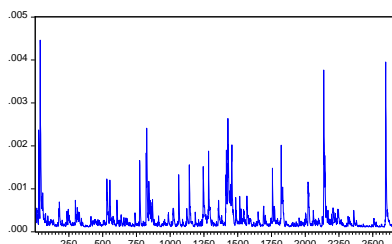
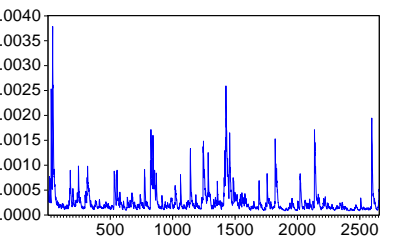
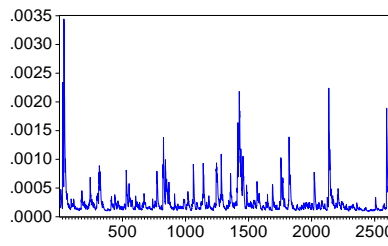
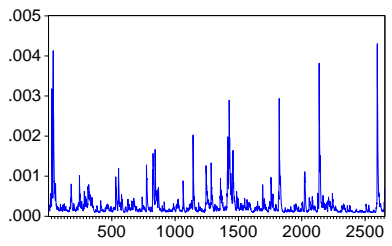
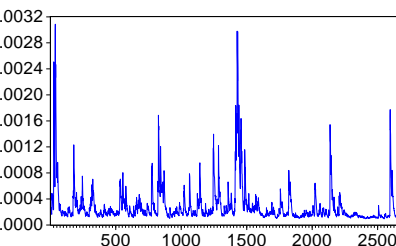
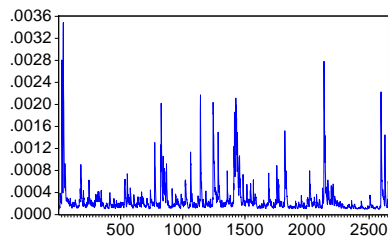
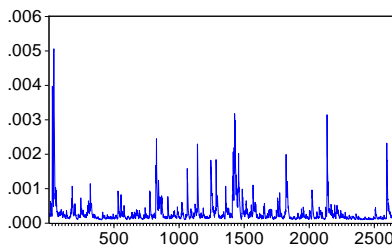
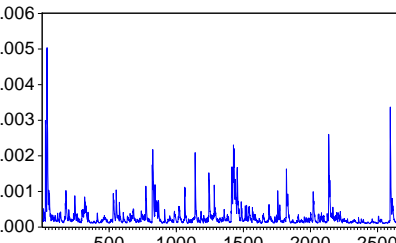
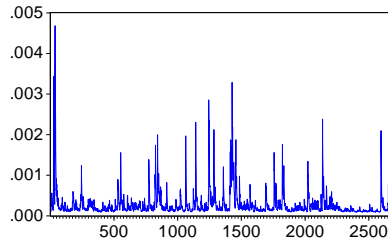
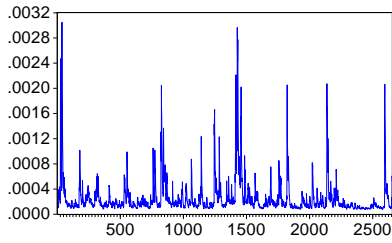
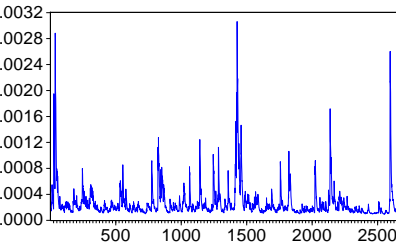
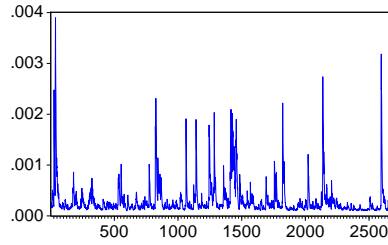
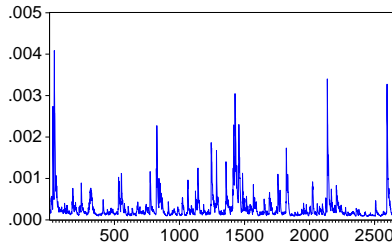
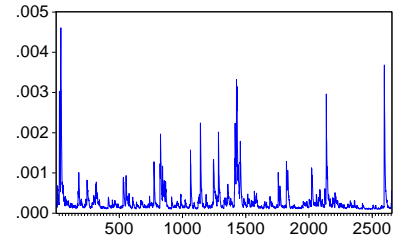
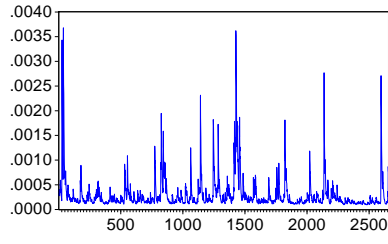
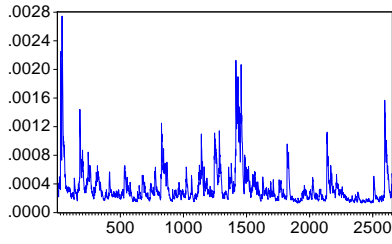
$$h_{12,t} = R_t\sqrt{h_{11,t}}\sqrt{h_{22,t}}$$

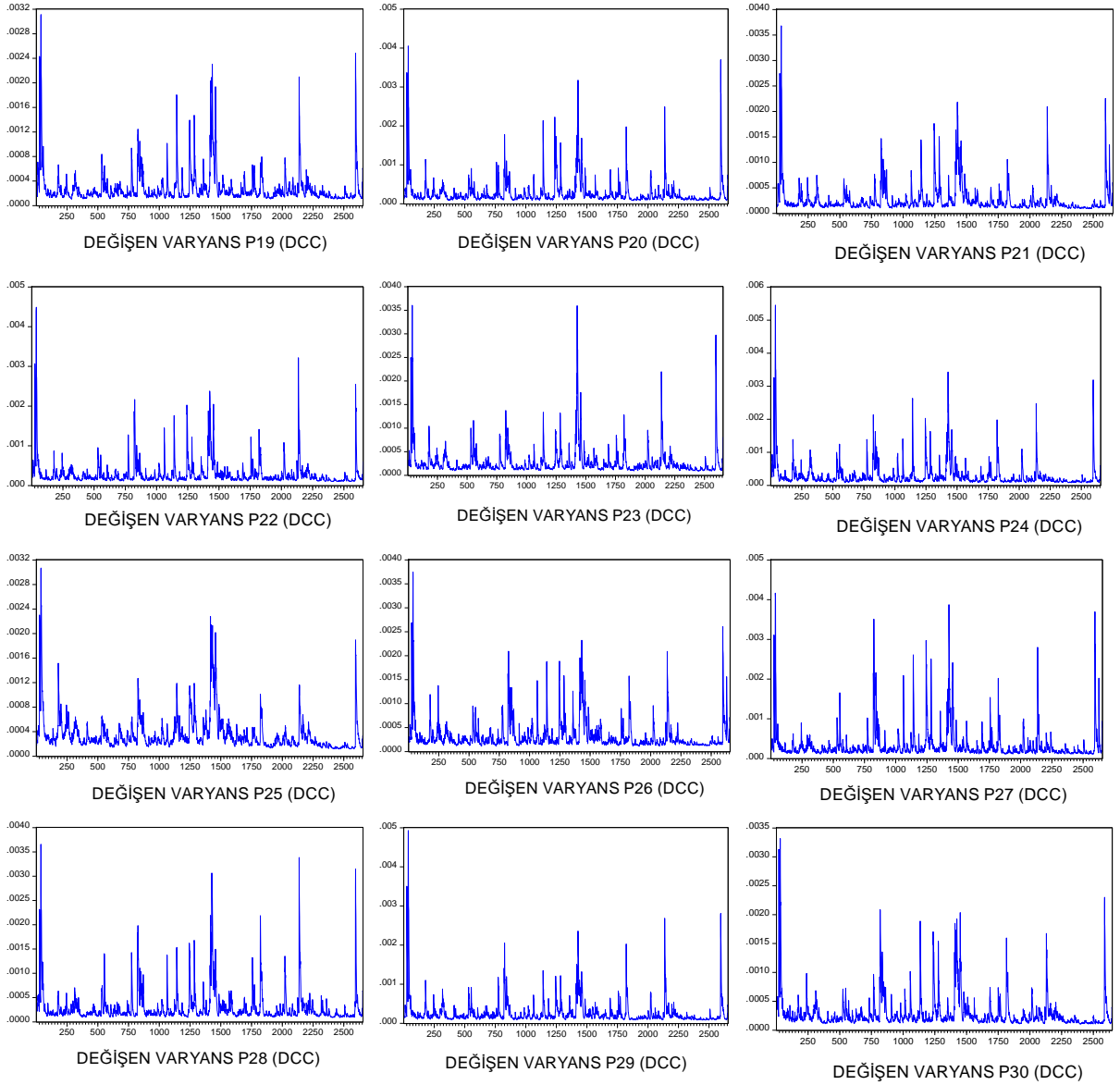
$$R_t = (Köşegen(Q_t))^{-1/2}Q_t(Köşegen(Q_t))^{-1/2}$$

$$Q_t = (1 - \lambda_1 - \lambda_2)\bar{Q} + \lambda_1v_{t-1}v'_{t-1} + \lambda_2 Q_{t-1}$$

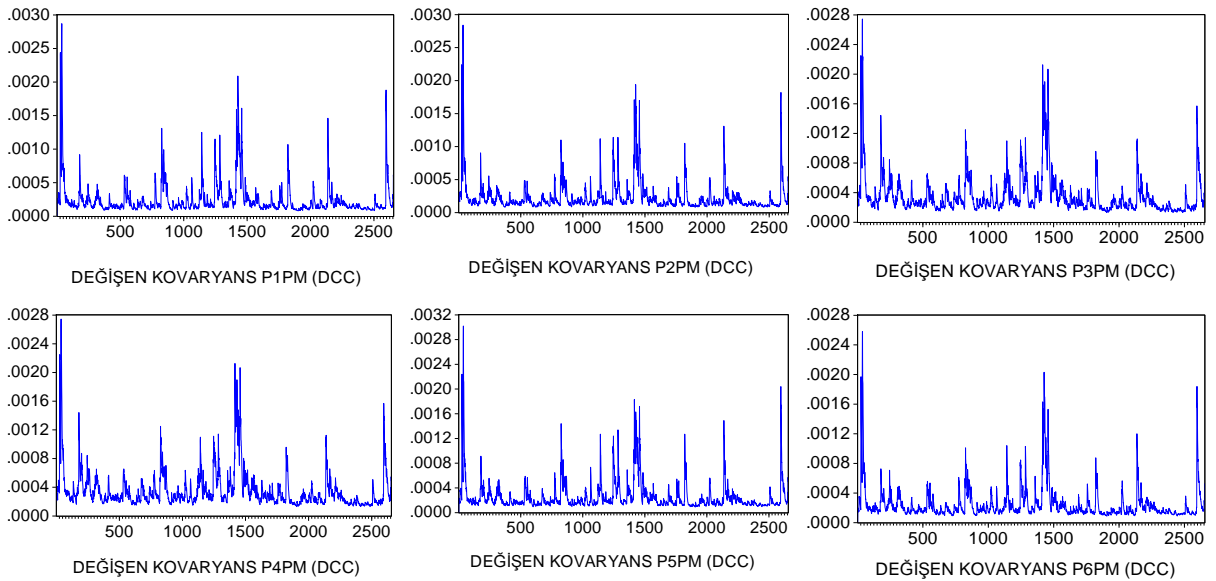
$$Q_t = (1 - 0.033548 - 0.928764)0.727555 + 0.033548v_{t-1}v'_{t-1} + 0.928764 Q_{t-1}$$

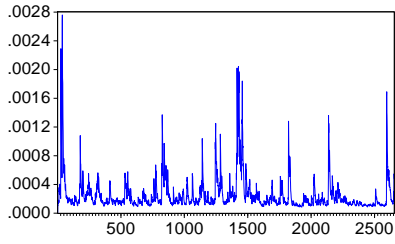
DCC yöntemine göre portföylerin koşullu değişen varyans, koşullu değişen kovaryans ve koşullu betalarının zaman grafikleri şekil 4.29 – 4.31 arasında sunulmuştur. İlk 2247 gözlem eğitim dönemine, sonraki gözlemler ise test dönemine aittir.



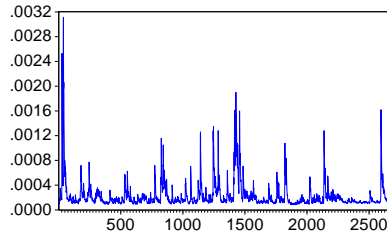


Şekil 4.29 DCC Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Varyansları

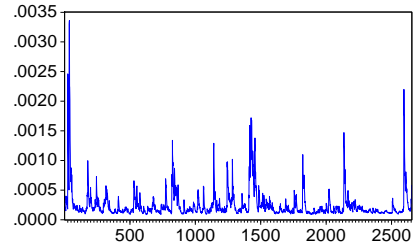




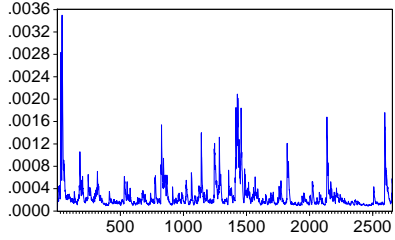
DEĞİŞEN KOVARYANS P7PM (DCC)



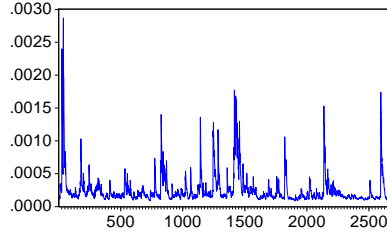
DEĞİŞEN KOVARYANS P8PM (DCC)



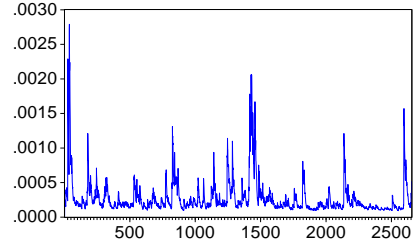
DEĞİŞEN KOVARYANS P9PM (DCC)



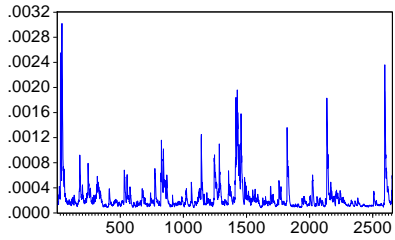
DEĞİŞEN KOVARYANS P10PM (DCC)



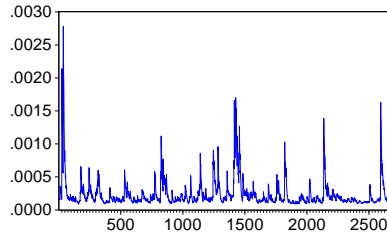
DEĞİŞEN KOVARYANS P11PM (DCC)



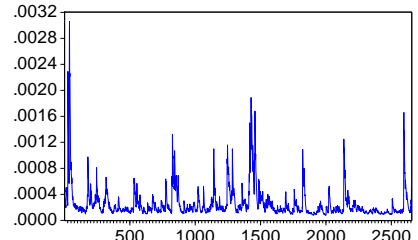
DEĞİŞEN KOVARYANS P12PM (DCC)



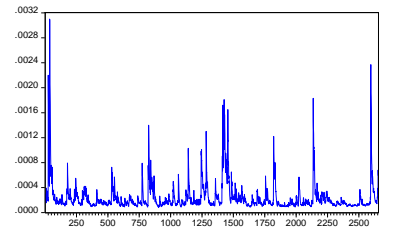
DEĞİŞEN KOVARYANS P13PM (DCC)



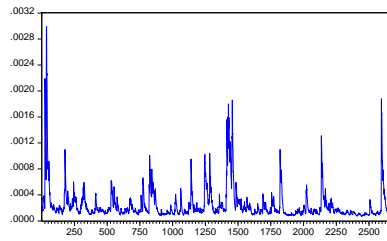
DEĞİŞEN KOVARYANS P14PM (DCC)



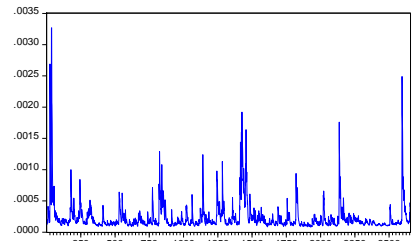
DEĞİŞEN KOVARYANS P15PM (DCC)



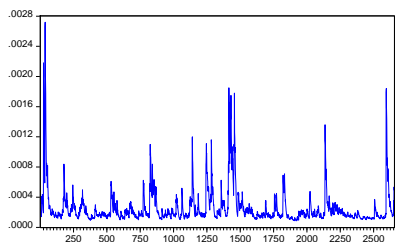
DEĞİŞEN KOVARYANS P16PM (DCC)



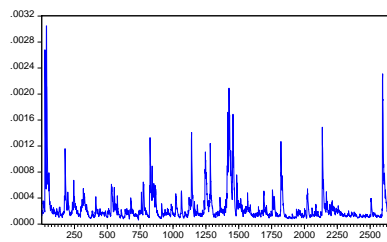
DEĞİŞEN KOVARYANS P17PM (DCC)



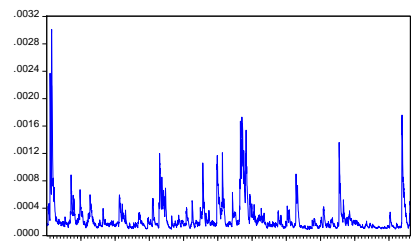
DEĞİŞEN KOVARYANS P18PM (DCC)



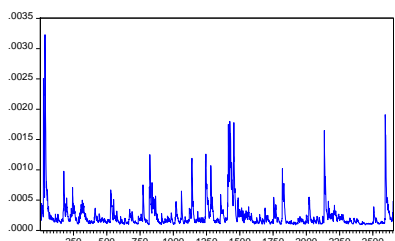
DEĞİŞEN KOVARYANS P19PM (DCC)



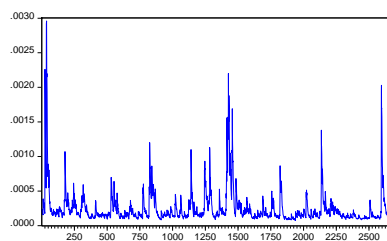
DEĞİŞEN KOVARYANS P20PM



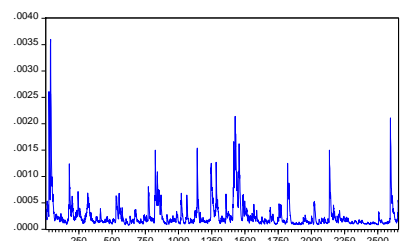
DEĞİŞEN KOVARYANS P21PM (DCC)



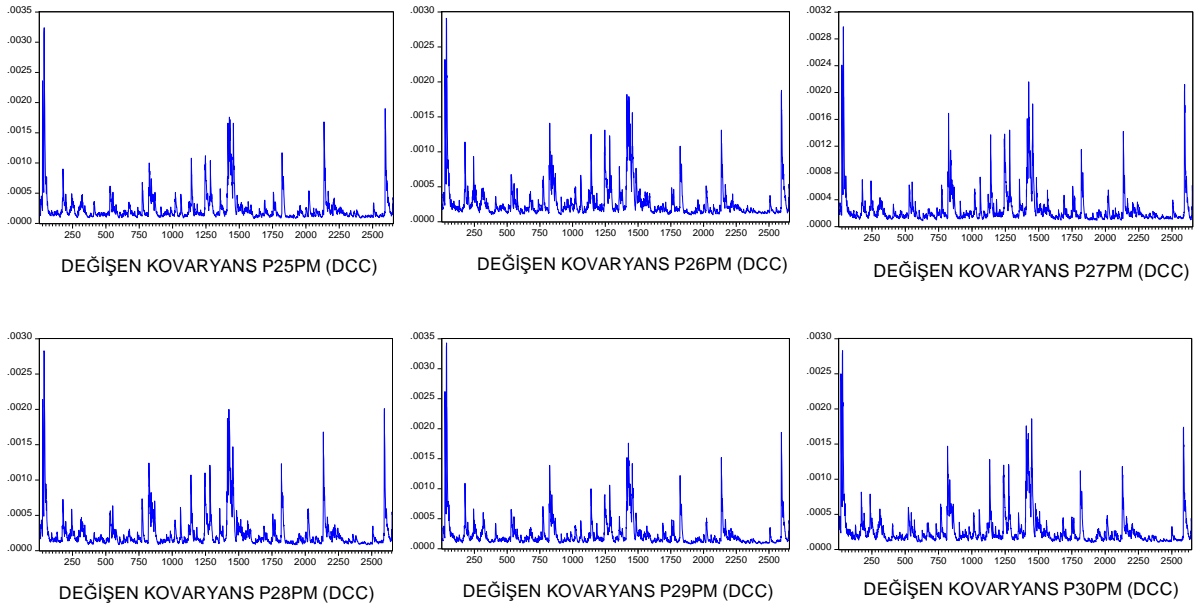
DEĞİŞEN KOVARYANS P22PM (DCC)



DEĞİŞEN KOVARYANS P23PM (DCC)

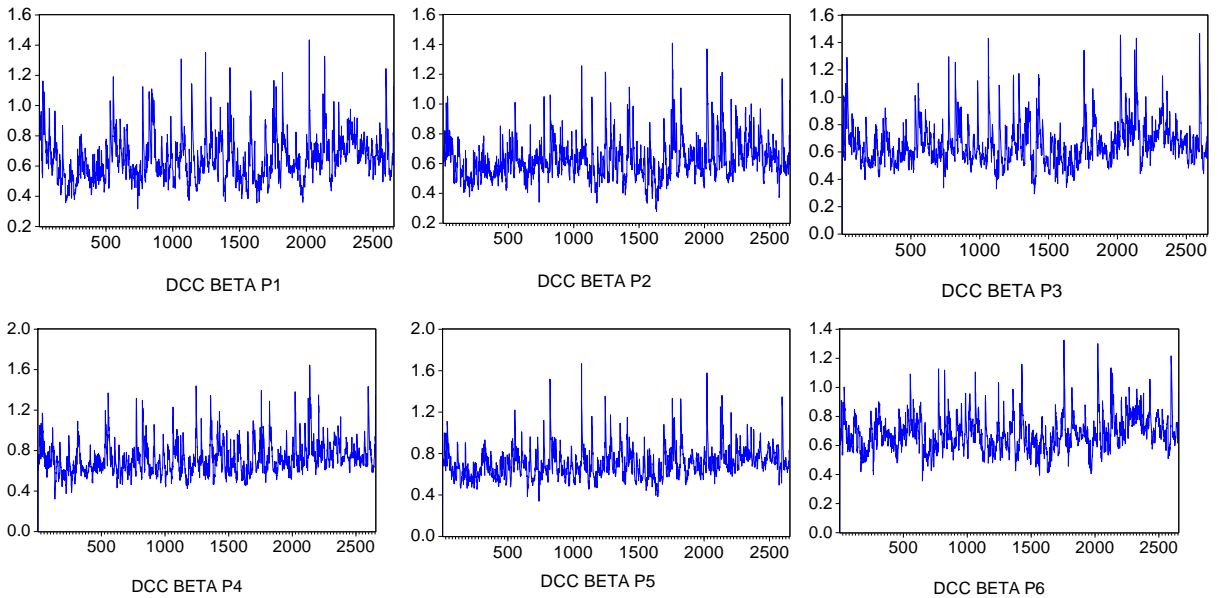


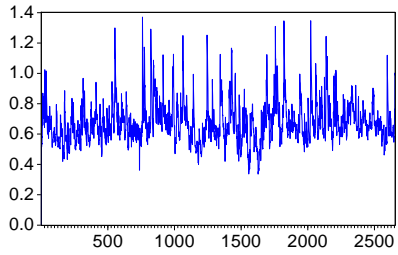
DEĞİŞEN KOVARYANS P24PM (DCC)



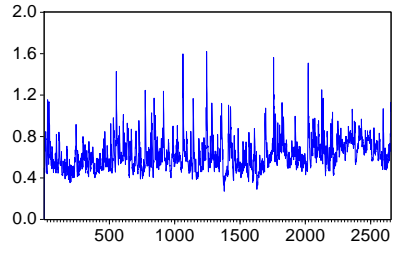
Şekil 4.30 DCC Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Kovaryansları

Portföylerin varyans ve koşullu varyansları ağırlıklı olarak, 2013 yılının Haziran ayında, 2008 yılının Ekim ve Kasım aylarında, 2007 yılının Ağustos ayında, 2006 yılının Mayıs ayında ve 2003 yılının Mart ayında yükselmiştir. Koşullu varyans ve koşullu kovaryansların aşırı yükselme gösterdiği dönemler, DBEKK, CCC ve DCC yöntemlerine göre grafik üzerinde farklılık göstermemektedir.

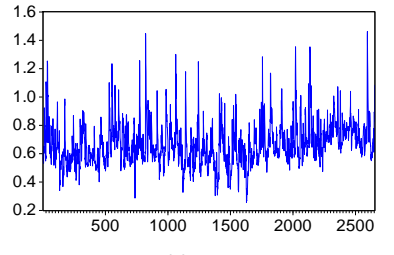




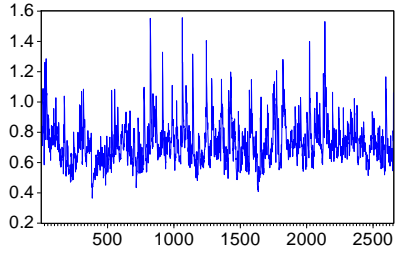
DCCBETA P7



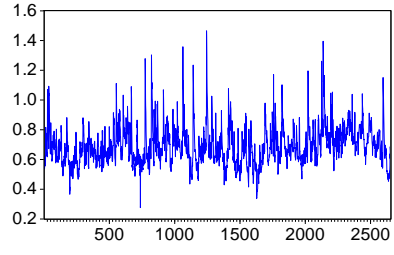
DCC BETA P8



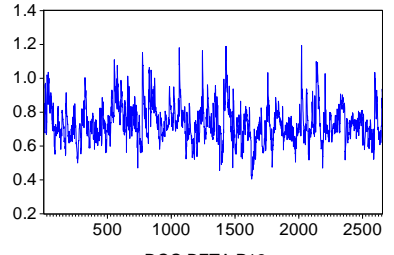
DCC BETA P9



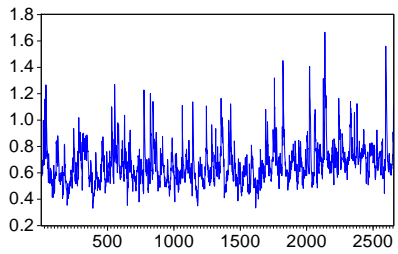
DCC BETA P10



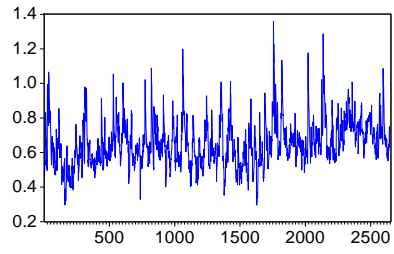
DCC BETA P11



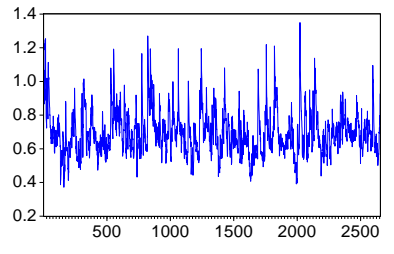
DCC BETA P12



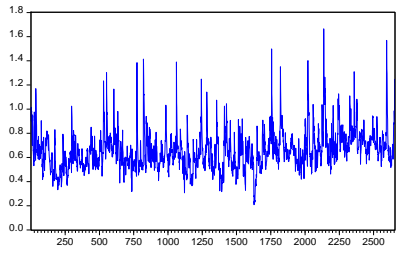
DCC BETA P13



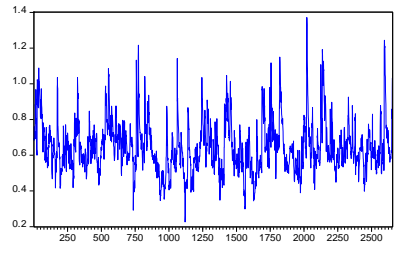
DCC BETA P14



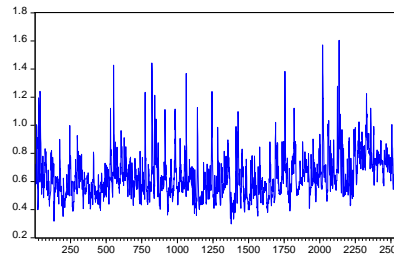
DCC BETA P15



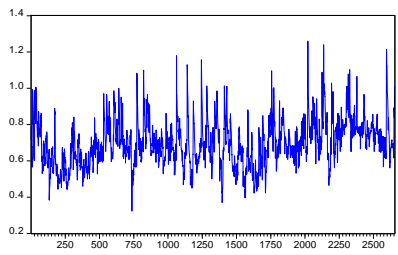
DCC BETA P16



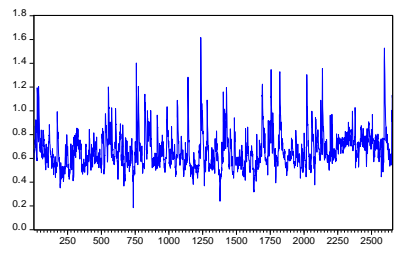
DCC BETA P17



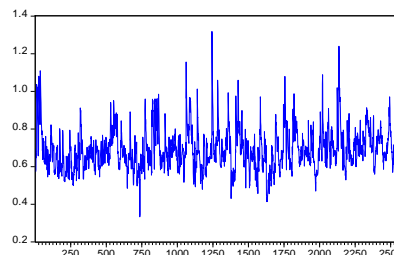
DCC BETA (P18)



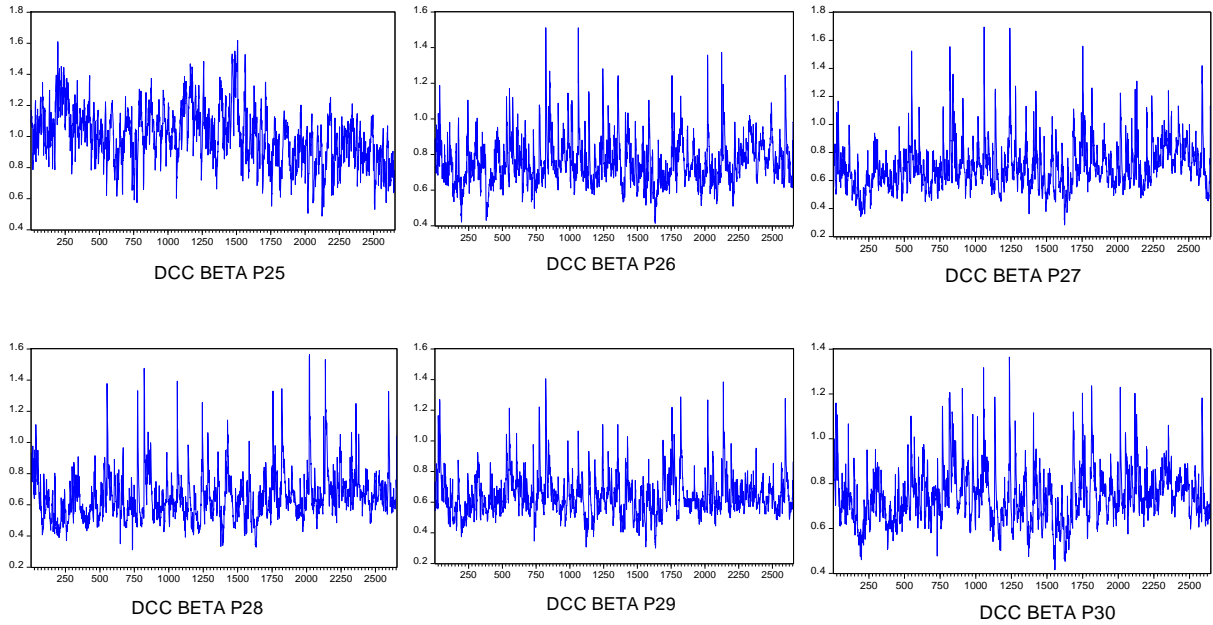
DCC BETA P19



DCC BETA P20



DCC BETA P21



Şekil 4.31 DCC Yöntemine Göre Portföylerin Koşullu Betaları

4.4.3. Geleneksel ve Dinamik Finansal Varlık Fiyatlama Modellerinin Performans Karşılaştırmaları

Hata kareleri ortalamalarının karekökü (HKOK), Mutlak hata ortalaması (MHO) ve Mutlak hata yüzdesi ortalaması yöntemlerine göre performans karşılaştırmaları Tablo 4.17 – Tablo 4.22 de sunulmuştur. Örneklem içi ve örneklem dışı karşılaştırmalar ayrı ayrı yapılmıştır.

4.4.3.1. Hata Kareleri Ortalamalarının Karekökü (HKOK) Yöntemine Göre Performans Karşılaştırması

HKOK'ya göre, DBEKK, CCC ve DCC yöntemleri örneklem içinde geleneksel yönteme göre getiriye daha iyi tahmin etmiştir. DBEKK yöntemi, P18 ve P20 hariç diğer tüm portföylerde; CCC yöntemi P15 hariç diğer tüm portföylerde, DCC yöntemi ise P18, P25 ve P26 hariç diğer tüm portföylerde geleneksel yönteme göre örneklem içinde daha az tahmin hatası yapmıştır. 30 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemi 30 portföyün tamamında geleneksel yönteme göre örneklem içinde daha yüksek tahmin hatası yapmıştır. 60 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemine göre P5, P19 ve P30 geleneksel yönteme göre örneklem içinde daha iyi performans gösterirken 120 günlük pencerelerle yuvarlanan regresyon yöntemine göre hesaplanan dinamik betalar, P14, P19, P24, P25 ve P30 için yine örneklem içinde daha iyi sonuçlar üretmiştir. Yuvarlanan regresyon yönteminde pencere sayısı 240 olduğunda iyi sonuç üreten portföyler P4 ve P30 olmuştur. 360 günlük

pencere ile yuvarlanan regresyonda ise P4, P9, P13, P14, P24 ve P30 geleneksel yöntemle göre daha iyi sonuçlar üretmiştir. HKOK'ya göre DBEKK, CCC ve DCC yöntemleri örneklem içinde birbirine yakın derecede doğru getiri tahmininde bulunmuşlardır.

Tablo 4.17 Örneklem İçinde Yöntemler İtibariyle HKOK Karşılaştırması

Hata kareleri ortalamalarının karekökü - örneklem içi									
	<i>Geleneksel</i>	<i>DBEKK</i>	<i>CCC</i>	<i>DCC</i>	<i>yuvarlanan (30 gün)</i>	<i>yuvarlanan (60 gün)</i>	<i>yuvarlanan (120 gün)</i>	<i>yuvarlanan (240 gün)</i>	<i>yuvarlanan (360 gün)</i>
<i>P1</i>	0.0112	0.0111	0.0111	0.0111	0.0114	0.0112	0.0113	0.0114	<i>0.0114</i>
<i>P2</i>	0.0096	0.0095	0.0095	0.0095	0.0098	0.0097	0.0096	0.0098	0.0099
<i>P3</i>	0.0108	0.0106	0.0106	0.0106	0.0109	0.0108	0.0108	0.0110	0.0109
<i>P4</i>	0.0094	0.0092	0.0092	0.0093	0.0095	0.0094	0.0094	0.0093	0.0093
<i>P5</i>	0.0100	0.0098	0.0099	0.0099	0.0101	0.0099	0.0113	0.0102	0.0102
<i>P6</i>	0.0098	-	0.0097	0.0097	0.0100	0.0099	0.0098	0.0100	0.0098
<i>P7</i>	0.0084	0.0082	0.0082	0.0083	0.0085	0.0085	0.0085	0.0087	0.0087
<i>P8</i>	0.0113	0.0111	0.0112	0.0111	0.0114	0.0113	0.0113	0.0114	0.0115
<i>P9</i>	0.0105	0.0104	0.0104	0.0104	0.0107	0.0106	0.0106	0.0105	0.0104
<i>P10</i>	0.0094	0.0092	0.0093	0.0093	0.0095	0.0094	0.0094	0.0095	0.0094
<i>P11</i>	0.0093	0.0092	0.0091	0.0092	0.0095	0.0093	0.0093	0.0095	0.0095
<i>P12</i>	0.0086	0.0085	0.0085	0.0085	0.0088	0.0087	0.0087	0.0088	0.0088
<i>P13</i>	0.0100	0.0098	0.0098	0.0098	0.0102	0.0101	0.0100	0.0101	0.0099
<i>P14</i>	0.0100	0.0097	0.0098	0.0097	0.0101	0.0100	0.0099	0.0100	0.0099
<i>P15</i>	0.0091	0.0089	0.0091	0.0089	0.0092	0.0092	0.0092	0.0092	0.0091
<i>P16</i>	0.0112	0.0109	0.0110	0.0110	0.0113	0.0113	0.0112	0.0114	0.0115
<i>P17</i>	0.0100	0.0098	0.0098	0.0098	0.0101	0.0101	0.0101	0.0102	0.0102
<i>P18</i>	0.0101	0.0101	0.0100	0.0101	0.0103	0.0101	0.0101	0.0102	0.0102
<i>P19</i>	0.0100	0.0098	0.0098	0.0098	0.0100	0.0099	0.0099	0.0100	0.0101
<i>P20</i>	0.0095	0.0189	0.0093	0.0094	0.0097	0.0097	0.0096	0.0097	0.0097
<i>P21</i>	0.0087	0.0086	0.0086	0.0086	0.0088	0.0087	0.0087	0.0088	0.0088
<i>P22</i>	0.0104	0.0102	0.0103	0.0103	0.0106	0.0105	0.0105	0.0106	0.0106
<i>P23</i>	0.0098	0.0096	0.0096	0.0095	0.0099	0.0099	0.0099	0.0100	0.0100
<i>P24</i>	0.0098	0.0094	-	0.0094	0.0098	0.0098	0.0097	0.0098	0.0097
<i>P25</i>	0.0089	0.0086	0.0087	0.0120	0.0090	0.0089	0.0088	0.0090	0.0090
<i>P26</i>	0.0098	0.0097	0.0097	0.0098	0.0100	0.0098	0.0098	0.0098	0.0098
<i>P27</i>	0.0113	0.0111	0.0111	0.0111	0.0114	0.0113	0.0114	0.0115	0.0115
<i>P28</i>	0.0107	0.0105	0.0105	0.0105	0.0109	0.0108	0.0107	0.0108	0.0108
<i>P29</i>	0.0096	0.0094	0.0094	0.0094	0.0098	0.0096	0.0096	0.0097	0.0096
<i>P30</i>	0.0090	0.0088	0.0088	0.0088	0.0091	0.0089	0.0089	0.0089	0.0089

HKOK'ya göre örneklem dışında ise DBEKK yöntemi P12, P13, P16, P26 ve P27 için geleneksele göre daha iyi sonuçlar üretmiştir. P2, P14, P15 ve parametre üretmediği P24

hariç diğer tüm portföylerde, CCC yönteminin tahmin ettiği getirilerin hata kareleri ortalamalarının karekökü geleneksel yöntemle göre daha düşük belirlenmiştir. DCC yöntemi ise P12, P13, P24, P27, P29 için geleneksele göre daha düşük HKOK üretmiştir. HKOK'ya göre örneklem dışında 30 günlük pencerelerle yuvarlanan regresyon yöntemi, portföylerin tamamında geleneksel yöntemden daha düşük performans göstermiştir. 60 günlük, 120 günlük, 240 günlük ve 360 günlük yuvarlanan regresyon yöntemlerine göre sırasıyla P26; P8, P10, P12, P15 ve P26; P8, P15 ve P26; P15 ve P26 geleneksel yöntemle göre örneklem dışında daha iyi sonuç üretmiştir. Ancak CCC yöntemi tüm yöntemlerin içinde örneklem dışında en düşük HKOK üreten yöntem olmuştur.

Tablo 4.18 Örneklem Dışında Yöntemler İtibariyle HKOK Karşılaştırması

Hata kareleri ortalamalarının karekökü - örneklem dışı									
	<i>Geleneksel</i>	<i>DBEKK</i>	<i>CCC</i>	<i>DCC</i>	<i>yuvarlanan (30 gün)</i>	<i>yuvarlanan (60 gün)</i>	<i>yuvarlanan (120 gün)</i>	<i>yuvarlanan (240 gün)</i>	<i>yuvarlanan (360 gün)</i>
<i>P1</i>	0.0086	0.0089	0.0084	0.0088	0.0094	0.0090	0.0088	0.0089	0.0088
<i>P2</i>	0.0086	0.0088	0.0086	0.0087	0.0093	0.0090	0.0087	0.0087	0.0087
<i>P3</i>	0.0087	0.0093	0.0085	0.0089	0.0095	0.0094	0.0092	0.0091	0.0091
<i>P4</i>	0.0071	0.0074	0.0069	0.0071	0.0078	0.0076	0.0075	0.0075	0.0076
<i>P5</i>	0.0077	0.0086	0.0076	0.0081	0.0087	0.0084	0.0088	0.0081	0.0081
<i>P6</i>	0.0095	-	0.0073	0.0077	0.0086	0.0084	0.0080	0.0080	0.0079
<i>P7</i>	0.0065	0.0068	0.0064	0.0066	0.0069	0.0068	0.0066	0.0066	0.0066
<i>P8</i>	0.0082	0.0083	0.0076	0.0082	0.0086	0.0084	0.0081	0.0082	0.0083
<i>P9</i>	0.0080	0.0083	0.0078	0.0082	0.0085	0.0085	0.0083	0.0084	0.0085
<i>P10</i>	0.0080	0.0081	0.0078	0.0080	0.0082	0.0080	0.0079	0.0080	0.0081
<i>P11</i>	0.0085	0.0085	0.0082	0.0085	0.0093	0.0088	0.0086	0.0086	0.0087
<i>P12</i>	0.0068	0.0066	0.0065	0.0066	0.0069	0.0069	0.0067	0.0068	0.0068
<i>P13</i>	0.0089	0.0088	0.0083	0.0087	0.0099	0.0096	0.0094	0.0095	0.0095
<i>P14</i>	0.0076	0.0078	0.0076	0.0079	0.0080	0.0080	0.0077	0.0078	0.0079
<i>P15</i>	0.0076	0.0078	0.0076	0.0076	0.0079	0.0076	0.0075	0.0075	0.0075
<i>P16</i>	0.0097	0.0096	0.0094	0.0097	0.0106	0.0104	0.0100	0.0101	0.0102
<i>P17</i>	0.0083	0.0088	0.0081	0.0085	0.0089	0.0087	0.0086	0.0087	0.0088
<i>P18</i>	0.0080	0.0080	0.0076	0.0080	0.0087	0.0085	0.0085	0.0085	0.0084
<i>P19</i>	0.0081	0.0086	0.0080	0.0083	0.0088	0.0086	0.0084	0.0083	0.0083
<i>P20</i>	0.0078	0.0086	0.0075	0.0079	0.0087	0.0084	0.0080	0.0081	0.0081
<i>P21</i>	0.0087	0.0088	0.0085	0.0087	0.0097	0.0089	0.0088	0.0089	0.0089
<i>P22</i>	0.0080	0.0082	0.0078	0.0082	0.0086	0.0085	0.0081	0.0083	0.0083
<i>P23</i>	0.0080	0.0083	0.0078	0.0080	0.0087	0.0086	0.0083	0.0084	0.0084
<i>P24</i>	0.0080	0.0081	-	0.0079	0.0084	0.0082	0.0080	0.0080	0.0080
<i>P25</i>	0.0068	0.0079	0.0066	0.0078	0.0074	0.0074	0.0072	0.0071	0.0071
<i>P26</i>	0.0074	0.0073	0.0071	0.0078	0.0074	0.0071	0.0070	0.0071	0.0071
<i>P27</i>	0.0106	0.0103	0.0101	0.0104	0.0118	0.0112	0.0108	0.0108	0.0107
<i>P28</i>	0.0095	0.0096	0.0092	0.0095	0.0101	0.0100	0.0097	0.0097	0.0098
<i>P29</i>	0.0076	0.0076	0.0073	0.0075	0.0080	0.0078	0.0078	0.0079	0.0080
<i>P30</i>	0.0068	0.0072	0.0067	0.0070	0.0073	0.0072	0.0069	0.0069	0.0069

4.4.3.2. Mutlak Hata Ortalamaları (MHO) Yöntemine Göre Performans Karşılaştırması

Mutlak hata ortalamaları (MHO) yöntemine göre, DBEKK yöntemi ile hesaplanan dinamik beta değerleri, P20 ve P26 hariç diğer tüm portföylerde geleneksel yönteme göre örneklem içinde daha iyi getiri tahmin gerçekleştirmiştir. CCC yöntemi ise P26 hariç portföylerin tamamında daha geleneksel yönteme göre daha başarılıdır. DCC yöntemi de benzer şekilde örneklem içinde P25 ve P26 hariç geleneksel yönteme göre daha iyi bir

performans göstermiştir. 30 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemine göre portföylerin tamamı örneklem içinde geleneksel yöntemden daha başarısız olmuştur. 60 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemi P6, P9, P11, P13, P14, P17, P20, P23, P25 ve P26 hariç tüm portföylerde geleneksel yöntemle göre örneklem içinde mutlak hata ortalamalarını daha iyi vermiştir. MHO yöntemi, 120 günlük pencerelerle yuvarlanan regresyon yöntemine göre P5 hariç, örneklem içinde diğer tüm portföyler için geleneksel yöntemle göre daha iyi sonuçlar üretmiştir. 240 gün ve 360 günlük pencerelerle yuvarlanan regresyon yöntemi ise, örneklem içinde tüm portföyler için geleneksel yöntemden daha iyi sonuç üretmiştir.

Tablo 4.19 Örneklem İçinde Yöntemler İtibariyle MHO Karşılaştırması

Mutlak Hata Ortalamaları - örneklem içi									
	<i>Geleneksel</i>	<i>DBEKK</i>	<i>CCC</i>	<i>DCC</i>	<i>yuvarlanan (30 gün)</i>	<i>yuvarlanan (60 gün)</i>	<i>yuvarlanan (120 gün)</i>	<i>yuvarlanan (240 gün)</i>	<i>yuvarlanan (360 gün)</i>
<i>P1</i>	0.0083	0.0081	0.0081	0.0081	0.0084	0.0082	0.0080	0.0076	0.0071
<i>P2</i>	0.0072	0.0071	0.0070	0.0071	0.0073	0.0071	0.0069	0.0066	0.0063
<i>P3</i>	0.0079	0.0077	0.0076	0.0077	0.0080	0.0078	0.0076	0.0073	0.0068
<i>P4</i>	0.0070	0.0068	0.0068	0.0068	0.0070	0.0069	0.0067	0.0062	0.0059
<i>P5</i>	0.0073	0.0072	0.0072	0.0072	0.0074	0.0072	0.0080	0.0067	0.0063
<i>P6</i>	0.0072	-	0.0071	0.0071	0.0073	0.0072	0.0069	0.0066	0.0061
<i>P7</i>	0.0062	0.0060	0.0060	0.0060	0.0062	0.0061	0.0060	0.0057	0.0053
<i>P8</i>	0.0083	0.0081	0.0081	0.0081	0.0084	0.0082	0.0080	0.0076	0.0072
<i>P9</i>	0.0082	0.0077	0.0077	0.0077	0.0079	0.0078	0.0076	0.0071	0.0066
<i>P10</i>	0.0071	0.0069	0.0069	0.0069	0.0071	0.0069	0.0067	0.0064	0.0059
<i>P11</i>	0.0068	0.0067	0.0067	0.0067	0.0070	0.0068	0.0066	0.0063	0.0060
<i>P12</i>	0.0064	0.0063	0.0063	0.0063	0.0065	0.0063	0.0061	0.0059	0.0056
<i>P13</i>	0.0074	0.0071	0.0071	0.0072	0.0075	0.0074	0.0071	0.0067	0.0062
<i>P14</i>	0.0073	0.0071	0.0071	0.0071	0.0074	0.0073	0.0071	0.0066	0.0062
<i>P15</i>	0.0069	0.0068	0.0068	0.0068	0.0069	0.0068	0.0067	0.0063	0.0058
<i>P16</i>	0.0082	0.0080	0.0080	0.0080	0.0082	0.0081	0.0079	0.0076	0.0071
<i>P17</i>	0.0074	0.0072	0.0072	0.0073	0.0075	0.0074	0.0071	0.0068	0.0064
<i>P18</i>	0.0074	0.0073	0.0073	0.0073	0.0075	0.0073	0.0071	0.0068	0.0064
<i>P19</i>	0.0074	0.0072	0.0072	0.0072	0.0074	0.0073	0.0071	0.0067	0.0064
<i>P20</i>	0.0069	0.0119	0.0068	0.0068	0.0069	0.0069	0.0067	0.0064	0.0060
<i>P21</i>	0.0064	0.0063	0.0062	0.0063	0.0064	0.0063	0.0061	0.0058	0.0055
<i>P22</i>	0.0076	0.0074	0.0075	0.0075	0.0077	0.0075	0.0073	0.0070	0.0065
<i>P23</i>	0.0073	0.0071	0.0071	0.0071	0.0074	0.0073	0.0071	0.0067	0.0063
<i>P24</i>	0.0072	0.0069	-	0.0070	0.0073	0.0071	0.0069	0.0066	0.0061
<i>P25</i>	0.0065	0.0063	0.0064	0.0089	0.0066	0.0065	0.0062	0.0059	0.0056
<i>P26</i>	0.0073	0.0073	0.0073	0.0073	0.0075	0.0073	0.0071	0.0067	0.0062
<i>P27</i>	0.0083	0.0081	0.0081	0.0081	0.0084	0.0082	0.0080	0.0076	0.0072
<i>P28</i>	0.0079	0.0076	0.0077	0.0076	0.0079	0.0078	0.0075	0.0071	0.0067
<i>P29</i>	0.0072	0.0070	0.0070	0.0070	0.0073	0.0071	0.0069	0.0065	0.0061
<i>P30</i>	0.0067	0.0065	0.0066	0.0066	0.0068	0.0066	0.0064	0.0061	0.0057

MHO yöntemine göre örneklem dışında sadece CCC yöntemi tüm portföylerde geleneksel yöntemle göre daha iyi sonuçlar üretmiştir. DBEKK yöntemi P4, P5, P6, P19, P20, P25 dışındaki portföylerin tamamında örneklem dışında geleneksel yöntemden daha iyi performans göstermiştir. DCC yöntemi ise P1, P3, P10, P12, P15, P17, P24, P27 ve P29 portföyleri için örneklem dışında MHO yöntemine göre geleneksel yöntemle kıyasla daha başarılı olmuştur. 30 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemi, P1, P3, P7, P8, P10, P12, P15, P17, P22, P24, P26, P28 ve P30 portföylerinde geleneksel yöntemle göre daha iyi sonuçlar üretmiştir. 60 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemi ise 30 günlük pencereli yöntemin daha başarılı olduğu portföylere ilave olarak P2, P9, P11, P21, P23 ve P29 portföyleri için geleneksele oranla daha iyi sonuçlar üretmiştir. 120 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemi, 60 günlük pencereli yöntemin daha başarılı olduğu portföylere ilave olarak P6, P13, P14, P16, P20 ve P27 için örneklem dışında geleneksel yöntemle göre daha düşük mutlak hata kareleri ortalamaları üretmiştir. MHO yöntemine göre, yuvarlanan regresyon yönteminde pencere sayısı arttıkça, örneklem dışında tahmin performansı kademeli olarak yükselmiştir. Ancak 240 günlük pencereli yöntemde performans düşmüştür. Söz konusu yöntemde, 120 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yönteminin yüksek performans gösterdiği portföylerden P6, P20, P21, ve P23 portföylerinde geleneksel yöntemle göre örneklem dışında daha başarısız sonuçlar üretilmiştir. 360 günlük pencereli yöntemde performans kademeli olarak düşmüş ve sadece P1, P2, P3, P7, P8, P10, P12, P15, P22, P24, P26 ve P27 portföylerinde örneklem dışında geleneksel yöntemden daha üstün performans gösterebilmiştir. CCC yöntemi P3, P4, P5, P6, P13, P16, P17, P18, P19, P20, P25 portföylerinde örneklem dışında test edilen yöntemlerin tümünden daha düşük MHO değerleri üreterek daha yüksek performans sağlamıştır. Buna karşılık 120 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemi sadece P12, P28 ve P30 da diğer tüm yöntemlere göre daha iyi sonuçlar üretmiştir. Diğer birçok portföyde ise, CCC, 60 ve 120 günlük pencerelerle yuvarlanan regresyon yöntemleri eşit MHO değerleri üretmiştir.

Tablo 4.20 Örneklem Dışında Yöntemler İtibari ile MHO Karşılaştırması

Mutlak Hata Ortalamaları - örneklem dışı									
	<i>Geleneksel</i>	<i>DBEKK</i>	<i>CCC</i>	<i>DCC</i>	<i>yuvarlanan (30 gün)</i>	<i>yuvarlanan (60 gün)</i>	<i>yuvarlanan (120 gün)</i>	<i>yuvarlanan (240 gün)</i>	<i>yuvarlanan (360 gün)</i>
<i>P1</i>	0.0066	0.0063	0.0063	0.0063	0.0065	0.0064	0.0063	0.0065	0.0065
<i>P2</i>	0.0066	0.0064	0.0064	0.0066	0.0067	0.0065	0.0064	0.0064	0.0065
<i>P3</i>	0.0066	0.0063	0.0062	0.0065	0.0065	0.0064	0.0063	0.0063	0.0065
<i>P4</i>	0.0053	0.0054	0.0052	0.0054	0.0055	0.0054	0.0054	0.0054	0.0055
<i>P5</i>	0.0058	0.0058	0.0056	0.0059	0.0058	0.0058	0.0063	0.0058	0.0058
<i>P6</i>	0.0055	-	0.0053	0.0056	0.0056	0.0056	0.0054	0.0055	0.0055
<i>P7</i>	0.0050	0.0047	0.0048	0.0050	0.0048	0.0047	0.0047	0.0048	0.0049
<i>P8</i>	0.0064	0.0059	0.0058	0.0064	0.0060	0.0058	0.0058	0.0059	0.0061
<i>P9</i>	0.0060	0.0059	0.0058	0.0063	0.0060	0.0058	0.0058	0.0059	0.0060
<i>P10</i>	0.0063	0.0058	0.0060	0.0061	0.0059	0.0059	0.0059	0.0060	0.0061
<i>P11</i>	0.0056	0.0055	0.0054	0.0056	0.0058	0.0055	0.0054	0.0055	0.0056
<i>P12</i>	0.0052	0.0049	0.0050	0.0050	0.0050	0.0049	0.0048	0.0049	0.0050
<i>P13</i>	0.0065	0.0063	0.0061	0.0065	0.0067	0.0065	0.0063	0.0064	0.0066
<i>P14</i>	0.0058	0.0057	0.0057	0.0061	0.0060	0.0058	0.0057	0.0057	0.0058
<i>P15</i>	0.0060	0.0058	0.0058	0.0059	0.0058	0.0057	0.0057	0.0057	0.0058
<i>P16</i>	0.0073	0.0071	0.0070	0.0074	0.0076	0.0073	0.0071	0.0072	0.0073
<i>P17</i>	0.0062	0.0060	0.0059	0.0060	0.0061	0.0060	0.0060	0.0060	0.0062
<i>P18</i>	0.0060	0.0059	0.0057	0.0062	0.0060	0.0061	0.0060	0.0060	0.0062
<i>P19</i>	0.0060	0.0061	0.0059	0.0062	0.0061	0.0060	0.0060	0.0060	0.0061
<i>P20</i>	0.0056	0.0060	0.0054	0.0058	0.0058	0.0057	0.0055	0.0056	0.0056
<i>P21</i>	0.0057	0.0055	0.0055	0.0056	0.0058	0.0054	0.0054	0.0055	0.0056
<i>P22</i>	0.0063	0.0058	0.0060	0.0063	0.0060	0.0059	0.0059	0.0061	0.0062
<i>P23</i>	0.0060	0.0058	0.0058	0.0060	0.0060	0.0059	0.0059	0.0060	0.0061
<i>P24</i>	0.0062	0.0060	-	0.0060	0.0060	0.0059	0.0058	0.0058	0.0058
<i>P25</i>	0.0050	0.0052	0.0048	0.0058	0.0050	0.0050	0.0050	0.0051	0.0052
<i>P26</i>	0.0059	0.0052	0.0055	0.0061	0.0053	0.0051	0.0051	0.0052	0.0054
<i>P27</i>	0.0072	0.0069	0.0069	0.0071	0.0075	0.0072	0.0070	0.0070	0.0070
<i>P28</i>	0.0070	0.0068	0.0068	0.0071	0.0068	0.0068	0.0067	0.0068	0.0070
<i>P29</i>	0.0058	0.0056	0.0056	0.0057	0.0059	0.0056	0.0056	0.0057	0.0058
<i>P30</i>	0.0052	0.0050	0.0050	0.0052	0.0049	0.0049	0.0048	0.0049	0.0050

Özet olarak, CCC yöntemi HKOK yönteminde olduğu gibi MHO yönteminde de örneklem dışında diğer test edilen yöntemlere göre daha iyi getiri tahmini gerçekleştirmiştir.

4.4.3.3. Mutlak Hata Yüzdesi Ortalamaları (MHYO) Yöntemine Göre Performans Karşılaştırması

Örnekleme içinde DBEKK, P2 ve parametre üretmediği P6 hariç, CCC yöntemi ise sadece parametre üretmediği P24 hariç tüm portföylerde geleneksel yöntemle göre daha düşük mutlak hata yüzdesi ortalamaları üretmiştir. DCC yöntemi ise P2 ve P25 portföyleri dışında test edilen diğer portföylerde geleneksel yöntemle göre daha başarılı sonuçlar üretmiştir. 30 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemi P2, P3 ve P10 hariç; örnekleme içinde geleneksel yöntemle göre daha iyi sonuçlar üretirken 60 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemi P2, P3, P10 ve P25 hariç test edilen diğer portföylerde geleneksel yöntemle göre daha başarılı olmuştur. 120 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemi P2, P3, P5 ve P10 portföylerinde geleneksel yöntemle üstünlük sağlayamamış, 240 günlük ve 360 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemleri portföylerin tamamında örnekleme içinde geleneksel yöntemle göre daha başarılı olmuştur.

Tablo 4.21 Örneklem İçinde Yöntemler İtibari ile MHYO Karşılaştırması

Mutlak Hata Ortalamaları - örneklem içi									
	<i>Geleneksel</i>	<i>DBEKK</i>	<i>CCC</i>	<i>DCC</i>	<i>yuvarlanan (30 gün)</i>	<i>yuvarlanan (60 gün)</i>	<i>yuvarlanan (120 gün)</i>	<i>yuvarlanan (240 gün)</i>	<i>yuvarlanan (360 gün)</i>
<i>P1</i>	0.0083	0.0081	0.0081	0.0081	0.0084	0.0082	0.0080	0.0076	0.0071
<i>P2</i>	0.0072	0.0071	0.0070	0.0071	0.0073	0.0071	0.0069	0.0066	0.0063
<i>P3</i>	0.0079	0.0077	0.0076	0.0077	0.0080	0.0078	0.0076	0.0073	0.0068
<i>P4</i>	0.0070	0.0068	0.0068	0.0068	0.0070	0.0069	0.0067	0.0062	0.0059
<i>P5</i>	0.0073	0.0072	0.0072	0.0072	0.0074	0.0072	0.0080	0.0067	0.0063
<i>P6</i>	0.0072	-	0.0071	0.0071	0.0073	0.0072	0.0069	0.0066	0.0061
<i>P7</i>	0.0062	0.0060	0.0060	0.0060	0.0062	0.0061	0.0060	0.0057	0.0053
<i>P8</i>	0.0083	0.0081	0.0081	0.0081	0.0084	0.0082	0.0080	0.0076	0.0072
<i>P9</i>	0.0082	0.0077	0.0077	0.0077	0.0079	0.0078	0.0076	0.0071	0.0066
<i>P10</i>	0.0071	0.0069	0.0069	0.0069	0.0071	0.0069	0.0067	0.0064	0.0059
<i>P11</i>	0.0068	0.0067	0.0067	0.0067	0.0070	0.0068	0.0066	0.0063	0.0060
<i>P12</i>	0.0064	0.0063	0.0063	0.0063	0.0065	0.0063	0.0061	0.0059	0.0056
<i>P13</i>	0.0074	0.0071	0.0071	0.0072	0.0075	0.0074	0.0071	0.0067	0.0062
<i>P14</i>	0.0073	0.0071	0.0071	0.0071	0.0074	0.0073	0.0071	0.0066	0.0062
<i>P15</i>	0.0069	0.0068	0.0068	0.0068	0.0069	0.0068	0.0067	0.0063	0.0058
<i>P16</i>	0.0082	0.0080	0.0080	0.0080	0.0082	0.0081	0.0079	0.0076	0.0071
<i>P17</i>	0.0074	0.0072	0.0072	0.0073	0.0075	0.0074	0.0071	0.0068	0.0064
<i>P18</i>	0.0074	0.0073	0.0073	0.0073	0.0075	0.0073	0.0071	0.0068	0.0064
<i>P19</i>	0.0074	0.0072	0.0072	0.0072	0.0074	0.0073	0.0071	0.0067	0.0064
<i>P20</i>	0.0069	0.0119	0.0068	0.0068	0.0069	0.0069	0.0067	0.0064	0.0060
<i>P21</i>	0.0064	0.0063	0.0062	0.0063	0.0064	0.0063	0.0061	0.0058	0.0055
<i>P22</i>	0.0076	0.0074	0.0075	0.0075	0.0077	0.0075	0.0073	0.0070	0.0065
<i>P23</i>	0.0073	0.0071	0.0071	0.0071	0.0074	0.0073	0.0071	0.0067	0.0063
<i>P24</i>	0.0072	0.0069	-	0.0070	0.0073	0.0071	0.0069	0.0066	0.0061
<i>P25</i>	0.0065	0.0063	0.0064	0.0089	0.0066	0.0065	0.0062	0.0059	0.0056
<i>P26</i>	0.0073	0.0073	0.0073	0.0073	0.0075	0.0073	0.0071	0.0067	0.0062
<i>P27</i>	0.0083	0.0081	0.0081	0.0081	0.0084	0.0082	0.0080	0.0076	0.0072
<i>P28</i>	0.0079	0.0076	0.0077	0.0076	0.0079	0.0078	0.0075	0.0071	0.0067
<i>P29</i>	0.0072	0.0070	0.0070	0.0070	0.0073	0.0071	0.0069	0.0065	0.0061
<i>P30</i>	0.0067	0.0065	0.0066	0.0066	0.0068	0.0066	0.0064	0.0061	0.0057

Örneklem dışında, CCC yöntemi parametre üretmediği P24 dışında test edilen portföylerin tamamında geleneksel yöntemle göre daha düşük hata yüzdeleri üretmiştir. DBEKK yöntemi ise parametre üretmediği P6 ve P18 dışında kalan portföylerin tamamında geleneksel yöntemle göre örneklem dışında daha düşük hata yüzdeleri üretmiştir. DCC yöntemi örneklem dışında CCC ve DBEKK yöntemlerine kıyasla daha az başarılı olmuştur. Bu yöntem, P1, P3, P4, P7, P10, P12, P13, P15, P17, P21, P24 ve son 3 portföy olmak üzere

portföylerin 15 tanesinde örneklem dışında geleneksel yöntemle göre daha başarılı olmuştur. 30 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemi P10 ve P18 portföylerinde geleneksel yöntemle göre örneklem dışında daha düşük hata yüzdeleri üretirken, 60 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemi P18 dışındaki portföylerin tamamında geleneksel yöntemle göre örneklem dışında daha düşük hata yüzdeleri üretmiştir. 120 günlük ve 240 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemleri ise benzer şekilde P18 ve P23 portföylerinde geleneksel yöntemle göre örneklem dışında daha başarılı olamamışlardır. 240 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemi, P11 ve P13 portföyleri için de başarılı sonuç üretememiştir. 360 günlük pencerelerle yuvarlanan regresyon yöntemi, mutlak hata yüzdesi ortalamaları yöntemine göre diğer yuvarlanan regresyon yöntemlerine göre daha az başarılı olmuştur. Bu yöntem ancak P4, P11, P13, P18, P19, P22, P23 ve P28 dışındaki portföylerde örneklem dışında geleneksel yöntemle göre daha başarılı olabilmektedir.

Tablo 4.22 Örneklem Dışında Yöntemler İtibari ile MHYO Karşılaştırması

Mutlak Hata Ortalamaları - örneklem dışı									
	<i>Geleneksel</i>	<i>DBEKK</i>	<i>CCC</i>	<i>DCC</i>	<i>yuvarlanan (30 gün)</i>	<i>yuvarlanan (60 gün)</i>	<i>yuvarlanan (120 gün)</i>	<i>yuvarlanan (240 gün)</i>	<i>yuvarlanan (360 gün)</i>
<i>P1</i>	0.0066	0.0063	0.0063	0.0063	0.0065	0.0064	0.0063	0.0065	0.0065
<i>P2</i>	0.0066	0.0064	0.0064	0.0066	0.0067	0.0065	0.0064	0.0064	0.0065
<i>P3</i>	0.0066	0.0063	0.0062	0.0065	0.0065	0.0064	0.0063	0.0063	0.0065
<i>P4</i>	0.0053	0.0054	0.0052	0.0054	0.0055	0.0054	0.0054	0.0054	0.0055
<i>P5</i>	0.0058	0.0058	0.0056	0.0059	0.0058	0.0058	0.0063	0.0058	0.0058
<i>P6</i>	0.0055	-	0.0053	0.0056	0.0056	0.0056	0.0054	0.0055	0.0055
<i>P7</i>	0.0050	0.0047	0.0048	0.0050	0.0048	0.0047	0.0047	0.0048	0.0049
<i>P8</i>	0.0064	0.0059	0.0058	0.0064	0.0060	0.0058	0.0058	0.0059	0.0061
<i>P9</i>	0.0060	0.0059	0.0058	0.0063	0.0060	0.0058	0.0058	0.0059	0.0060
<i>P10</i>	0.0063	0.0058	0.0060	0.0061	0.0059	0.0059	0.0059	0.0060	0.0061
<i>P11</i>	0.0056	0.0055	0.0054	0.0056	0.0058	0.0055	0.0054	0.0055	0.0056
<i>P12</i>	0.0052	0.0049	0.0050	0.0050	0.0050	0.0049	0.0048	0.0049	0.0050
<i>P13</i>	0.0065	0.0063	0.0061	0.0065	0.0067	0.0065	0.0063	0.0064	0.0066
<i>P14</i>	0.0058	0.0057	0.0057	0.0061	0.0060	0.0058	0.0057	0.0057	0.0058
<i>P15</i>	0.0060	0.0058	0.0058	0.0059	0.0058	0.0057	0.0057	0.0057	0.0058
<i>P16</i>	0.0073	0.0071	0.0070	0.0074	0.0076	0.0073	0.0071	0.0072	0.0073
<i>P17</i>	0.0062	0.0060	0.0059	0.0060	0.0061	0.0060	0.0060	0.0060	0.0062
<i>P18</i>	0.0060	0.0059	0.0057	0.0062	0.0060	0.0061	0.0060	0.0060	0.0062
<i>P19</i>	0.0060	0.0061	0.0059	0.0062	0.0061	0.0060	0.0060	0.0060	0.0061
<i>P20</i>	0.0056	0.0060	0.0054	0.0058	0.0058	0.0057	0.0055	0.0056	0.0056
<i>P21</i>	0.0057	0.0055	0.0055	0.0056	0.0058	0.0054	0.0054	0.0055	0.0056
<i>P22</i>	0.0063	0.0058	0.0060	0.0063	0.0060	0.0059	0.0059	0.0061	0.0062
<i>P23</i>	0.0060	0.0058	0.0058	0.0060	0.0060	0.0059	0.0059	0.0060	0.0061
<i>P24</i>	0.0062	0.0060	-	0.0060	0.0060	0.0059	0.0058	0.0058	0.0058
<i>P25</i>	0.0050	0.0052	0.0048	0.0058	0.0050	0.0050	0.0050	0.0051	0.0052
<i>P26</i>	0.0059	0.0052	0.0055	0.0061	0.0053	0.0051	0.0051	0.0052	0.0054
<i>P27</i>	0.0072	0.0069	0.0069	0.0071	0.0075	0.0072	0.0070	0.0070	0.0070
<i>P28</i>	0.0070	0.0068	0.0068	0.0071	0.0068	0.0068	0.0067	0.0068	0.0070
<i>P29</i>	0.0058	0.0056	0.0056	0.0057	0.0059	0.0056	0.0056	0.0057	0.0058
<i>P30</i>	0.0052	0.0050	0.0050	0.0052	0.0049	0.0049	0.0048	0.0049	0.0050

Sadece 20. portföyde anlamlı parametre değerleri üreten DVECH yöntemi ise geleneksel yöntemle göre söz konusu portföyün getiri tahminini daha iyi gerçekleştirememiştir. Örneklem içinde 0.0094 örneklem dışında ise 0.0201 hata kareleri ortalaması gerçekleştirmiştir. Yine örneklem içinde sırasıyla 0.0068 ve 3.059, örneklem dışında 0.0136 ve 6.4375 mutlak hata ortalaması ve mutlak hata yüzdesi ortalaması gerçekleştirmiştir. Bu sonuçlar göstermektedir ki, DVECH yöntemi örneklem içinde

geleneksele göre daha iyi bir performans gösterirken örneklem dışında çok daha başarısız bir performans göstermiştir. DVECH yöntemi örneklem dışında, diğer dinamik yöntemlere göre de daha başarısız bir performans göstermiştir.

4.5. Bulgular

Çalışmanın sonuçları, zamana bağlı değişen betaların geleneksel betaya göre daha iyi getiri tahmini gerçekleştirdiği yönündedir. Bu sonuç, Harvey (1989)'nin yüksek getirilerin yüksek kovaryanslarla ilişkili olduğu ve geleneksel modelin getirilerin dinamik hareketlerini yakalayabilmekten uzak olduğu yönündeki bulgusu ile paraleldir. Çalışma, zamana bağlı varyasyonun güçlü olduğunu tespit eden Bodurtha ve Mark (1991), geleneksel yöntemle göre koşullu korelasyonun daha iyi sonuçlar ürettiğini öne süren göre Engle (2012), kriz zamanlarında betaların yükseldiğini daha genel bir yaklaşımla betanın zamana bağlı değiştiğini öne süren Godeiro (2013) ve Bollerslev vd. (1988) ile paralellik göstermiştir.

Zamana bağlı değişen betaların performansı, statik betanın performansına üstünlük göstermiştir. HKOK'ya göre, DBEKK, CCC ve DCC yöntemleri örneklem içinde geleneksel yöntemle göre getiriye daha iyi tahmin etmiştir. Örneklem içinde HKOK'ya göre en iyi sonucu üreten pencere aralığı 120 günlük pencere aralığı olmuştur. Örneklem dışında da, hem MGARCH yöntemleri ile hem de yuvarlanan regresyon ile hesaplanan betalar statik betaya göre daha iyi sonuç vermiştir. Ancak CCC yöntemi ile hesaplanan beta diğer çok değişkenli GARCH yöntemlerine kıyasla daha fazla sayıda portföy için daha düşük hata ile daha başarılı getiri tahmini gerçekleştirmiştir. MHO yöntemine göre örneklem içinde 30 ve 60 günlük pencerelerle yuvarlanan yöntemle göre hesaplanan betalar hariç diğer tüm dinamik betalar geleneksel betadan daha iyi sonuç üretmiştir. Örneklem dışında ise CCC yöntemi, DBEKK yöntemine göre biraz daha fazla sayıda portföyde geleneksel yöntemle üstünlük göstermiş ancak dcc yöntemi ve yuvarlanan regresyon ile hesaplanan betalara kıyasla belirgin sayıda portföyde statik betaya üstünlük göstermiştir. MHYO yöntemine göre örneklem içinde mgarch betalar ile 30 ve 60 günlük pencereler hariç yuvarlanan regresyon yöntemleri yakın sayıda portföy için statik betadan daha iyi performans göstermiştir. Örneklem dışında ise, CCC ve DBEKK yakın sayıda portföy için statik betadan daha iyi performans gösterirken yuvarlanan regresyon yöntemlerinden 360 günlük pencere hariç diğer pencereler DBEKK ve CCC ile yakın düzeyde başarı göstermiştir.

Zamana bağlı değişen varyans ve kovaryansların sosyal, politik ve ekonomik olaylarla analizine göre Irak Savaşı'nın başlaması ve 2007 Ağustos ayında başlayıp 2008 krizinde derinleşen mortgage krizi ortalama kovaryansın en yüksek olduğu dönemlerdir. Ancak Mayıs

2006'da gelişmiş ülkelerin merkez bankalarının faiz arttırmalarından kaynaklanan kur şoku, 2011 yılında üye ülkelerin dış borçlarını ödeyememelerinden dolayı tüm Dünya borsaları gibi Türkiye Borsası'nın da etkilendiği dönemler varyans ve kovaryansın yükseldiği ve yapısal kırılmaların da gerçekleştiği dönemlerdir. Çalışmanın bu kısmının sonuçları, döviz kurlarının piyasa oynaklığında etkili olduğunu söyleyen Caner ve Önder (2005); sosyal, ekonomik ve politik olayların gelişmekte olan piyasaların oynaklığını arttırdığını öne süren Aggarwal vd. (1999); olumsuz politik ve sosyal olayların oynaklığı arttırdığını iddia eden Kim ve Mei (2001) ile uyumludur.

SONUÇ

Çalışmada, bir risk göstergesi olarak piyasa portföyü ve oluşturulmuş portföyler arasındaki değişen kovaryansın politik, sosyal ve ekonomik olaylarla analizi gerçekleştirilmiş ve bir başka risk göstergesi olan beta üzerinden değişik yöntemlerle getiri tahmini yapılmıştır. 2003 ve 2013 yılları arasında BIST TÛM’de işlem gören 154 adet hisse senedinden oluşan 30 portföyden getiri ve fiyat verisi olmak üzere 2 veri seti oluşturulmuştur. BIST 100 endeks fiyat ve getiri serisi, piyasa verisi olarak kullanılmıştır. İlk uygulama, fiyat verisi ile gerçekleştirilen yapısal kırılma testidir. Bai Perron yönteminin kullanıldığı uygulamada, piyasa verisi ve portföylerde 5 adet kırılma tespit edilmiştir. Kırılmalar Nisan 2005, Kasım 2005, Mayıs ve Haziran 2006, Ekim ve Kasım 2007, Ocak 2008, Ekim 2008, Mart sonu 2009, Mayıs 2010, Temmuz ve Ağustos 2011 ve Ağustos 2012’de tespit edilmiştir. 2009 ve 2012 yıllarındaki kırılmalar yukarı yönlü, diğerleri aşağı yönlüdür. 2005 yılında Türkiye piyasalarından sermaye çıkışının olması, 2006 yılında gelişmiş ülkelerin merkez bankalarının faiz arttırmalarından kaynaklanan kur şokları, 2007 ve 2008 yıllarında mortgage krizi, 2010 yılında Merkez Bankasının zorunlu karşılıkları arttırması nedenleriyle yapısal kırılmalar gerçekleşmiştir. 2011 yılında, Euro Bölgesinde AB’ye üye ülkeler arasında dış borçlarını ödemeyemeyenler nedeniyle ortaya çıkan kriz tüm Dünya borsalarını etkiledi. Kriz, Türkiye piyasalarında da aşağı yönlü bir yapısal kırılmayı gerçekleştirdi.

Uygulamanın ikinci bölümünde, sabit koşullu korelasyon yöntemine göre hesaplanan piyasa ve portföyler arasındaki ortalama kovaryansların zıplama yaptığı tarihlerdeki ekonomik, sosyal ve politik olaylar araştırılmıştır. Kovaryansların zıplama yaptığı tarihler yıllık bazda incelenmiş ve bu dönemlerde risk algısının arttığı öngörülmüştür. Risk algısını arttıracak olaylar araştırıldığında önemli ekonomik, sosyal ve politik olayların risk algısına etki etmiş olabileceği düşünülmüştür. Bunlardan en önemlileri, 2003 yılında başlayan 2. Irak Savaşı, diğeri ise 2007 Ağustos ayında başlayan ve 2008 Ekim ayında derinleşen mortgage krizidir. Kovaryans zıplamalarından bağımsız olarak yıllık bazda önemli olaylar incelenmeye devam edilmiş ve çalışmada da raporlanmıştır.

Uygulamanın üçüncü bölümünde, risk olgusu finansal varlık fiyatlama modelinin zamana bağlı değişen varyasyonları üzerinden incelenmiştir. İlk dinamik uygulama, yuvarlanan regresyon yöntemi ile, ikinci dinamik uygulama ise çok değişkenli GARCH yöntemi ile betaların her gün tekrar hesaplanmasıdır. Zamana bağlı değişen betanın, piyasa ile portföy arasındaki koşullu değişen kovaryansın piyasanın koşullu değişen varyansına

bölünmesiyle hesaplandığı yöntemde, koşullu değişen kovaryans ve koşullu değişen varyansı tahmin etmek üzere DVECH, DBEKK, sabit korelasyon yöntemi (CCC) ve dinamik korelasyon yöntemi (DCC) kullanılmıştır. DVECH ve DBEKK yöntemleri değişen kovaryansı direkt tahmin ederken, CCC ve DCC yöntemlerinde değişen kovaryans, korelasyon ve değişkenlerin varyansları dolaylı yoldan hesaplanmaktadır. DVECH ve DBEKK yöntemlerinin kovaryansı direkt olarak hesaplaması bu yöntemlerin diğer iki yönteme göre daha üstün bir özellik arz etmelerine neden oluyor gibi görünse de, bu iki modelin parametre ve işlem fazlalılığı gibi iki dezavantajı mevcuttur. İki modelden DVECH yönteminin DBEKK yöntemine göre bir ilave zayıflığı varyans-kovaryans matrislerinin pozitif tanımlı olamama ihtimalidir. CCC ve DCC yöntemlerinin üstünlükleri ise işlem ve parametre azlığı ve varyans-kovaryans matrislerinin daima pozitif tanımlı olabilmesidir. Koşullu finansal varlık fiyatlama modeline uygulandığında bu yöntemlerin hangisinin Türkiye piyasasında daha iyi bir sonuç üretebileceği bir bilinmeyendi. BIST TUM de işlem gören şirket hisselerinin 154 adedi ile rastgele oluşturulmuş her biri 15 hisse senedi içeren 30 portföy ile yapılan çalışmada, bu soruya cevap aranmıştır. Uygulamada örneklem içinde yöntemlerin tamamı geleneksel yönteme göre üstünlük gösterirken örneklem dışında CCC yöntemi, sadece geleneksel modele göre değil alternatif yöntemlere kıyasla da daha üstün bir performans göstermiştir. Bu da, Türkiye piyasasında CCC yönteminin diğer çok değişkenli GARCH yöntemlerine göre daha isabetli kovaryans ve varyans tahmini yaptığını düşündürüyor. Bunun yanında, CCC yönteminde korelasyonun sabit varsayılabilmesi için iki değişkenin standardize hata terimlerinin çarpımının beyaz dizi olması koşulu çalışmadaki portföylerde yerine gelmiştir. Bu da portföyler ile piyasa getirileri arasında sabit bir korelasyon olduğunu varsaymamızı ve bu yöntemle tahmin edeceğimiz kovaryansların daha doğru olabileceğini düşünmemize yol açmaktadır. Yuvarlanan regresyon yöntemleri içerisinde ise en iyi performansı gösteren yöntem 120 günlük pencere ile yuvarlanan regresyon yöntemi olmuştur.

Kurumsal yöneticiler için beta değeri, sadece sermaye yapısına karar verirken değil yatırım değerlendirmelerinde de yarar sağlamaktadır. Bu nedenle, betaların gerçeğe daha yakın tahmini önem kazanmaktadır. Çalışmanın bulguları, yatırımcıların karar verirken, statik beta değerleri yerine, MGARCH CCC yöntemi veya 120 günlük pencerelerle yuvarlanan regresyon yöntemi ile her dönem yeniden hesaplanan dinamik betaları baz almalarının daha doğru olacağını önermektedir.

Gelecekteki çalışmalarda, Kalman filtresi ve asimetric GARCH gibi alternatif yöntemlerle dinamik betaların hesaplanması, gün içindeki varyans ve kovaryans değişiminin

incelenerek, kapanış verilerinden ziyade gün içi hareketlerden toplulaştırılmış varyans ve kovaryans tahminleri yapılması ve bunların koşullu finansal varlık fiyatlama modeline entegre edilmiş olduğu araştırma modelleri üzerine çalışılması önerilmektedir.

KAYNAKÇA

- Abugri, B. A. (2008). "Empirical relationship between macroeconomic volatility and stock returns: Evidence from Latin American Markets", *International Review of Financial Analysis*, 17(2): 396 - 410
- Abu Orabi, M. M. ve Alqurran, T.A.A. (2015). "Effect of volatility changes on emerging stock markets: The case of Jordan", *Journal of Management Research*, 7(4): 132 - 143
- Aggarwal, R., Inclan, R. ve Leal, R. (1999). "Volatility in emerging stock markets", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34(1): 33 - 55
- Alberola, E., Chevallier, J. ve Cheze, B. (2008). "Price drivers and structural breaks in European carbon prices", *Energy Policy*, 36(2): 787-797
- Andrews, D. W. K. (1993). "Tests for parameter instability and structural change with unknown change point", *Econometrica*, 61(4): 81 - 856
- Ang, A. ve Chen, J. (2002). "Asymmetric correlations of equity portfolios", *Journal of Financial Economics*, 63(3): 443 - 494
- Asgharian, H. ve Hansson, B. (2000). "Cross-sectional analysis of Swedish Stock Market with time-varying beta: The Swedish Stock Market 1983-96". *European Financial Management*, 6(2): 213-233
- Avramov, D. (2002). "Stock return predictability and model uncertainty", *Journal of Financial Economics*, 64(3): 423 - 458
- Bai, J. ve Perron, P. (1998). "Estimating and testing linear models with multiple structural changes", *Econometrica*, 66(1): 47 - 78
- Bai, J. ve Perron, P. (2003). "Computation and analysis of multiple structural change models", *Journal of Applied Econometrics*, 18(1): 1 - 22
- Bailey, W. ve Chung, Y. P. (1995). "Exchange rate fluctuations, political risk and stock returns: Some evidence from an emerging market", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30(4): 541 - 561
- Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu, (2008). *ABD Mortgage Krizi*, Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu, Çalışma Tebliği Sayı 3, Ankara
- Banz, R. W. (1981). "The relationship between return and market value of common stocks", *Journal of Financial Economics*, 9(1): 3-18

- Basu, S. (1977). "Investment Performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the Efficient Market Hypothesis", *The Journal of Finance*, 32(3): 663 – 682
- Bauwens, L., Laurent, S. ve Rombouts, J. V. K. (2006). "Multivariate Garch models: A survey", *Journal of Applied Econometrics*, 21(1): 79-109
- Bekaert, G. ve Harvey, C. R. (1997). "Emerging equity market volatility", *Journal of Financial Economics*, 43(1): 29-78
- Ben-David, D., Lumsdaine, R. L. ve Papell, D. H. (2003). "Unit roots, postwar slowdowns and long-run growth: Evidence from two structural breaks", *Empirical Economics*, 28(2):303-319
- Berndt, E. K., Hall, B. H., Hall, R. E, Hausman, J. A. (1974). "Estimation and inference in nonlinear structural models", *Annals of Economic and Social Measurement*, 3(4): 103-116
- Bernstein, P. L. (2010). *Tanrılara Karşı Riskin Olağanüstü Tarihi*, Scala Yayıncılık, 5. Baskı, İstanbul
- Bertero, E. ve Mayer, C. (1990). "Structure and performance: Global interdependence of stock markets around the crash of October 1987", *European Economic Review*, 34(6): 1155 – 1180
- Bhandari, L. C. (1988). "Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence", *Journal of Finance*, 43(2): 507 - 528
- Bilson, C. M., Brailsford, T. J., Hooper, V. C. (2002). "The explanatory power of political risk in emerging markets", *International Review of Financial Analysis*, 11(1): 1–27.
- Bittlingmayer, G. (1992). "Stock returns, real activity, and the trust question", *The Journal of Finance*, 47(5): 1701 -1730
- Black, F. (1972). "Capital market equilibrium with restricted borrowing", *Journal of Finance*, 45(3): 444-455.
- Black, F., Jensen, M. C. ve Scholes, M. (1972). "The capital asset pricing model: Some empirical tests". Jensen, M.C. (ed.), *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger Publishers Inc, New York, 79-121.
- Blume, M. ve Friend, I. (1973). "A new look at the capital asset pricing model", *Journal of Finance*, 51(1): 55-84
- Bodurtha, J. N. Jr. ve Mark, N. C. (1991). "Testing the CAPM with time-varying risks and returns", *The Journal of Finance*, 46(4): 1485 - 1505

- Bollerslev, T., Engle, R. F. ve Woolridge, J. M. (1988). "A capital asset pricing model with time varying covariances", *Journal of Political Economy*, 96(1): 116-131
- Bollerslev, T. (1990). "Modelling the coherence in the short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH model", *The Review of Economics and Statistics*, 72(3): 498 - 505
- Braun, P. A., Nelson, D.B. ve Sunier, A. M. (1995). "Good news, bad news, volatility and betas", *The Journal of Finance*, 50(5): 1575-1603
- Breeden D. T. (1979). "Intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities", *Journal of Financial Economics*, 7(3): 265-96
- Breeden D. T., Gibbons, M. R. ve Litzenbergenderser, R. H. (1989). "Empirical tests of the consumption oriented CAPM", *The Journal of Finance*, 44(2), 231-262
- Brooks C. (2002). *Econometrics for Finance*, Cambridge University Press, New York
- Brooks, R. D., Faff, R. W. ve McKenzie, M. D. (1998). "Time-varying beta risk of Australian industry portfolios: A comparison of modeling techniques", *Australian Journal of Management*, 23(1): 1-23
- Brooks, R. D., Faff, R. W., McKenzie, M. D. ve Ho, Y. K. (2000). "U.S. banking sector risk in an era of regulatory change: A bivariate GARCH approach", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 14(1): 17-43
- Cao, Q., Leggio, K. B. ve Schniederjans, M. J., (2005). "A comparison between Fama and French's model and artificial neural networks in predicting the Chinese Stock Market", *Computer and Operations Research*, 32(10): 2499-2512
- Campbell, J. Y. (1987). "Stock returns and the term Structure", *Journal of Financial Economics*, 18(2): 373-399
- Caner, S. ve Önder, Z. (2005). "Sources of volatility in stock return in emerging market", *Applied Economics*, 37(8): 929-941.
- Capaul, C., Rowley, I. ve Sharpe, W. F. (1993). "International value and growth stock returns", *Financial Analysts Journal*, 49(1): 27 - 36
- Cappiello, L., Engle, R. F. Ve Sheppard, K. (2006). "Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns", *Journal of Financial Econometrics*, 4(4): 537 - 572
- Cass, D. ve Stiglitz, J., (1970). "The structure of investor preferences and asset return separability in portfolio selection: A contribution to the pure theory of mutual funds", *Journal of Economic Theory*, 2: 122 - 160

- Chakrabarti, R. ve Roll, R. (2002). "East Asia and Europe during the 1997 Asian Collapse: a clinical study of a financial crisis", *Journal of Financial Markets*, 18(1): 1–30.
- Chan, L. K .C., Hamao, Y. ve Lakonishok, J. (1991). "Fundamentals and stock returns in Japan", *The Journal of Finance*, 46(5): 1739 - 1764
- Chancharat, S. ve Valadkhani, A. (2007). "Structural breaks and testing for the random walks hypothesis in international stock prices", *Journal of the Korean Economy*, 8(1):21-38
- Chen, N., (1983). "Some empirical tests of the theory of arbitrage pricing theory", *The Journal of Finance*, 38(5): 1393 - 1414
- Chen, W. S., Gerlach, R. H. ve Lin, A. M. H. (2011). "Multi-regime nonlinear capital asset pricing model", *Quantitative Finance*, 11(9): 1421-1438
- Chen, W. S., Roll, R. ve Ross, S. A. (1986). "Economic forces and the stock market", *The Journal of Business*, 59(3): 383 - 403
- Choudry, T. ve Wu, A. H. (2008). "Forecasting ability of GARCH vs Kalman Filter method: Evidence from daily UK time-varying beta", *Journal of Forecasting*, Vol 27, No 8, (2008), 670 - 689
- Clark, J. C. (1991). *Investments*, McGraw Hill International Editions, Singapur, Beşinci baskı,
- Copeland T. E., Weston J. F. ve Shastri K. (2005). *Financial Theory and Corporate Policy*, The Addison Wesley Series in Finance, Boston, dördüncü baskı
- Cutler, D. ve Poterba, J. ve Summers, L. (1989). "What moves stock prices?", *The Journal of Portfolio Management*, 15(3): 4-11.
- Çakan, E. ve Özmen E., (2002). "Policy regime change and structural breaks in the velocity of money: the Turkish evidence", *Applied Economic Letters*, 9(11):759-762
- Çatık, A. N. (2006). "Yapısal kırılma altında para telebinin istikrarı", *Ege University Working Papers in Economics 2006*, 6(11):1-15
- Dalgıç, C. (2013). *Risk Bileşenleri Analizi: IMKB’de bir Uygulama*, İktisadi Araştırmalar Vakfı Yayınları, İstanbul
- De Santis, G. ve Gerard, B. (1997). "International asset pricing and portfolio diversification with time-varying risk", *Journal of Finance*, 52(5): 1881-1912
- Dean W. G. ve Faff, R. W. (2001). "The relationship between market return and variance: An Australian perspective", *Accounting and Finance*, 41(3): 169-196
- Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons Inc, ABD

- Engel, C. M. (1994). "Tests of CAPM on an international portfolio of bonds and stocks", J.A. Frankel (ed.), *The Internationalization of Equity markets*, University of Chicago Press, Chicago, 149 - 183
- Engel, C. M., Frankel, J. A., Kenneth, A. F. ve Rodrigues, A. P. (1995). "Tests of conditional mean-variance efficiency of the US Stock Market", *Journal of Empirical Finance*, 2(1): 3-18
- Engle, R. F., Lilien, D. M. ve Robins, P. R. (1987). "Estimating time varying risk premia in the term structure: The Arch-M Model", *Econometrica*, 55(2): 391 -407
- Engle, R. F. ve Kroner, K. F. (1995). "Multivariate simultaneous generalized ARCH", *Econometric Theory*, 11(1): 122 - 150
- Engle, R. (2002). "Dynamic Conditional Correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticite models", *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3): 339 - 350
- Engle, R. F. (2012). "Dynamic conditional beta", working paper, New York University,(2012)
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2084872 (erişim tarihi: 27.12.2015)
- Engle R. F ve Kelly, B. (2012). "Dynamic equicorrelation", *Journal of Business and Economic Statistics*, 30(2): 212-228
- Fabozzi, F. J. ve Francis, J. C. (1978). "Beta as a random coefficient", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 3(1): 101-116
- Faff, R. ve Chan, H. (1998). "A test of the intertemporal CAPM in the Australian equity market", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8(2): 175 - 188
- Fama, E. F. ve MacBeth, J. D. (1973). "Risk, return and equilibrium: Empirical tests", *Journal of political economy*, 81(3): 607 – 636
- Fama, E. F. ve French R. K. (1992). "The cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance*, 47(2): 427-465
- Fama, E. F. ve French R. K. (2004). "The capital asset pricing model: Theory and evidence." *Journal of Economic Perspectives*, 18(3): 25-46
- Fama, E. F. ve French R. K. (2015). "A five-factor asset pricing model", *Journal of Financial Economics*, 116(1): 1-22
- Ferson, W. E., Kandel, S. ve Stambaugh, R. F. (1987). "Tests of the asset pricing with time varying risk premiums and market Beta", *Journal of Finance*, 42(2): 201-220

- Forbes, K. J. ve Rigobon, R. (2002). "No contagion, only interdependence: Measuring stock market movements", *The Journal of Finance*, 57(5): 2223-2261
- Frankel, J. A. (1982). "In search of the exchange risk premium: A six currency test assuming mean-variance optimization ", *Journal of International Money and Finance*, 1(1): 255-274
- French, K. R., Schwert, G.W. ve Stambaugh, R.F. (1987). "Expected stock returns and volatility", *Journal of Financial Economics*, 19(1): 3-29
- Gehr, A., Jr. (1975). "Some tests of the arbitrage pricing theory", *Journal of the Midwest Finance Association*, 7: 91-105
- Ghysels, E. (1998). "On stable factor structures in the pricing of risk: Do time-varying betas help or hurt?", *The Journal of Finance*, 53(2): 549-573
- Gibbons, M. ve Ferson, W. (1985). "Testing asset pricing models with changing expectations and an unobservable market portfolio", *Journal of Financial Economics*, 14(2): 217 - 236
- Giovannini, A. ve Jorion , P. (1989). "The time variation of risk and return in the foreign exchange and stock markets", *The Journal of Finance*, 44(2): 307-325
- Glejser, H. (1969). "A new test for heteroscedasticity", *Journal of the American Statistical Association*, 64(325): 316-323
- Godeiro, L. L. (2013). "Testing the CAPM for the Brazilian Stock Market using multivariate GARCH between 1995 and 2012", *International Journal of Econometrics and Financial Issues*, 3(2): 253-275
- Goeij, P. D. ve Marquering, W. (2004). "Modelling conditional covariance between stock and bond returns: A Multivariate GARCH Approach", *Journal of Financial Econometrics*, 2(4): 531-564
- Granger, C. W. J., Huang, B. N. ve Yang, C. W. (2000). "A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asian flu", *The Quarterly Review of Economics and Finance* ", 40(3): 337 – 354
- Groenewald, N. ve Fraser, P. (1999). "Time-varying estimates of CAPM betas", *Mathematics and Computers in Simulation*, 48(4-6): 531-539
- Grossman S. J. ve Stiglitz J. E. (1980). "On the impossibility of informationally efficient markets", *American Economic Review*, 70(3): 393-408
- Guo H. (2006). "On the out-of-sample predictability of stock market returns", *The Journal of Business*, 79(2): 645 - 670

- Hansen, L. P. ve Richard, S. F. (1987). "The role of conditioning information in deducing testable restrictions implied by dynamic asset pricing models", *Econometrica*, 55(3): 587-613
- Hardouvelis, G. A., Malliaropoulos, D. ve Priestley, R. (2006). "EMU and European stock market integration", *The Journal of Business*, 79(1): 365 - 392
- Harvey, C. R. (1989). "Time-varying conditional covariances in tests of asset pricing Anomalies", *Journal of Financial Economics*, 24(2): 289 – 317
- Hill, R. C., Griffiths W. E. ve Lim, G. C. (2008). *Principles of Econometrics*, John Wiley & Sons, Inc, ABD
- Jegadeesh, N. ve Titman, S. (1993). "Returns To buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency", *The Journal of Finance*, 48(1): 65-91.
- İstanbul Ticaret Odası İلمي Etüdler Derneđi. (2011). 2000 Sonrası Türkiye İktisadının Deđişimi, İstanbul
- Kaplanis, E. C. (1988). "stability and forecasting of the comovement measures of international stock market returns", *Journal of International Money and Finance*, 7(1): 63-75
- Keim, D. B. ve Stambaugh, R. F. (1986). "predicting returns in the stock and bond market", *Journal of Financial Economics*, 17(2): 357-390
- Khositkulporn, P. (2013). *The factors affecting stock market volatility an contagion: Thailand and South East Asia evidence*. Yayınlanmamış Doktora Tezi. Victoria University, Melbourne
- Kim, H. ve Mei, J. (2001). "What makes the stock market jump? An analysis of political risk on Hong Kong market returns", *Journal of International Money and Finance*, 20(7): 1003-1016
- King, M. A. ve Whadwhani, S. (1990). "Transmission of volatility between stock markets", *The Review of Financial Studies*, 3(1): 5 – 33
- Knif, J., Kolari, J. ve Pynnönen, S. (2005) "What drives correlation between stock market returns? International evidence" , Working paper
http://www.uva.fi/fi/research/publications/publicationseries/old/knif_ym_fullpaper.pdf (erişim tarihi: 17.07.2016)
- Koch, P. D. ve Koch, T. W. (1991). "Evolution in dynamic linkages across daily national stock indexes", *Journal of International Money and Finance*, 10(2): 231 - 251
- Konuralp, G. (2001). *Sermaye Piyasaları Analizler, Kuramlar ve Portföy Yönetimi*, Alfa Yayınları, İstanbul

- Kuzu, S. (2013).*Yapısal Kırılmaları Göz Önüne Alarak Türk İmalat Sanayi Ekonomik Değişkenleri Arasında Uzun Dönemli İlişkilerin Araştırılması*, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul
- Lee, A. C. ve Lee, C. F. (2006), *Encyclopedia of Finance*, Springer, New York, birinci baskı, <http://www-bcf.usc.edu/~ferson/papers/CH9.PDF> (erişim tarihi: 27.12.2015)
- Lee, J. ve Strazizich, M. C. (2003). “Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks”, *Review of Economics and Statistics*, 85(4):1082 - 1089
- Lee, J. ve Strazizich, M. C. (2004). “Minimum LM unit root test with one structural break”, No 04 – 17, *working paper*, Department of Economics, Appalachian State University, <http://EconPapers.repec.org/RePEc:apl:wpaper:04-17> (erişim tarihi: 06.08.2017)
- Ling, T. Y., Nor, A. H. S. M., Saud, N. A. ve Ahmad, Z., (2013). “Testing for unit roots and structural breaks: Evidence from selected ASEAN macroeconomic time series”, *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 4(4):230-237
- Lintner, J. (1965). “The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets”, *The Review of Economic Statistics*, 47(1): 13-37
- Litzenberger, R. H. ve Ramaswamy, K. (1979). “The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices”, *Journal of Financial Economics*, 7(2), 163 - 196
- Longin, F. ve Solnik, B. (1995). “Is the correlation in international equity returns constant: 1960 – 1990?”, *Journal of International Money and Finance*, 14(1): 3 - 26
- Longin, F.ve Solnik, B. (2001). “Extreme correlation of international equity markets”, *The Journal of Finance*, 56(2): 649 - 676
- Lumsdaine, R. L. ve Papell, D. H. (1997). “Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis”, *Review of Economics and Statistics*, 79(2): 212 - 218
- Mankiw N. G. ve Shapiro, M. D. (1986). “Risk and Return: Consumption beta versus market beta”, *The Review of Economics and Statistics*, 68: 452-459
- Markowitz, H. M. (1952). “Portfolio selection”, *Journal of Finance*, 7(1): 77-91
- Mei, J. ve Guo, L. (2004). “Political uncertainty, financial crisis and market volatility”, *European Financial Management*, 10(4): 639 - 657
- Merton, R. C. (1973). “An intertemporal capital asset pricing model”, *Econometrica*, 41(5): 867 - 887
- Merton, R. C. (1980). “On estimating the expected return on the market”, *Journal of Financial Economics*, 8(4): 323-361

- Morelli, D. (2003). "Capital asset pricing model on UK securities using ARCH", *Applied Financial Economics*, 13(3): 211-223
- Mossin, J. (1966). "Equilibrium in a capital asset market", *Econometrica*, 34(4): 768-783
- Nelson, D. B. (1991). "Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new approach", *Econometrica*, 59(2): 347 - 370
- Ndirangu, L., Garcia, C. ve Gitau, C. (2014). "Evidence of structural breaks in Kenya macroeconomic variables", CSAE Konferansı, 23-25 Mart 2014, s. 1-30
- Ng, L. (1991). "Tests of the CAPM with time-varying covariances. A Multivariate GARCH approach", *Journal of Finance*, 46(4): 1507-1521
- Ng, D. T. (2004). "The international CAPM when expected returns are time-varying", *Journal of International Money and Finance*, 23(2): 189-230
- Özçam, M. (1997). *An Analysis of Macroeconomic Factors That Determine Stock Returns in Turkey*, Sermaye Piyasası Kurulu Yayınları, Ankara
- Öztek, M. F. (2013). "Modelling Co-movements Among Financial Markets: Applications of Multivariate Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Smooth Transitions in Conditional Correlations", Yayınlanmamış Doktora Tezi, Ortadoğu Teknik Üniversitesi, Ankara
- Perron, P. (1989). "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis", *Econometrica*, 57(6): 1361 - 1401
- Perron, P. (1997). "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables", *Journal of Econometrics*, 80(2): 255 - 385
- Poterba, J. M. ve Summers, L. H. (1986). "The persistence of volatility and and stock market fluctuations", *The American Economic Review*, 76(5): 1142-1151
- Pratt, J. W. (1964). "Risk aversion in the small in the large", *Econometrica*, 32(1-2): 122 – 136
- Rachev, S. T., Mittnik, S., Fabozzi, F. J., Focardi, S. M. ve Jasic, T. (2007). *Financial Econometrics*, John Wiley & Sons, Inc, ABD
- Ramchand, L. ve Susmel, R. (1998). "Volatility and cross correlation across major stock markets", *Journal of Empirical Finance*, 5(4): 397 - 418
- Reinganum, M. R. (1981). "The arbitrage pricing theory: Some empirical results", *The Journal of Finance*, 36(2): 313 – 321
- Reyes, M. G. (1999). "Size, time-varying beta, and conditional heteroscedasticity in UK stock returns", *Review of Financial Economics*, 8(1): 1-10

- Rivera, G. G. (1996). "Time varying risk: The case of the American computer industry", *Journal of Empirical Finance*, 2(4): 333-342
- Ross, S. A. (1976). "The arbitrage theory of capital asset pricing", *Journal of Economic Theory*, 13(3): 341 - 360
- Roll, R. ve Ross, S. A. (1980). "An empirical investigation of the arbitrage pricing theory", *The Journal of Finance*, 35(5): 1073 – 1103
- Rudolph, M. ve Ziemba, W. T. (2004). "Intertemporal surplus management", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28(5): 975 - 990
- Sak, G. ve Acar, O. (2006). *2006 Mayıs Çalkantısı 2003 ve 2004'teki Çalkantılardan Nasıl Farklı?*, Türkiye Ekonomi Politikaları Araştırma Vakfı,
- Sarıkamış, C. (2000). *Sermaye Pazarları*, Alfa Yayınları, İstanbul, Dördüncü baskı
- Sevüktekin, M. ve Nargeleşkenler, M. (2007). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*. Nobel Yayın Dağıtım, Ankara
- Schwert, G. W. ve Seguin, P. J. (1990). "Heteroskedasticity in stock returns", *The Journal of Finance*, 45(4): 1129 - 1155
- Sharpe, W. (1963). "A simplified model for portfolio analysis", *Management Science*, 9(2): 277-293
- Sharpe, W. (1964). "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk", *The Journal of Finance*, 19(3): 425-442
- Sharpe, W. ve Cooper, G. M. (1972). "Risk – return classes of New York Stock Exchange common stocks, 1931 – 1967", *Financial Analysts Journal*, 28(2): 46 - 81
- Sambaugh, R. F. (1982). "On the exclusion of assets from tests of the two-parameter model: A sensitivity analysis", *Journal of Financial Economics*, 10(3): 237 - 268
- Strazizich, M. C., Lee, J. ve Day, E. (2004). "Are incomes converging among OECD countries? Time series evidence with two structural breaks", *Journal of Macroeconomics*, 26(1): 131 - 145
- Tashman, L. J. (2000). "Out-of-sample tests of forecasting accuracy: An analysis and Review", *International Journal of Forecasting*, 16(4): 437 – 450
- Timmermann, A. (2001). "Structural breaks, incomplete information and stock prices", *Journal of Business and Economic Statistics*, 19(3): 299-314
- Tsay, R. S. (2005). *Analysis of Financial Time Series*, Wiley-Interscience, ABD, second edition
- Tse, Y. K. (2000). "A test for constant correlations in a multivariate GARCH model", *Journal of Econometrics*, 98(1): 107-127

- Tse, Y. K. ve Tsui, A. K. C. (2002). "A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations", *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3): 351-362
- Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, Denetleme Kurulu Raporu, 2006, Ankara
- Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, Yıllık Rapor, 2007, Ankara
<http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/a5dd65c1-7a27-4116-be1f-60b01981f680/07turkce.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-a5dd65c1-7a27-4116-be1f-60b01981f680-krjIQdo> (erişim tarihi: 24.06.2017)
- Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, Yıllık Rapor, 2009, Ankara
<http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/f18ef4ae-fcbe-435a-968c-7d423e80657e/09turkce.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-f18ef4ae-fcbe-435a-968c-7d423e80657e-krjJQ0p> (erişim tarihi: 24.06.2017)
- Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, Yıllık Rapor, 2011, Ankara
<http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/efba3aa3-1b38-45ce-8431-96b5e43ec984/11turkce.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-efba3aa3-1b38-45ce-8431-96b5e43ec984-krjKmQk> (erişim tarihi: 24.06.2017)
- Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, Yıllık Rapor, 2012, Ankara
<http://www3.tcmb.gov.tr/yillikrapor/2012/files/tr-full.pdf> (erişim tarihi: 24.06.2017)
- Üstünel, E. İ. (2000). *Durağan Portföy Analizi ve IMKB Verilerine Uygulanması*, IMKB Yayınları, Ankara
- Von Furstenberg, G. M., Jeon, B. N., Mankiw, N. G. ve Shiller, R. J. (1989). "International stock price movements: Links and messages", 20(1): 125 - 180
- Wafia, H. A. (2013). *The effects of financial contagion, bubbles and monetary policy on the stock markets of the Middle East and North Africa region*, Yayınlanmamış Doktora Tezi, University of Essex
- Wang, K. Q. (2003). "Asset pricing with conditioning information: A new test", *The Journal of Finance*, 58(1): 161-196
- Westerlund, J. (2006). "Testing for panel cointegration with multiple structural breaks", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(1): 101-132
- Yıldırım, B. (2010). *Yapısal Kırılma Durumunda Birim Kök Testleri ve Gelir Yakınsaması Analizi: Avrupa Birliği'ne Üye ve Aday Ülkeler İçin*, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul

Zivot, E. ve Andrews, D. W. K. (1992). "Further evidence on great crash, the oil-price shock and the unit-root hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3): 251 - 270

http://www3.kalkinma.gov.tr/DocObjects/View/12895/eko_gel_temmuz_2011.pdf (erişim tarihi: 24.06.2017)

<http://muhasebeturkorg/ecopedia> (erişim tarihi: 13.05.2015)

www.epdk.gov.tr (erişim tarihi: 01.02.2017)

P2, P9, P14, P22 ve P27 portföylerinin 14. gecikmeleri ve P30'un 20. gecikmesi anlamlıdır.

Tablo 1. Portföylerin Otoregresif Süreçlerindeki Anlamlı Gecikmeler: Gecikme Katsayısı, t Değeri ve p Değeri

	<i>AR (14)</i>			<i>AR (20)</i>		
	<i>katsayı</i>	<i>t</i>	<i>(p)</i>	<i>katsayı</i>	<i>t</i>	<i>(p)</i>
<i>P2</i>	0.057	2.746	0.006			
<i>P9</i>	0.053	2.543	0.011			
<i>P14</i>	0.044	2.110	0.035			
<i>P22</i>	0.044	2.106	0.035			
<i>P27</i>	0.047	2.259	0.024			
<i>P30</i>				-0.050	-2.398	0.017

Not: katsayı: gecikme katsayısı, t: katsayının t değeri, p: t değerinin anlamlılık düzeyi

EK 2 – MGARCH CCC YÖNTEMİNE GÖRE PORTFÖYLER İLE PİYASA PORTFÖYÜ STANDARDİZE HATA TERİMLERİ ANALİZİ

Tablo 2. İki değişkenli ccc garch yöntemine göre seçilen portföy (P1, ..., P30) ile piyasa portföyünün (PM) standardize hata terimlerinin çarpımlarının X^2 değeri ile ölçülen otokorelasyonu

Otokorelasyon Gecikmeler	z1*zm		z2*zm		z3*zm		z4*zm		z5*zm	
	χ^2	p	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri
1	0.002	0.966	0.002	0.968	0.071	0.790	0.299	0.584	0.070	0.791
2	0.048	0.976	0.344	0.842	0.683	0.711	0.391	0.822	0.571	0.752
3	0.319	0.956	0.533	0.912	1.070	0.784	0.541	0.910	0.710	0.871
4	1.190	0.880	1.474	0.831	2.973	0.562	1.584	0.812	1.563	0.815
5	1.305	0.934	1.889	0.864	2.995	0.701	1.844	0.870	1.599	0.901
6	2.362	0.884	3.926	0.687	4.326	0.633	3.796	0.704	2.606	0.856
7	2.930	0.891	7.195	0.409	5.382	0.613	7.188	0.410	4.257	0.750
8	4.563	0.803	9.406	0.309	6.821	0.556	8.885	0.352	5.182	0.738
9	4.777	0.853	9.763	0.370	7.380	0.598	9.398	0.401	5.232	0.814
10	11.041	0.354	24.918	0.006	19.020	0.040	16.189	0.094	19.304	0.037
11	11.082	0.436	25.263	0.008	19.113	0.059	16.565	0.121	19.353	0.055
12	11.338	0.500	25.267	0.014	19.163	0.085	16.685	0.162	19.457	0.078
13	11.367	0.580	25.291	0.021	19.177	0.118	16.917	0.203	19.460	0.110
14	12.078	0.600	29.360	0.009	25.082	0.034	23.583	0.051	28.733	0.011
15	13.281	0.581	31.155	0.008	27.551	0.025	27.634	0.024	30.127	0.011
16	13.391	0.644	32.105	0.010	27.551	0.036	28.753	0.026	31.194	0.013
17	14.203	0.653	33.148	0.011	29.472	0.030	29.132	0.033	31.658	0.017
18	14.428	0.701	33.200	0.016	29.523	0.042	29.854	0.039	31.839	0.023
19	14.683	0.743	33.230	0.023	29.675	0.056	29.971	0.052	31.978	0.031
20	14.832	0.786	33.279	0.031	30.238	0.066	30.051	0.069	32.013	0.043
21	14.832	0.831	33.292	0.043	30.239	0.087	30.077	0.090	32.050	0.058
22	14.833	0.869	33.330	0.057	30.266	0.112	30.078	0.117	32.724	0.066
23	14.844	0.900	33.335	0.075	30.270	0.142	30.147	0.145	33.315	0.076
24	14.990	0.921	33.467	0.095	30.563	0.167	30.602	0.166	33.315	0.098
25	15.123	0.938	33.651	0.116	30.584	0.203	31.099	0.186	33.393	0.122
26	15.148	0.955	33.892	0.138	30.939	0.231	32.176	0.187	33.608	0.145
27	15.407	0.963	34.517	0.152	31.123	0.266	33.668	0.176	34.156	0.162
28	15.407	0.974	34.523	0.184	31.237	0.307	34.028	0.200	34.327	0.190
29	15.796	0.978	34.781	0.212	31.722	0.332	34.745	0.213	34.733	0.213
30	16.164	0.981	35.472	0.226	33.059	0.320	36.507	0.192	35.203	0.235
31	16.602	0.984	35.663	0.258	33.621	0.342	37.205	0.205	35.754	0.255
32	16.825	0.987	35.989	0.287	33.739	0.383	37.390	0.235	35.797	0.295
33	16.833	0.991	36.037	0.328	33.769	0.430	38.209	0.245	35.812	0.338
34	16.864	0.994	36.084	0.371	33.846	0.475	38.247	0.283	35.812	0.383
35	16.912	0.996	36.347	0.406	34.099	0.511	38.297	0.322	35.902	0.426
36	16.913	0.997	36.360	0.452	34.199	0.554	38.760	0.346	36.107	0.464

Not: zm, z1...z30: standardize hata terimleri, χ^2 : otokorelasyon ölçüsü, p değeri: χ^2 anlamlılık düzeyi

Tablo 2. İki değişkenli ccc garch yöntemine göre seçilen portföy (P1, ..., P30) ile piyasa portföyünün (PM) standardize hata terimlerinin çarpımlarının X^2 değeri ile ölçülen otokorelasyonu

Otokorelasyon Gecikmeler	z6*zm		z7*zm		z8*zm		z9*zm		z10*zm	
	Q stat	χ^2	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri
1	0.094	0.759	0.372	0.542	0.078	0.781	0.030	0.863	0.016	0.900
2	0.749	0.688	0.561	0.755	0.121	0.941	0.193	0.908	0.174	0.917
3	0.922	0.820	0.728	0.867	0.326	0.955	0.460	0.928	0.549	0.908
4	1.506	0.826	2.190	0.701	1.664	0.797	1.249	0.870	2.362	0.670
5	1.506	0.912	2.191	0.822	1.668	0.893	1.263	0.939	2.368	0.796
6	3.073	0.800	4.061	0.668	2.961	0.814	2.087	0.912	3.409	0.756
7	4.939	0.667	7.168	0.412	4.619	0.706	3.688	0.815	6.361	0.498
8	6.352	0.608	8.031	0.430	5.659	0.685	4.689	0.790	7.367	0.498
9	6.418	0.697	8.031	0.531	5.875	0.752	4.709	0.859	7.441	0.591
10	18.053	0.054	15.100	0.128	25.045	0.005	28.014	0.002	18.965	0.041
11	18.107	0.079	15.591	0.157	25.273	0.008	28.277	0.003	18.971	0.062
12	18.568	0.099	15.723	0.204	25.403	0.013	28.286	0.005	19.016	0.088
13	18.570	0.137	15.987	0.250	25.404	0.020	28.303	0.008	19.160	0.118
14	24.670	0.038	26.081	0.025	32.200	0.004	38.017	0.001	27.976	0.014
15	27.038	0.028	29.601	0.013	33.479	0.004	40.273	0.000	31.103	0.009
16	27.194	0.039	30.327	0.016	34.149	0.005	40.452	0.001	31.468	0.012
17	30.026	0.026	30.436	0.023	35.145	0.006	41.754	0.001	32.028	0.015
18	30.098	0.037	30.962	0.029	35.364	0.009	42.480	0.001	32.670	0.018
19	30.393	0.047	31.063	0.040	35.425	0.012	42.493	0.002	32.707	0.026
20	30.543	0.062	31.064	0.054	35.509	0.018	42.613	0.002	32.850	0.035
21	30.554	0.081	31.067	0.073	35.704	0.024	42.709	0.003	32.964	0.047
22	31.701	0.083	31.604	0.084	36.726	0.025	42.755	0.005	33.063	0.061
23	31.743	0.106	31.900	0.102	36.734	0.035	42.834	0.007	33.069	0.080
24	31.835	0.131	32.076	0.125	36.736	0.046	42.921	0.010	33.152	0.101
25	32.047	0.157	33.030	0.130	37.201	0.055	42.927	0.014	33.232	0.125
26	32.242	0.185	33.357	0.152	37.649	0.065	43.129	0.019	33.509	0.148
27	32.995	0.197	33.481	0.182	37.852	0.080	43.325	0.024	33.950	0.168
28	33.046	0.234	33.491	0.218	37.877	0.101	43.377	0.032	33.950	0.203
29	33.529	0.257	34.090	0.236	38.041	0.121	43.488	0.041	34.622	0.217
30	34.520	0.261	35.411	0.228	38.989	0.126	44.584	0.042	35.714	0.218
31	34.942	0.286	35.845	0.252	39.120	0.150	44.840	0.052	36.401	0.232
32	34.997	0.328	36.305	0.275	39.253	0.177	44.990	0.064	36.748	0.258
33	34.999	0.373	36.357	0.315	39.274	0.209	45.379	0.074	36.755	0.299
34	35.117	0.415	36.426	0.356	39.504	0.237	45.442	0.091	36.771	0.342
35	35.313	0.453	36.486	0.400	39.516	0.275	46.000	0.101	37.095	0.373
36	35.337	0.500	36.582	0.442	39.660	0.310	46.088	0.121	37.144	0.416

Not: zm, z1...z30: standardize hata terimleri, χ^2 : otokorelasyon ölçüsü, p değeri: χ^2 anlamlılık düzeyi

Tablo 2. İki değişkenli ccc garch yöntemine göre seçilen portföy (P1, ..., P30) ile piyasa portföyünün (PM) standardize hata terimlerinin çarpımlarının X^2 değeri ile ölçülen otokorelasyonu

Otokorelasyon Gecikmeler	z11*zm		z12*zm		z13*zm		z14*zm		z15*zm	
	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri
1	0.019	0.892	0.097	0.755	0.150	0.699	0.411	0.521	0.027	0.870
2	0.306	0.858	0.144	0.931	0.808	0.668	0.572	0.751	0.034	0.983
3	0.889	0.828	0.278	0.964	1.065	0.785	0.669	0.881	0.910	0.823
4	2.215	0.696	0.501	0.973	2.042	0.728	1.624	0.805	1.524	0.822
5	2.418	0.789	0.722	0.982	2.044	0.843	1.650	0.895	1.525	0.910
6	3.547	0.738	2.336	0.886	4.146	0.657	1.831	0.935	2.346	0.885
7	6.163	0.521	3.872	0.794	6.650	0.466	3.104	0.875	5.208	0.635
8	7.682	0.465	5.858	0.663	7.906	0.443	4.303	0.829	6.869	0.551
9	7.856	0.549	5.932	0.747	8.006	0.534	4.334	0.888	7.173	0.619
10	22.932	0.011	9.746	0.463	31.563	0.000	12.149	0.275	14.325	0.159
11	23.063	0.017	10.010	0.529	31.927	0.001	12.316	0.340	14.465	0.208
12	23.135	0.027	10.010	0.615	31.938	0.001	12.574	0.401	14.890	0.247
13	23.156	0.040	10.011	0.693	31.990	0.002	12.618	0.478	14.975	0.309
14	33.525	0.002	19.369	0.151	37.573	0.001	17.379	0.237	24.811	0.036
15	35.447	0.002	21.375	0.125	39.209	0.001	18.691	0.228	27.447	0.025
16	35.663	0.003	21.768	0.151	40.244	0.001	18.950	0.271	27.743	0.034
17	37.753	0.003	23.337	0.139	41.179	0.001	19.621	0.294	28.552	0.039
18	39.115	0.003	23.685	0.166	42.373	0.001	19.999	0.333	29.243	0.045
19	39.133	0.004	24.073	0.193	42.475	0.002	20.026	0.393	30.255	0.049
20	39.133	0.006	24.078	0.239	42.493	0.002	20.065	0.454	31.184	0.053
21	39.135	0.009	24.364	0.276	42.500	0.004	20.066	0.517	31.187	0.071
22	40.559	0.009	24.365	0.328	42.825	0.005	20.837	0.531	31.787	0.081
23	40.562	0.013	24.421	0.381	43.001	0.007	20.841	0.591	31.814	0.104
24	40.642	0.018	25.005	0.406	43.031	0.010	20.982	0.640	31.815	0.132
25	40.691	0.025	25.153	0.454	43.257	0.013	21.274	0.677	32.031	0.157
26	40.989	0.031	25.520	0.490	44.290	0.014	21.487	0.716	32.590	0.174
27	41.463	0.037	26.056	0.516	44.445	0.019	21.874	0.744	33.750	0.173
28	41.478	0.049	26.056	0.570	44.570	0.024	21.910	0.785	33.770	0.209
29	41.759	0.059	26.429	0.602	44.826	0.031	22.480	0.800	33.897	0.243
30	43.182	0.056	29.240	0.505	45.568	0.034	22.515	0.835	35.162	0.237
31	43.622	0.066	29.810	0.527	46.116	0.040	22.596	0.863	36.104	0.242
32	43.676	0.082	30.395	0.548	46.174	0.050	22.610	0.890	36.605	0.263
33	43.678	0.101	30.396	0.597	46.463	0.060	22.657	0.912	36.614	0.305
34	43.843	0.120	30.576	0.636	46.757	0.071	22.667	0.931	36.619	0.348
35	43.955	0.143	30.822	0.670	47.354	0.079	22.745	0.945	36.637	0.393
36	44.523	0.156	30.857	0.712	47.803	0.090	22.934	0.955	36.669	0.438

Not: zm, z1...z30: standardize hata terimleri, χ^2 : otokorelasyon ölçüsü, p değeri: χ^2 anlamlılık düzeyi

Tablo 2. İki değişkenli ccc garch yöntemine göre seçilen portföy (P1, ..., P30) ile piyasa portföyünün (PM) standardize hata terimlerinin çarpımlarının X^2 değeri ile ölçülen otokorelasyonu

Otokorelasyon Gecikmeler	z16*zm		z17*zm		z18*zm		z19*zm		z20*zm	
	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri
1	0.049	0.824	0.070	0.792	0.054	0.816	0.076	0.783	0.134	0.715
2	0.063	0.969	0.433	0.805	0.485	0.785	0.138	0.933	0.452	0.798
3	0.594	0.898	0.668	0.881	1.467	0.690	0.360	0.948	1.493	0.684
4	1.819	0.769	0.958	0.916	2.504	0.644	2.293	0.682	2.297	0.681
5	1.819	0.874	1.178	0.947	2.893	0.716	2.366	0.797	2.297	0.807
6	2.976	0.812	2.091	0.911	4.601	0.596	3.198	0.784	3.525	0.741
7	3.822	0.800	3.842	0.798	5.946	0.546	4.179	0.759	4.797	0.685
8	5.009	0.757	5.212	0.735	7.663	0.467	5.297	0.725	5.734	0.677
9	5.697	0.770	5.682	0.771	8.035	0.531	5.348	0.803	5.977	0.742
10	38.472	0.000	13.518	0.196	28.844	0.001	11.514	0.319	26.082	0.004
11	38.566	0.000	13.558	0.258	29.017	0.002	11.613	0.393	26.444	0.006
12	38.619	0.000	13.559	0.330	29.055	0.004	11.630	0.476	26.445	0.009
13	38.770	0.000	13.731	0.393	29.282	0.006	11.630	0.558	26.474	0.015
14	45.242	0.000	24.200	0.043	37.196	0.001	15.517	0.344	32.189	0.004
15	46.018	0.000	26.632	0.032	39.668	0.001	17.037	0.317	34.245	0.003
16	46.591	0.000	27.237	0.039	40.166	0.001	17.065	0.381	34.425	0.005
17	47.758	0.000	27.537	0.051	41.413	0.001	18.575	0.353	34.714	0.007
18	47.889	0.000	27.778	0.066	41.548	0.001	18.798	0.404	35.166	0.009
19	48.149	0.000	28.231	0.079	41.784	0.002	19.376	0.433	35.343	0.013
20	48.344	0.000	28.395	0.100	42.028	0.003	19.424	0.494	35.494	0.018
21	48.412	0.001	28.550	0.125	42.041	0.004	19.443	0.557	35.495	0.025
22	48.455	0.001	29.766	0.124	42.860	0.005	19.482	0.615	36.890	0.024
23	48.455	0.001	30.062	0.148	43.047	0.007	19.531	0.670	36.890	0.033
24	48.457	0.002	30.066	0.183	43.791	0.008	19.899	0.702	36.901	0.045
25	48.551	0.003	30.101	0.221	43.799	0.011	19.968	0.748	36.901	0.059
26	48.713	0.004	30.184	0.260	44.061	0.015	20.077	0.788	36.901	0.076
27	48.872	0.006	30.472	0.293	44.239	0.020	20.730	0.799	37.179	0.092
28	48.891	0.009	30.474	0.341	44.297	0.026	20.733	0.836	37.185	0.115
29	49.130	0.011	31.061	0.363	45.691	0.025	21.039	0.858	37.355	0.137
30	50.221	0.012	31.738	0.380	46.296	0.029	24.005	0.772	38.015	0.149
31	50.676	0.014	32.017	0.416	46.484	0.037	24.647	0.783	38.424	0.169
32	50.737	0.019	32.095	0.462	46.583	0.046	24.716	0.817	38.504	0.199
33	51.062	0.023	32.576	0.488	46.876	0.055	24.716	0.850	38.598	0.231
34	51.738	0.026	32.637	0.534	46.952	0.069	24.716	0.878	38.600	0.269
35	52.318	0.030	32.719	0.579	47.081	0.083	24.994	0.895	38.689	0.307
36	52.337	0.038	32.997	0.612	47.090	0.102	25.281	0.909	39.053	0.334

Not: zm, z1...z30: standardize hata terimleri, χ^2 : otokorelasyon ölçüsü, p değeri: χ^2 anlamlılık düzeyi

Tablo 2. İki değişkenli ccc garch yöntemine göre seçilen portföy (P1, ..., P30) ile piyasa portföyünün (PM) standardize hata terimlerinin çarpımlarının X^2 değeri ile ölçülen otokorelasyonu

Otokorelasyon Gecikmeler	z21*zm		z22*zm		z23*zm		z24*zm		z25*zm	
	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri
1	0.000	0.999	0.050	0.823	0.000	0.990			0.006	0.940
2	0.133	0.936	0.057	0.972	0.001	0.999			0.303	0.859
3	0.348	0.951	0.276	0.965	0.732	0.866			0.393	0.942
4	1.091	0.896	0.764	0.943	1.477	0.831			1.850	0.763
5	1.097	0.954	0.917	0.969	1.483	0.915			1.868	0.867
6	3.185	0.785	2.414	0.878	2.799	0.834			3.441	0.752
7	6.148	0.523	3.588	0.826	4.692	0.697			4.433	0.729
8	7.001	0.537	4.816	0.777	6.329	0.610			6.314	0.612
9	7.020	0.635	5.355	0.802	6.404	0.699			6.480	0.691
10	12.476	0.254	19.764	0.032	18.998	0.040			17.999	0.055
11	12.545	0.324	19.832	0.048	19.072	0.060			18.021	0.081
12	12.558	0.402	20.027	0.067	19.183	0.084			18.183	0.110
13	12.570	0.482	20.057	0.094	19.183	0.118			18.359	0.144
14	28.262	0.013	26.123	0.025	26.173	0.025			33.298	0.003
15	30.357	0.011	27.985	0.022	28.158	0.021			36.004	0.002
16	30.390	0.016	28.511	0.027	28.303	0.029			37.069	0.002
17	31.482	0.017	30.046	0.026	29.531	0.030			37.598	0.003
18	31.765	0.023	30.220	0.035	29.596	0.042			37.969	0.004
19	31.789	0.033	30.578	0.045	29.749	0.055			37.972	0.006
20	31.805	0.045	30.683	0.060	29.998	0.070			38.235	0.008
21	32.195	0.056	30.683	0.079	30.003	0.092			38.293	0.012
22	32.232	0.074	30.691	0.103	30.117	0.116			38.714	0.015
23	32.266	0.095	31.460	0.112	30.160	0.145			39.255	0.019
24	32.556	0.114	31.463	0.141	30.160	0.179			39.255	0.026
25	32.992	0.131	32.154	0.154	30.172	0.218			39.515	0.033
26	33.585	0.146	32.700	0.171	30.353	0.253			39.657	0.042
27	33.877	0.170	33.387	0.185	31.141	0.265			40.583	0.045
28	33.956	0.202	33.419	0.221	31.141	0.311			40.613	0.058
29	34.303	0.228	34.210	0.232	31.198	0.356			41.244	0.066
30	35.842	0.213	35.511	0.225	31.880	0.373			41.855	0.074
31	36.174	0.240	36.304	0.235	32.747	0.381			42.513	0.082
32	36.365	0.273	36.581	0.264	32.792	0.428			42.577	0.100
33	36.368	0.315	37.133	0.284	32.891	0.473			42.577	0.123
34	36.406	0.357	37.440	0.314	32.933	0.520			42.622	0.147
35	36.696	0.390	37.715	0.346	33.037	0.563			42.804	0.171
36	36.937	0.425	37.716	0.391	33.199	0.603			43.428	0.184

Not: zm, z1...z30: standardize hata terimleri, χ^2 : otokorelasyon ölçüsü, p değeri: χ^2 anlamlılık düzeyi

Tablo 2. İki değişkenli ccc garch yöntemine göre seçilen portföy (P1, ..., P30) ile piyasa portföyünün (PM) standardize hata terimlerinin çarpımlarının X^2 değeri ile ölçülen otokorelasyonu

Otokorelasyon Gecikmeler	z26*zm		z27*zm		z28*zm		z29*zm		z30*zm	
	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri	χ^2	p değeri
1	0.009	0.924	0.055	0.815	0.009	0.925	0.026	0.873	0.071	0.790
2	0.023	0.989	0.689	0.709	0.188	0.911	0.379	0.827	0.526	0.769
3	0.318	0.957	1.447	0.695	0.430	0.934	0.680	0.878	1.002	0.801
4	1.068	0.899	2.324	0.676	1.813	0.770	1.733	0.785	2.598	0.627
5	1.071	0.957	2.336	0.801	1.827	0.873	1.951	0.856	2.653	0.753
6	2.446	0.874	3.489	0.745	3.566	0.735	2.937	0.817	4.323	0.633
7	4.706	0.696	4.731	0.693	5.358	0.616	4.481	0.723	6.909	0.438
8	6.211	0.624	6.135	0.632	6.488	0.593	5.927	0.655	9.235	0.323
9	6.570	0.682	6.163	0.724	6.516	0.687	5.956	0.744	9.326	0.408
10	23.472	0.009	26.049	0.004	28.071	0.002	15.561	0.113	19.571	0.034
11	23.662	0.014	26.331	0.006	28.147	0.003	15.700	0.153	19.654	0.050
12	23.673	0.023	26.363	0.010	28.338	0.005	15.741	0.203	19.677	0.073
13	23.708	0.034	26.367	0.015	28.347	0.008	15.802	0.260	19.682	0.103
14	28.462	0.012	29.753	0.008	34.414	0.002	29.919	0.008	20.345	0.120
15	29.899	0.012	31.869	0.007	35.165	0.002	32.554	0.005	22.431	0.097
16	30.074	0.018	32.526	0.009	35.483	0.003	33.111	0.007	22.701	0.122
17	31.048	0.020	33.007	0.011	37.146	0.003	33.984	0.008	24.162	0.115
18	31.268	0.027	33.236	0.016	37.476	0.005	34.422	0.011	24.834	0.130
19	32.024	0.031	33.463	0.021	37.760	0.006	34.458	0.016	24.841	0.166
20	32.028	0.043	33.474	0.030	37.937	0.009	34.686	0.022	24.943	0.204
21	32.086	0.057	33.516	0.041	38.018	0.013	34.826	0.029	25.014	0.247
22	32.413	0.071	33.518	0.055	38.578	0.016	34.989	0.039	25.215	0.287
23	32.436	0.091	33.518	0.072	38.597	0.022	35.055	0.051	25.300	0.335
24	32.459	0.116	33.518	0.094	38.826	0.028	35.067	0.067	25.303	0.389
25	32.474	0.145	33.768	0.113	38.852	0.038	35.207	0.085	25.836	0.416
26	32.896	0.165	33.908	0.137	39.558	0.043	35.322	0.105	25.836	0.472
27	33.365	0.185	33.982	0.167	39.938	0.052	35.516	0.126	26.111	0.512
28	33.365	0.223	33.992	0.201	40.019	0.066	35.538	0.155	26.203	0.562
29	33.909	0.243	34.283	0.229	40.493	0.076	36.025	0.173	26.615	0.592
30	36.388	0.196	35.264	0.233	40.995	0.087	36.961	0.178	28.576	0.540
31	36.837	0.217	35.323	0.271	41.585	0.097	37.464	0.197	28.791	0.580
32	37.733	0.224	35.464	0.308	41.817	0.115	37.520	0.231	29.286	0.605
33	37.742	0.261	35.636	0.345	42.183	0.131	37.650	0.265	29.294	0.652
34	37.780	0.301	35.695	0.389	42.243	0.157	37.650	0.306	29.353	0.695
35	38.054	0.332	35.746	0.433	42.257	0.186	37.653	0.349	29.386	0.736
36	38.121	0.373	35.765	0.480	42.541	0.210	38.103	0.374	29.595	0.766

Not: zm, z1...z30: standardize hata terimleri, χ^2 : otokorelasyon ölçüsü, p değeri: χ^2 anlamlılık düzeyi

EK 3- ÖRNEKLEM SETİNDE YER ALAN HİSSE SENETLERİNİN LİSTESİ

ADEL	AVIVA	DERİM	ENKAI	IEYHO	KRSTL	PIMAS	TRKCM
AEFES	AYGAZ	DEVA	EREGL	IHEVA	LINK	PKENT	TRNSK
AFYON	BAGFS	DGGYO	ESCOM	IHMAD	LOGO	PNSUT	TUPRS
AKBNK	BAKAB	DITAS	ESEMS	IPEKE	MAALT	PRKAB	UCAK
AKCNS	BANVT	DMSAS	FFKRL	ISCTR	MAKTK	PRTAS	UNYEC
AKENR	BERDN	DOBUR	FINBN	ISFIN	MARTI	RHEAG	USAK
AKSA	BROVA	DOGUB	FRIGO	ISGYO	MEMSA	SAHOL	VAKFN
AKSUE	BRSAN	DURDO	FROTO	ISYAT	MERKO	SANKO	VAKKO
ALARK	BRYAT	DYHOL	FVORI	IZMDC	METRO	SERVE	VESTL
ALCAR	BSHEV	ECBYO	GDKYO	IZOCM	MIPAZ	SISE	YATAS
ALGYO	BTCIM	ECILC	GENTS	KAPLM	MRDIN	SKBNK	YAZIC
ALKIM	BUCIM	EDIP	GLYHO	KARSN	MRSHL	SKPLC	YKGYO
ALTIN	BURCE	EGCYH	GOLTS	KARTN	NTHOL	SKTAS	YKSGR
ALYAG	CBSBO	EGEEN	GRNYO	KCHOL	NTTUR	SODA	YUNSA
ANACM	CLEBI	EGGUB	GSDDE	KERVN	NUGYO	SONME	
ANHYT	CRDFA	EGLYO	GSRAY	KIPA	OLMIP	TATKS	
ANSGR	DAGHL	EGSER	GUBRF	KLMSN	OTKAR	TBORG	
ARFYO	DARDL	EGYO	GUSGR	KNFRT	PARSN	TCELL	
ARSAN	DENCM	EMKEL	HEKTS	KONYA	PENGD	TIRE	
ATSYH	DENTA	EMNIS	HZNDR	KRDMD	PETKM	TRCAS	

Ö Z G E Ç M İ Ş

Adı ve SOYADI :Ayça AKYATAN

Doğum Yeri - Tarihi:İstanbul – 26.08.1979

Eğitim Durumu

Mezun Olduğu Lise :Üsküdar Anadolu Lisesi

Lisans Diploması :İstanbul Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İşletme Ana Bilim Dalı
(İngilizce)

Yüksek

Lisans Diploması :Marmara Üniversitesi, Muhasebe/Finans (İngilizce)

Tez Konusu :An Insight Into Hormonal Effects On Risk Taking: A Research In
ISE

Yabancı Dil / Diller :İngilizce, Almanca

İş Deneyimi

Çalıştığı Kurumlar :Grant Thornton, Denetçi Asistanı, 08.10.2004-31.10.2006

KPMG, Transaction Services, Senior Auditor, 11.12.2006 –
31.10.2008

Tantur, İç Denetim Uzmanı, 12.05.2009 – 09.12.2010

SunExpress Havayolları, Raporlama Uzmanı, 25.06.2012 –
05.07.2013

Ceylan İşletme A.Ş., Bütçe ve Raporlama Şefi, 12.10.2015 –
16.06.2017

E-Posta :aycaakyatan79@gmail.com